

Norske konjunkturer og boligpriser i perioden 1985-2010

Ida Elisabeth Andersen

Veileder

Arngrim Hunnes

*Masteroppgaven er gjennomført som ledd i utdanningen ved
Universitetet i Agder og er godkjent som del av denne utdanningen.
Denne godkjenningen innebærer ikke at universitetet inntår for de
metoder som er anvendt og de konklusjoner som er trukket.*

Universitetet i Agder, 2011

Fakultet for økonomi og samfunnsvitenskap

Institutt for økonomi

Forord

Masteroppgaven, ved Universitetet i Agder, er en obligatorisk del av det femårige studiet i økonomi og administrasjon. Oppgaven teller 30 studiepoeng, og skrives vårsemesteret 2011.

Valg av emne for masteroppgaven er forholdsvis fritt, så lenge det passer inn i masterfordypningen. Det viktige er at det skal være mulig å gjøre forskning om emnet, og å finne vitenskapelig relevant teori på området.

Gjennom studietiden har jeg fordypet meg innen fagfeltet eiendomsøkonomi, samtidig som jeg har en genuin interesse for konjunkturer og konjunkturteori. Masteroppgaven er en tverrfaglig kombinasjon av disse fagfeltene. Arbeidet med masteroppgaven har vært utfordrende, spennende og svært lærerikt.

Jeg vil rette en stor takk til førsteamanuensis Arngrim Hunnes for råd og god hjelp med masteroppgaven. Deretter vil jeg takke Mona Takle fra Statistisk sentralbyrå for gode tilbakemeldinger angående tidsseriene i oppgaven. Til slutt vil jeg takke min mann, Magnus Larsen, for å ha lest korrektur på oppgaven.

Kristiansand, våren 2011

Ida Elisabeth Andersen

Sammendrag

Hensikten med denne oppgaven er å undersøke om norske konjunkturer har påvirket norske boligpriser i perioden 1985-2010. Det vil også bli undersøkt om boligprisene tenderer til å lede eller lagge det generelle aktivitetsnivået i økonomien.

Opgaven er teoretisk forankret i boligpris- og konjunkturteori. Boligprisene bestemmes ut i fra tilbud og etterspørsel i markedet. På kort sikt er boligprisen tilnærmet gitt, fordi det tar tid å endre antall tilgjengelige boliger på markedet, og prisen vil dermed avhenge sterkt av etterspørselen. På lengre sikt er det flere forhold som påvirker boligprisene. DiPasquale og Wheaton-modellen illustrerer hvordan boligprisene blir påvirket av tilbud og etterspørsel, makroøkonomiske forhold, samt nybygging. Teorien om konjunkturer er basert på hva konjunkturer er, konjunkturenes egenskaper og ulike konjunkturteorier. Det blir fastslått at bruttonasjonalprodukt (BNP) er et godt egnet mål på konjunkturer. I tillegg ses det på hvordan ulike økonomiske størrelser ser ut til å utvikle seg i forhold til BNP.

I oppgaven blir det tatt utgangspunkt i to tidsserier; en boligprisindeks og BNP-indeks. Tidsseriene blir fremstilt i nominelle og reelle størrelser, i tillegg til sesongjusterte størrelser av BNP. Undersøkelsene blir i denne oppgaven utført med kvartalsvise tidsintervaller.

For å kunne analysere sykelutslagene i oppgaven, er det estimert en trend. Hodrick-Prescott-filter er benyttet til å estimere denne trenden. Regresjonsanalysene er basert på en enkel regresjonsmodell, og minste kvadraters metode benyttes til selve estimeringen.

Resultatene av regresjonsanalysene påviser at det finnes sammenhenger mellom BNP og boligpriser i perioden, men i varierende grad. Det er viktig å påpeke at utviklingen i BNP kun er én av mange faktorer som påvirker boligprisen, og dermed bare blir en delforklaring på det modellerte forholdet.

Regresjonsanalysene viser at det er svært små forskjeller mellom resultatene for reelle og nominelle priser. Dette gjelder både for kvartalsvise avvik fra trend, og kvartalsvise endringer. Imidlertid er det tydelig at kvartalsvise sykelutslag i BNP kan forklare kvartalsvise sykelutslag i boligprisen mye bedre enn hvordan kvartalsvise endringer i BNP kan forklare kvartalsvise endringer i boligprisen. Gjennom den undersøkte perioden viser det seg også å være en tendens til at boligprisene tenderer til å lagge BNP. Ut i fra grafisk analyse er tendensen at boligprisen lagger BNP med ett til to kvartaler.

Innhold

Forord	2
Sammendrag	3
Figuroversikt	7
Tabelloversikt	9
1.0 Innledning	10
1.2 Problemstilling og avgrensning	11
1.4 Videre oppbygning av oppgaven	11
2.0 Konjunkturteori	12
2.1 Hva er konjunktursykler	12
2.2 Ledende og laggende indikatorer	14
2.3 Konjunkturteorier	16
2.3.1 Realkonjunkturteori	17
2.3.2 Keynesiansk konjunkturteori	17
2.4 Produksjonsgapet	18
3.0 Boligpristeori	20
3.1 Prisdannelsen i markedet	20
3.1.1 Eterspørselsteori	20
3.1.2 Optimal godekombinasjon	21
3.2 Kjennetegn ved bolig som økonomisk gode	23
3.3 Hva bestemmer boligprisene?	24
3.4 DiPasquale og Wheaton-modellen	25
3.4.1 Leiemarkedet	25
3.4.2 Eiendomsmarkedet	25
3.4.3 Nybyggingsmarkedet	26
3.4.4 Markedet for nybygging og beholdning	26

4.0 Data	28
4.1 Dataseriene	28
4.1.1 Måling av bruttonasjonalprodukt	28
4.1.2 Måling av boligprisene	29
4.2 Detrending av data.....	31
4.2.1 Hodrick-Prescott-filteret (HP-filteret)	31
4.3 Tilstand i Norge 1985-2010.....	34
Før 1980 – oppbygning av den nye velferdsstaten	34
1980-1990	34
1990-1999	35
2000-2010	36
4.4 Presentasjon av data.....	39
5.0 Økonometrisk modell	48
5.1 Stasjonæritet	48
5.2 Enkel regresjonsmodell	51
5.3 Minste kvadraters metode.....	53
5.4 Bestemme optimalt antall tidsforskyvninger	55
5.5 Oppsett for regresjonsanalysen.....	57
5.5.1 Endringsform	57
5.5.2 Avviksform	60
5.6 Periodisering	62
5.7 Tester benyttet i regresjonsanalysen.....	63
6.0 Estimasjonsresultater.....	66
6.1 Endringsform perioden 1985-2010.....	68
6.2 Avviksform perioden 1985-2010.....	72
6.3 Delperiode 1: 1985-1997	77
6.3.1 Endringsform	77

6.3.2 Avviksform	81
6.4 Delperiode 2: 1998-2010	85
6.4.1 Endringsform	85
6.4.2 Avviksform	88
7.0 Drøfting	92
8.0 Konklusjon	97
Litteraturliste	98

Figuroversikt

Figur 1: Et forklarings skjema.....	16
Figur 2: Sammenhengen mellom faktisk og potensiell produksjon og produksjonsgapet.....	19
Figur 3: Indifferenskartet.	21
Figur 4: Budsjettlinjen.....	22
Figur 5: Konsumentens økonomiske tilpasning.	23
Figur 6: DiPasquale & Wheaton-modellen.	26
Figur 7: Etterspørselsøkning	27
Figur 8: Kvartalsvis utvikling i nominell og realboligpris i perioden 1985-2010..	39
Figur 9: Kvartalsvis utviklingen i nominelt og reelt BNP fra 1985-2010.....	40
Figur 10: Utvikling i nominell boligpris og trend fra 1985-2010..	41
Figur 11: Utvikling i reell boligpris og trend fra 1985-2010..	41
Figur 12: Utvikling i nominelt BNP i millioner kroner og trend fra 1985-2010.	42
Figur 13: Utvikling i reelt BNP i millioner kroner og trend fra 1985-2010.....	42
Figur 14: Kvartalsvis endring i reelt BNP og realboligpris..	43
Figur 15: Kvartalsvis endring i realboligpris og sesongjustert reelt BNP.....	44
Figur 16: Sykelutslag i realboligprisen og bruttonasjonalprodukt. Ingen størrelser er sesongjustert..	45
Figur 17: Sykelutslag i realboligprisen og bruttonasjonalprodukt.. BNP er sesongjustert..	46
Figur 18: Sykelutslag i reelt BNP og sesongjustert reelt BNP.....	47
Figur 19: Enkel regresjon med én uavhengig variabel.....	52
Figur 20: Nominelle endringer i perioden 1985-2010.....	68
Figur 21: Reelle endringer i perioden 1985-2010	68
Figur 22: Nominelle sykelutslag i perioden 1985-2010.....	72
Figur 23: Reelle sykelutslag i perioden 1985-2010	72
Figur 24: Nominelle endringer i perioden 1985-1997.....	77
Figur 25: Reelle endringer i perioden 1985-1997	77
Figur 26: Nominelle sykelutslag i perioden 1985-1997.....	81
Figur 27: Reelle sykelutslag i perioden 1985-1997	81
Figur 28: Nominell endring i perioden 1998-2010	85
Figur 29: Reelle endringer i perioden 1998-2010	85
Figur 30: Nominelle sykelutslag i perioden 1998-2010.....	88

Figur 31: Reelle sykelutslag i perioden 1998-2010	88
Figur 32: Nominelle sykelutslag 1985-2010.....	92
Figur 33: Reelle sykelutslag perioden 1985-2010.....	92

Tabelloversikt

Tabell 1: Kritisk verdi Dickey-Fuller-Test.....	50
Tabell 2: Regresjonsresultater på endringsform 1985-2010	69
Tabell 3: Regresjonsresultater på avviksform 1985-2010.....	73
Tabell 4: Regresjonsresultater på endringsform 1985-1997	78
Tabell 5: Regresjonsresultater på avviksform 1985-1997.....	82
Tabell 6: Regresjonsresultater på endringsform 1998-2010	86
Tabell 7: Regresjonsresultater på avviksform 1998-2010.....	89

1.0 Innledning

Hensikten med dette første kapitlet er å gi leseren en innføring i hva oppgaven vil ta for seg. Kapitlet inneholder motivasjon og aktualitet for oppgaven, presisering av problemstilling, samt oppgavens videre progresjon.

1.1 Oppgavens aktualitet og motivasjon

Gjennom verdenshistorien har det vært økonomiske bølger. Det har vært gode tider, dårlige tider og det vi kan kalle for økonomiske kriser. Det er ikke lenge siden verden opplevde en global finanskris. Verden var i denne perioden inne i en nedgangskonjunktur. Denne nedgangskonjunktoren fulgte etter en lang og kraftig oppgangskonjunktur. Før krisen inntraff, hadde mange steder i verden, inkludert Norge, hatt en kraftig økonomisk vekst. Spesielt kan man fremheve en ekstrem vekst, og påfølgende spekulasjoner i boligmarkedet. Mulighetene for rask profitt i eiendomsmarkedene trakk til seg nye investorer, som igjen var med på å forsterke boligprisøkningen. Boligprisene var flere steder i verden i det vi kan kalle prisbobler, det vil si at boligprisene var uten realøkonomisk støtte. Da finanskrisen var et faktum, stoppet boligbyggingen mer eller mindre opp, og eiendomsprisene raste. I etterkant har boligbyggingen og prisene i Norge økt igjen. Det samme har bruttonasjonalproduktet, BNP, som ofte er en indikator på konjunkturerne.

I Norge vies boligprisene svært mye oppmerksomhet. Nesten daglig finner man avisoppslag om hvordan boligprisene har utviklet seg den siste tiden, og spådommer om fremtidig utvikling. Trolig skyldes denne interessen at en svært høy andel av den norske befolkning eier egen bolig, og ønsker å følge med på egen boligverdi og nye investeringsmuligheter. Dette, i tillegg til at en boliginvestering ofte er den største enkeltinvesteringen man gjør i løpet av livet, forklarer mye av den allmenne interessen for boligpriser. Forholdet mellom boligpriser og konjunkturer er emnet denne masteroppgaven er basert på. Det er interessant å se hvordan disse størrelsene har beveget seg i forhold til hverandre, historisk sett, fordi man på bakgrunn av historien ofte kan si noe om hvordan disse størrelsene vil bevege seg i forhold til hverandre i fremtiden. Viser det seg at den ene størrelsen kan være en indikator for hvordan den andre størrelsen vil bevege seg, kan denne informasjonen være svært nyttig. For eksempel vil

myndigheter, som til en viss grad prøver å styre utviklingen gjennom renter, avgifter og ikke minst nybygging, kunne bruke informasjonen til styring i forhold til ønsket utvikling.

1.2 Problemstilling og avgrensning

I masteroppgaven vil jeg undersøke om norske konjunkturer har påvirket boligprisene i Norge i perioden 1985-2010. Og tenderer boligprisene til å lede eller lagge konjunkturutviklingen? Problemstillingen er formulert på denne måten:

Hvor sensitive har boligprisene vært for konjunktursvingningene i Norge i perioden 1985-2010?

Konjunktorene vil i denne oppgaven bli målt ved *bruttonasjonalprodukt*, forkortet BNP. Oppgaven vil ikke gå inn på mer konkrete mål for konjunkturer, som for eksempel sysselsetting. Det vil kun bli sett på hvordan BNP avviker fra trenden. Som mål på boligprisene vil det benyttes en boligprisindeks. Analysen vil ta for seg boligene i Norge totalt sett, uavhengig av boligtype.

1.4 Videre oppbygning av oppgaven

Oppgaven er bygget opp av åtte kapitler. Kapittel to og tre er teorkapitlene i oppgaven. Kapittel to tar for seg konjunkturteori, og kapittel tre tar for seg boligpristeori. Kapitlene bidrar til å se oppgaven i en større sammenheng, ved å benytte seg av tidligere forskning og eksisterende teori på fagområdene. Kapittel fire fremlegger en presentasjon av data på området, og kapittel fem presenterer en økonometrisk modell til bruk i den empiriske analysen. Det sjette kapitlet består av selve analysen, med tilhørende grafer og regresjonsresultater. Det sjuende kapitlet gir en drøfting av analysen. I kapittel åtte avsluttes oppgaven med en konklusjon. Bakerst i oppgaven ligger litteraturlisten.

2.0 Konjunkturteori

Dette kapitlet gir en teoretisk fremstilling av konjunktursykler, og hva tidligere forskning har kommet frem til på området. Kapitlet blir innledet med hva bruttonasjonalprodukt og konjunktursykler er. Videre blir det presentert hvordan forskjellige økonomiske størrelser varierer i forhold til bruttonasjonalprodukt. Deretter gis en fremstilling av de to hovedkonjunkturteoriene; realkonjunkturteori og den keynesianske teori. Til slutt i kapitlet presenteres produksjonsgapet, som er et uttrykk for økonomiens samlede kapasitetsutnyttning i forhold til normalnivå.

2.1 Hva er konjunktursykler

Et lands mål på økonomisk suksess er landets evne til å skape høy og voksende produksjon. Produksjon kan måles på mange forskjellige måter. Det vanligste er imidlertid å måle produksjon i *bruttonasjonalprodukt*, populært kalt BNP. Målt i priser er BNP verdien av alle de varer og tjenester landet produserer i løpet av en periode. Man kan måle BNP nominelt, det vil si i løpende priser, eller man kan måle BNP reelt. Reelt BNP måles i faste priser. En slik reel måling korrigerer for inflasjon. Det er svingningene i BNP i forhold til en estimert trend vi kaller konjunktursvingninger. Forbigående tilbakeslag i økonomien kalles resesjon. Er tilbakeslagene vedvarende og dype, kaller man dem gjerne depresjon. Økonomisk oppgang kalles gjerne for ekspansjon. (Dedekam, 1999).

Konjunktursvingninger er et forholdsvis nytt fenomen, som oppsto i kjølvannet av den industrielle revolusjon tidlig på 1800-tallet. Det hadde selvsagt vært svingninger i økonomien i eldre jordbrukssamfunn også, men disse økonomiske krisene hang ofte tett sammen med uår i jordbruket, pest eller krig. Disse krisene var annerledes, og skapte for eksempel ikke høy arbeidsledighet, slik som de konjunktursvingningene vi kjenner fra det industrialiserte samfunn. Arbeidsledighet er faktisk et forholdsvis nytt begrep, som ikke kom i bruk før langt ut på 1800-tallet. (Steigum, 2004).

Knoop (2010) trekker frem flere faktiske forhold om konjunkturer. Konjunkturer er ikke sykliske. At man bruker begrepet konjunktursykler er altså noe misvisende. Sykler refererer i

utgangspunktet til et bestemt og forutsigbart mønster. Konjunktursykler, derimot, varierer i størrelse og varighet, og er ikke gjentakende. Lengden på den forrige syklusen kan ikke brukes til å predikere lengden på den neste syklusen. Konjunkturer er heller ikke symmetriske. Tilbakegang i økonomiske aktivitet, resesjon, og i dype og vedvarende tilfeller depresjon, er ikke symmetrisk i forhold til ekspansjonene. Bølgene vil variere, men historisk sett viser det seg at ekspansjonene har lengre varighet enn resesjonene. (Knoop, 2010). Det kan gå lang tid mellom vendepunktene, faktisk helt opp til 10-12 år. Andre ganger går det bare omtrent et år fra et vendepunkt til det neste vendepunktet. I perioder kan svingningene være små, slik at man opplever en forholdsvis jevn vekst i økonomien. Likevel kan neste periode inneholde kraftige svingninger og ustabilitet i økonomien. Det finnes altså ingen lovmessigheter som kan gi grunnlag for nøyaktige prediksjoner på konjunkturer. Derimot finner man tregheter i økonomien. Dette fører til det man kaller persistens i den økonomiske aktiviteten. Med persistens menes at om det er en høykonjunktur i år, blir det mest sannsynlig høykonjunktur til neste år også. Motsatt vil en lavkonjunktur i år øke sannsynligheten for at det blir lavkonjunktur også til neste år. (Steigum, 2004).

På en elegant, metaforisk måte formulerte Russeren Eugen Slutsky disse tankene om konjunkturer allerede i 1937:

“Just as waves following each other on the sea do not repeat each other perfectly, so economic cycles never repeat earlier ones exactly either in duration or in amplitude. Nevertheless, in both cases, it is almost always possible to detect, even in the multitude of individual peculiarities of the phenomena, marks of certain approximate uniformities and regularities.” (Slutsky, 1937, side 105).

I definisjonen vektlegger Slutsky særlig konjunkturenes uregelmessigheter, og påpeker at ingen konjunkturer vil være like. En annen type, og mer presis, definisjon på konjunkturer er utarbeidet av økonomen Wesley Michell, og daterer seg tilbake til 1927:

“Business cycles are a type of fluctuations 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; the 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, s. 468).

Definisjonen over forteller at konjunkturer er styrt av flere økonomiske aktiviteter, som samvarierer over tid. Knoop (2010) poengterer at komponentene BNP består av, hver for seg, ikke nødvendigvis korrelerer med BNP, men at man her finner avvik.

Det er altså flere måter å definere en konjunktursykel på. I USA har man som oftest sett til vurderinger gjort av forskningsinstituttet National Bureau of Economic Research (NBER). Forskningsinstituttet gjør beregninger på grunnlag av flere økonomiske indikatorer i amerikansk økonomi, og har utviklet flere kjennetegn på konjunkturer. NBERs kjennetegn på en lavkonjunktur er to eller flere påfølgende kvartaler med negativ vekst i BNP. En høykonjunktur har den motsatte definisjonen, to eller flere kvartaler med positiv vekst i BNP. NBER har også kjennetegn på konjunkturbunner- og topper. Bunnene og toppene nås der den tallmessige verdien av avviket mellom faktisk serie og trend er høyest. Perioden fra konjunkturtopp til konjunkturbunn angir konjunkturedgangen. Omvendt angir perioden fra konjunkturbunn til konjunkturtopp konjunkturoppgangen. (Benedictow & Johansen, 2005).

2.2 Ledende og laggende indikatorer

BNP består, som sagt over, av mange forskjellige økonomiske komponenter. Vi har tidligere påpekt at hver for seg vil de ikke nødvendigvis korrelere med BNP. Forskning utført av Mitchell og Burns (1970-1994) viste imidlertid at enkelte økonomiske størrelser så ut til å samvariere med BNP, men at disse størrelsene gjerne nådde toppnivå noe tidligere eller senere enn BNP. Vi kaller disse størrelsene ledende eller laggende (etterslepene) indikatorer for konjunkturutviklingen. (Burda & Wyplosz, 2001). Størrelser som er ledende følges ofte med stor interesse, fordi de kan gi signaler om konjunkturomslag. Det finnes også økonomiske størrelser som er antatt å være forholdsvis sammenfallende. Boligpriser er antatt å være en forholdsvis sammenfallende størrelse med konjunkturutviklingen i litteraturen. Hvis en økonomisk størrelse har tendens til å være høy i høykonjunktur, og lav i lavkonjunktur, sier vi at den varierer medsyklisk med konjunktorene. Samlet sysselsetting er et eksempel på en økonomisk størrelse som tenderer til å variere medsyklisk med BNP. Det vil si at samlet sysselsetting tenderer til å ligge under trend i lavkonjunkturer, og over trend i høykonjunkturer. Mellom medsykliske størrelser vil man altså finne positiv korrelasjon. På den andre side sier vi at en størrelse varierer motsyklisk om den tenderer til å være høy i lavkonjunktur, og lav i høykonjunktur. Arbeidsledighetsraten er et eksempel på en størrelse

som varierer motsyklisk i forhold til konjunktorene. Det er få arbeidsledige under høykonjunkturer, og omvendt ligger arbeidsledighetsraten over normalen under lavkonjunkturer. (Steigum, 2004). For å kunne gjøre analyser av hvordan ulike økonomiske størrelser beveger seg i forhold til BNP, er det særlig tre statistiske egenskaper som er av interesse.

Volatilitet

Volatiliteten til en variabel sier hvor mye variabelen varierer i løpet av en konjunktursykel. Man kan benytte variabelens standardavvik som mål på variabelens volatilitet. Det empiriske standardavviket s_x til en serie av observasjoner til variabelen x_t , innen tidsintervallet $t = 1, 2, \dots, T$ er definert som:

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

Her er \bar{x} (strek over) den empiriske gjennomsnittsverdien av alle observasjonene av variabelen x . Er standardavviket høyt, vil det bety at svingningene er hyppige og betydelige i størrelse. Er volatiliteten høy, vil det bety at variabelen svinger betydelig i forhold til BNP.

Korrelasjon

Korrelasjon er et mye brukt mål innenfor statistikken, og angir styrken på den lineære avhengigheten mellom to variabler. Korrelasjonen angis som et tall mellom -1 og 1. Positiv korrelasjon vil forekomme når de to variablene samvarierer, mens negativ korrelasjon indikerer at variablene ikke samvarierer. I dette tilfellet vil korrelasjon forklare i hvilken grad den sykliske komponenten x_t samvarierer med den sykliske komponenten i BNP.

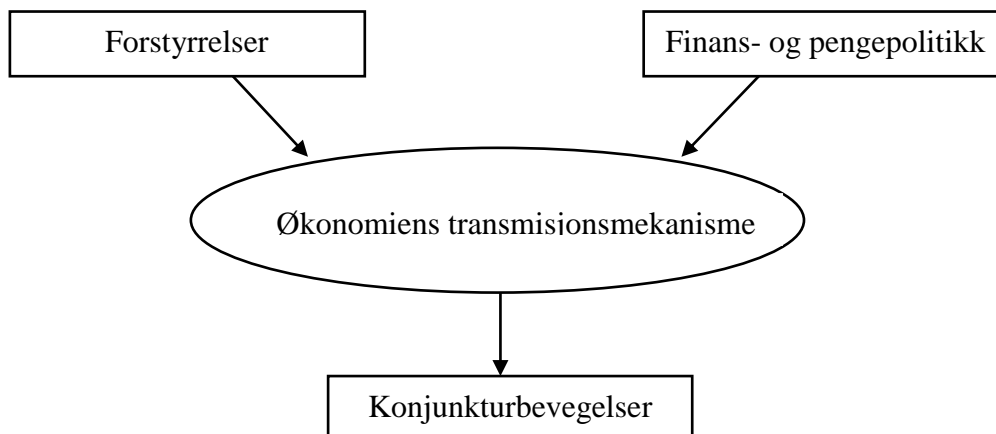
Persistens

At en variabel x på tidspunkt t avhenger av verdien på variabelen x i tidligere perioder ($t-n$) og i perioder etter tidspunkt t ($t+n$), kalles persistens. Med dette menes at om en variabel er høy i perioden $t-1$, vil dette øke sannsynligheten for at x også er høy i perioden t . Persistens oppstår fordi det er tregheter i økonomiske variabler. Man kan måle persistens i en tidsserie $(X_t)_{t=1}^T$ ved å kalkulere korrelasjonskoeffisienten mellom x_t og verdien på x i periodene $n = 1, 2, \dots$

2.3 Konjunkturteorier

Et spørsmål som mange økonomer har forsøkt å besvare, er hvorfor det finnes konjunkturer i økonomien, og hva som er de grunnleggende årsakene til konjunkturenes eksistens. Historisk sett har det ikke vært enighet blant økonomer angående dette spørsmålet. Det har derfor utviklet seg flere forskjellige konjunkturmodeller, i stedet for én konjunkturmodell med bred oppslutning. En av hovedårsakene til dette, er at det er vanskelig å si hva som er årsak og hva som er virkning når det gjelder variasjonene i BNP i forhold til andre økonomiske størrelser. Vi vet at boligpriser varierer forholdsvis medsyklisk med BNP, men derav kan vi ikke slutte at BNP blir høyt fordi boligprisene er høye. (Steigum, 2004).

Til tross for at det er uenighet angående teoretiske konjunkturmodeller, bygger de fleste konjunkturmodellene på et generelt forklaringskjema. (Se figur 1.) Dette forklaringskjemaet ble benyttet av Ragnar Frisch i mellomkrigstiden. Han var den første som analyserte en dynamisk konjunkturmodell med stokastiske variabler som satte i gang konjunkturbevegelser. Frisch fokuserte på at økonomien til stadighet ble utsatt for små eller store økonomiske forstyrrelser eller sjokk. Disse forstyrrelsene blir modellert som stokastiske variable. Altså at variablene ikke kan forutses på dagens tidspunkt, men kun registreres i ettertid. Slike forstyrrelser kan for eksempel være endringer som påvirker tilbud eller etterspørsel av forskjellige goder. Tilbuds- eller etterspørselssjokk vil påvirke økonomien som helhet, og sette i gang konjunktursvingninger. Transmisjonsmekanismen er de strukturelle forholdene i økonomien, som transformerer eller overfører de små eller store forstyrrelsene i økonomien til konjunkturbevegelser. Myndighetenes pengepolitikk vil også kunne påvirke og



Figur 1: Et forklaringskjema. (Steigum, 1994, figur 7.4, side 251).

gi endringer i konjunktorene, avhengig av transmisjonsmekanismen. Frisch sitt forklaringskjema indikerer altså at de fremtidige konjunktursvingningene ikke kan forutsis, i og med at de avhenger av sjokk og pengepolitikk som man ikke vet utfallet av på det nåværende tidspunkt. En annen utfordring i konjunkturteorien er at det heller ikke er enighet om hvilke typer forstyrrelser i økonomien som er mest avgjørende for konjunktursvingningene. Det har i hovedsak utviklet seg to hovedgrupper av konjunkturteorier. Den ene er realkonjunkturteorien, og den andre er den keynesianske retningen. (Steigum, 2004).

2.3.1 Realkonjunkturteori

Østerrikeren Joseph Schumpeter vektla teknologiske gjennombrudd og innovasjon i teknologien som svært viktige forstyrrelser. Schumpeter mente at bedriftene i nedgangstider ville tvinges til å bli mer endringsvillige, som videre ville føre til viktige investeringer i ny teknologi. Dette kalles i dagens forskning for realkonjunkturer. Denne teorien bygger på de selvregulerende mekanismene i markedsøkonomien. I realkonjunkturteorien vil myndighetenes inngripen i økonomien kunne gi negative samfunnsmessige og økonomiske konsekvenser. Ønsker myndighetene for eksempel å dempe nyinvesteringer i perioder etter teknologiske gjennombrudd, vil det etter Schumpeters mening ødelegge de gode og selvstabiliserende mekanismene i markedsøkonomien. Det viser seg at det er vanskelig å forklare dype økonomiske kriser ut i fra realkonjunkturteori, fordi det i nedgangsperioder blir produsert betydelig mindre enn det mulighetene ved de teknologiske gjennombruddene skulle tilsi. (Steigum, 2004).

2.3.2 Keynesiansk konjunkturteori

Den keynesianske teorien ble utviklet av økonomen John Maynard Keynes, som ga ut det kjente økonomiske verket "General Theory" i 1936. Dette verket ble på denne tiden et stort gjennombrudd innenfor makroøkonomisk teori. Den keynesianske teorien fokuserer på at markedsøkonomien har strukturelle svakheter, som kan føre til ubalanser i økonomien, og påfølgende høy arbeidsledighet og økonomiske kriser. Et sentralt element i teorien er at lønnsatser og priser reagerer tregt på etterspørselsendringer i markedet. Opplever bedrifter at etterspørselen etter produktene bedriften produserer faller, vil dette ofte medføre at bedriften vil produsere mindre, og i tillegg redusere sin arbeidskraft. Er det flere bedrifter som kutter i

arbeidskraften, vil den totale arbeidsledigheten naturlig nok stige. De som er arbeidsledige får mindre penger å bruke, og må kutte ned på sitt forbruk. Dette rammer igjen bedrifter som produserer produktene som kundene har redusert sin etterspørsel etter. Disse prosessene i markedøkonomien kan også gå andre veien. Opplever mange sektorer økt etterspørsel, vil flere bedrifter ønske å øke produksjon og arbeidskraft på samme tid. Dette gir konkurranse, bedriftene seg i mellom, for å få tak i nødvendig arbeidskraft, og kan medføre inflasjon i lønninger og priser. Et velfungerende finans- og pengepolitisk system kan imidlertid begrense slike bevegelser i økonomien. (Steigum, 2004).

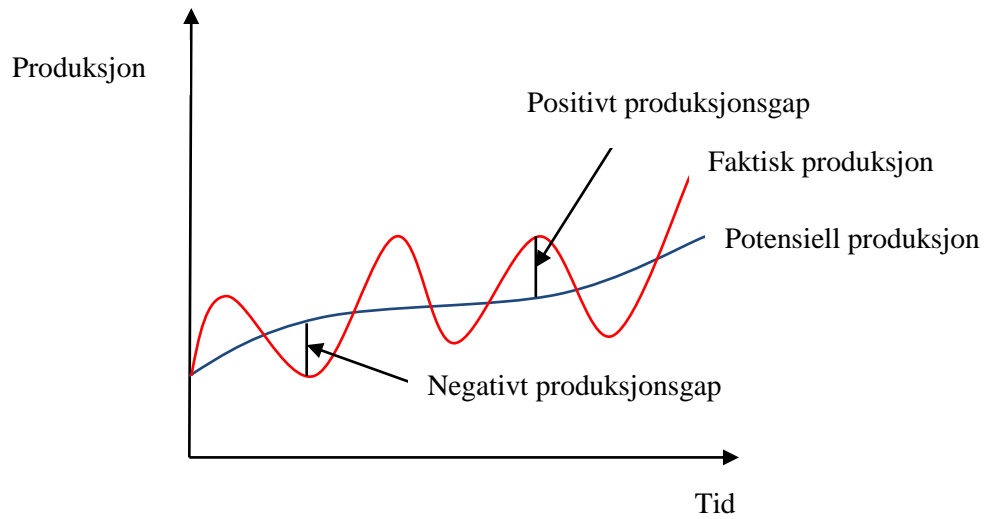
2.4 Produksjonsgapet

Norges Bank styrer Norges pengepolitikk etter et inflasjonsmål. Dette inflasjonsmålet sier noe om hvor høy den økonomiske veksten og medfølgende produksjon i landet bør være. Nivået på produksjonen som til enhver tid kan kombineres med en stabil inflasjon kalles gjerne *potensiell produksjon*. Den potensielle produksjonen består av én forutsigbar og én uforutsigbar komponent. For det første vil vekst i arbeidskraft, teknologi og kapital gi en jevn, glatt, deterministisk vekst i potensiell produksjon. For det andre er det flere omstendigheter som gjør at en slik jevn vekst i potensiell produksjon er urealistisk å se for seg. Det er flere faktorer i økonomien som ikke er deterministiske, og som man ikke kan beregne før hendelsene har inntruffet. Eksempler på slike faktorer kan være teknologiske gjennombrudd, endring i tilgjengelig arbeidskraft, endring i tilgjengelig kapital og tilgang på naturressurser. Slike faktorer kan gi nivåskift i den potensielle produksjonen. Legger man de to komponentene sammen, ser man at man ikke lenger står overfor en glatt deterministisk trend, men en kurve. (Bjørnland, 2004).

Avviket mellom den potensielle produksjonen og den faktiske produksjonen (hva som faktisk produseres) kalles *produksjonsgapet*. Produksjonsgapet gir uttrykk for økonomiens samlede kapasitetsutnyttning i forhold til normalnivå. Altså, avviket mellom trendveksten og veksten i BNP. Å benytte seg av produksjonsgapet til måling av konjunkturer er en vel anerkjent og mye brukt metode. Vi kan uttrykke produksjonsgapet med formelen:

$$ygap_t = y_t - y_t^* \quad (2)$$

Variablene i uttrykket er logaritmer. Det vil si at vi får produksjonsgapet som det prosentvise avviket mellom faktisk og potensiell produksjon. (Bjørnland, 2004).



Figur 2: Sammenhengen mellom faktisk og potensiell produksjon og produksjonsgapet. (Bjørnland, 2004, figur 1, side 200).

3.0 Boligpristeori

Dette kapitlet tar for seg relevant teori om boligmarkedet og dets prismekanismer. Kapitlet blir innledet med generell mikroøkonomisk teori om prisdannelsen i markedet. Videre blir det presentert kjennetegn på bolig som økonomisk gode, og hvordan eiendomsprisen blir bestemt. Gjennom DiPasquale og Wheaton-modellen blir det illustrert sammenheng mellom leiemarkedet og investering i eiendomsmarkedet. Kapitlet avsluttes med metoder å måle boligprisene på.

3.1 Prisdannelsen i markedet

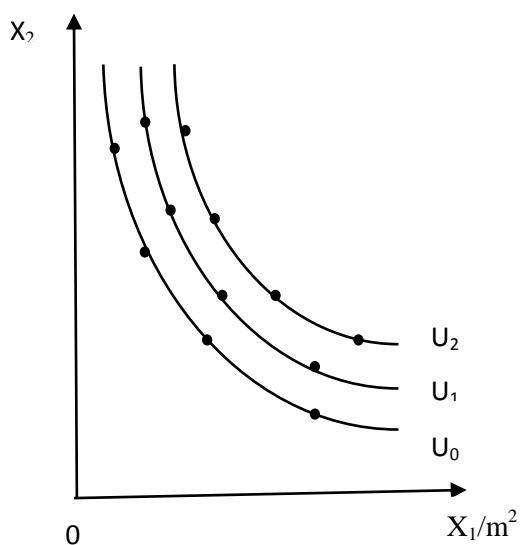
Prisen på et gode i markedet bestemmes i all hovedsak av to hovedkomponenter, nemlig tilbud og etterspørsel. Med tilbudet mener man her hvilket kvantum av godet som blir produsert og tilbudt i markedet. Med etterspørsel menes det kvantum som ønskes kjøpt av godet i de forskjellige prissituasjoner. Kort og godt kan vi si at det er samspillet mellom tilbud og etterspørsel sett i lys av økonomiske, politiske, sosiale og institusjonelle systemer som setter prisen. (Sæther, 1994). Boligmarkedet skiller seg på visse områder fra andre økonomiske goder, fordi vi kan si at på kort sikt er tilbudet av bolig tilnærmet gitt. Dette fordi det tar tid å fremstille en bolig. På lengre sikt er det flere faktorer som påvirker tilbudet av bolig. Dette blir tatt opp under utredningen av DiPasquale og Wheaton-modellen senere i dette kapitlet. På kort sikt er det altså i hovedsak etterspørselen som er avgjørende for boligprisen.

3.1.1 Etterspørselsteori

Etterspørselsteorien eller konsumentteorien tar for seg forbrukerens eller konsumentenes valg og tilpasning i markedet. Teorien tar for seg hvilke varer og tjenester som blir etterspurt, og mengdeforholdet som blir etterspurt av de forskjellige godene. For å gjøre teorien relevant, tenker man seg at gode én er mengde etterspurt av kvadratmeter bolig, og gode to er mengde etterspurt av alle andre varer og tjenester.

3.1.2 Optimal godekombinasjon

Konsumentteoriens formål er å finne konsumentens teoretisk optimale godekombinasjon. For å kunne finne den optimale godekombinasjonen, må det først settes noen forutsetninger. Det første man tenker seg, er at man står overfor en rasjonell forbruker, som ønsker å maksimere sin egen nytte, slik at nytten konsumenten får ved å forbruke ulike kvanta av godene blir størst mulig. Men konsumenten har noen begrensninger. I denne sammenheng er begrensninger konsumentens disponible inntekt. Man antar også at konsumenten har full informasjon om goder og prisene på disse godene. For at konsumenten skal oppnå optimal nytte, må konsumenten være i stand til å sammenligne den nytten han får ved de forskjellige godekombinasjonene. Man forutsetter at man kan rangere godekombinasjoner. Altså at man kan foretrekke én godekombinasjon foran én annen. På bakgrunn av at man kan rangere eller ordne godekombinasjoner, kan vi konstruere kurver som forbinder godekombinasjoner som gir konsumenten lik nytte. Vi kaller kurvene indifferenskurver. Indifferenskurvene indikerer stigende nytte jo lenger nordøst i diagrammet du kommer. (Sæther, 1994).



Figur 3: Indifferenskartet. (Sæther, 1994, figur 3.7, side 46).

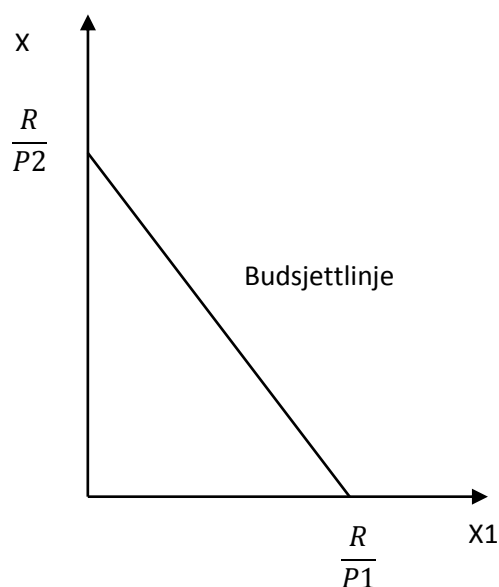
I figur 3 indikerer førsteaksen mengdene av gode én (X_1), og andreaksen indikerer mengdene av gode to (X_2). Man tenker seg at gode én er etterspørsel av bolig målt i kvadratmeter, og gode to er etterspørsel av andre varer og tjenester. Konsumentens totale nytte avhenger av hvor mye konsumenten konsumerer av gode én og gode to. Nyttien konsumenten opplever kan da skrives som en funksjon av de kvanta konsumenten konsumerer av de to godene.

$$U = U(X_1, X_2, a) \quad a = a_1, a_2, \dots, a_n \quad (3)$$

På venstre side av likhetstegnet står U for konsumentens totale nytte. På høyre side av likhetstegnet står U som en funksjon av godene X_1 og X_2 , og indikerer at totalnytten avhenger av mengden av godene. Parameteren a fanger opp forskjeller i nyttefunksjonen for hvert individ. I og med at man ikke vet noe om konsumentenes egenskaper, må man anta at de har lik a -verdi. Videre ser man derfor bort i fra denne parameteren. (Sæther, 1994).

Et viktig element i konsumentteorien er at konsumenten har begrensede ressurser tilgjengelig. En slik begrensning er konsumentens disponible inntekt, være seg lønnsinntekter eller andre kapitalinntekter. Ut i fra dette får man en budsjettbetingelse der prisene på godene p_1 og p_2 er gitt. Denne budsjettbetingelsen sier at forbrukerens konsum ikke kan overstige inntekten. Vi får at:

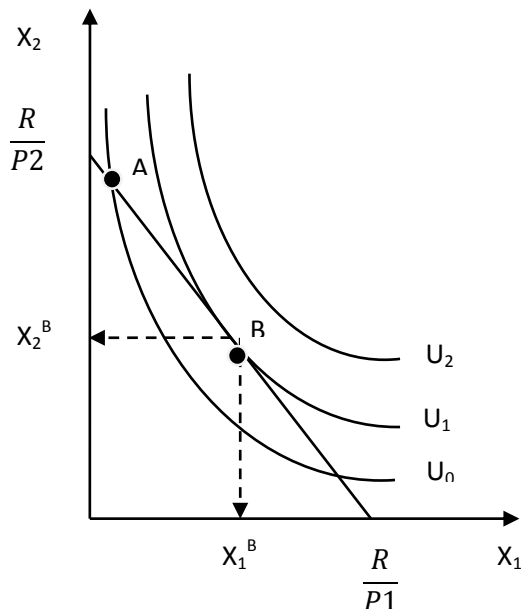
$$P_1X_1 + P_2X_2 = R \quad (4)$$



Figur 4: Budsjettlinjen. (Sæther, 1994, figur 4.1, side 54).

Konsumentens utfordring er å maksimere nytten (nyttefunksjonen) når budsjettbetingelsen er gitt. Den optimale godekombinasjonen blir den som gir konsumenten størst nytte, gitt at denne godekombinasjonen ligger på budsjettlinjen. Indifferenskurvene viser, som sagt tidligere, økende nytte utover i diagrammet. Konsumentens mål blir da å bevege seg langs budsjettlinjen til konsumenten kommer til den indifferenskurven som uttrykker høyest nytte. Dette har man illustrert enkelt i figur 5. Starter vi i punkt A og beveger oss nedover

budsjettlinjen, vil dette bringe oss til høyere nyttenivå, inntil vi når punkt B. I punkt B tangerer indifferenskurven U_1 akkurat budsjettlinjen. I punktet B har konsumenten nådd det maksimale nyttenivået for konsumentens disponible inntekt. Beveger konsumenten seg videre nedover budsjettlinjen, vil han komme til lavere nyttenivåer, og følgelig bevege seg tilbake til punkt B.



Figur 5: Konsumentens økonomiske tilpasning. (Sæther, 1994, figur 4.3, side 57).

3.2 Kjennetegn ved bolig som økonomisk gode.

En investering i bolig skiller seg fra dagligdagse økonomiske transaksjoner ved at investeringen har svært høy økonomisk verdi, og svært lav frekvens. For mange er boliginvestering den største investeringen man gjør i løpet av livet, og de fleste er avhengig av kreditt fra bankmarkedet for å finansiere boligen.

Wass (1994) nevner flere kjennetegn på en bolig som et økonomisk gode. For det første er boliger heterogene. Det er viktig å slå fast at ingen boliger er helt identiske. I svært mange nye boligkomplekser finner man tilsynelatende like boliger. Boligenes kvalitet, boareal og utforming kan ofte være tilnærmet identisk. Likevel vil attributter som beliggenhet, utsikt og solforhold aldri være helt identiske. Selv om to boliger i samme boligkompleks ser helt identiske ut på arkitektens tegninger, vil den ene boligen kunne ha nydelig utsikt, og den andre boligen se rett inn i en fjellvegg, og på den måten ha to forskjellige økonomiske verdier. For det andre er boliger et nødvendig gode. Uavhengig av boligens attributter har alle

mennesker behov for et sted å bo, oppholde seg og ha sine verdier. Videre kan vi si at en bolig, sett på som et økonomisk gode, har lang varighet. En bolig som blir nødvendig vedlikeholdt vil kunne ha lang levetid, og gjerne huse flere generasjoner før levetiden er over. Et annet kjennetegn på bolig er at når boligen først er ferdigstilt, blir den med få unntak stående på den plassen den er oppført på, til boligens levetid er over. Vi kan dermed si at boliger er immobile. Videre betraktes en bolig som ikke-delbar. Har man en bolig på 300 m², kan ikke den betraktes som to boliger på 150 m², eller tre boliger på 100 m². Til slutt er det viktig å påpeke at det å bygge en bolig medfører betydelige produksjonskostnader. Man må kjøpe tomt, materialer m.m., og trenger håndverkere innen forskjellige fagfelt til å utføre selve oppføringen. Totalt medfører dette at investering i bolig er den største økonomiske beslutningen mange tar i løpet av livet.

3.3 Hva bestemmer boligprisene?

Boligprisene har historisk sett vært preget av lange perioder med sterk vekst, for så å bli avløst av vesentlige nedgangsperioder. Dette er trekk som kan tyde på at boligmarkedet er utsatt for det vi kan kalle for bobletendenser. Prisene blåser seg opp i en boble uten realøkonomisk støtte. Til slutt sprekker boblen, og markedet raser. Det er imidlertid store forskjeller mellom land i forhold til hvor mye prisene svinger. Norge har historisk sett ligget omtrent på gjennomsnittet til OECD-landene. (NOU:2011:1, 2011).

De kraftige svingningene i boligprisene har gjennom historien falt sammen med svingninger i aktivitet og sysselsetting. Selv om dette kan skyldes at en felles utenforliggende faktor kan påvirke boligprisene og økonomien generelt, er det grunn til å tro at det er en mer direkte sammenheng. Forskning utført av Goodhart og Hofmann (2008) viser at boligpriser og aktivitet gjensidig påvirker hverandre, og at denne påvirkningen er blitt større siden dereguleringen av kredittmarkedene på 1970- og 1980-tallet. Hvor stor denne samspillseffekten er, vil avhenge av organiseringen av boligmarkedet og markedene for boligfinansiering. Goodhart og Hofmanns forskning pekte særlig på den gjensidige påvirkningseffekten. Denne ville være sterk i markeder der det er god mulighet for husholdninger til å hente ut noe av gevinsten selv ved prisvekst på boligen.

3.4 DiPasquale og Wheaton-modellen

DiPasquale og Wheaton (1996) har utviklet en modell for å kunne se sammenhenger mellom leiemarkedet for bygninger, og markedet for investering i bygninger. Modellen inneholder fire kvadranter som tar for seg fire forskjellige markeder; leiemarkedet, eiendomsmarkedet, nybyggingsmarkedet og markedet for nybygging og beholdning. Skift i en parameter i modellen vil gi ringvirkninger i alle kvadrantene. Før den videre utledningen av modellen er det viktig å merke seg at DiPasquale og Wheaton-modellen ikke skiller mellom leietaker og selveier i forhold til etterspørsel av areal, og at tilbudet av bygningsarealer på kort sikt antas å være uelastisk.

3.4.1 Leiemarkedet

DiPasquale og Wheaton-modellen tar utgangspunkt i det nordøstre kvadrantet i modellen i leiemarkedet (se figur 6). Leieprisen (R) blir til der tilbud (T) møter etterspørsel (E). På kort sikt er tilbudet uelastisk. Leieprisen avhenger derfor av etterspørselen på kort sikt. Etterspørselen avhenger av leiepris og makroøkonomiske forhold. Dette kan uttrykkes slik: $E = E(R, Makro)$. Når tilbud er lik etterspørsel, har vi likevekt på bygningsarealer. Flytte- og transaksjonskostnadene er mindre i leiemarkedet enn i eiendomsmarkedet. Dette medfører en høyere flyttrate i leiemarkedet enn i eiendomsmarkedet. Skift i etterspørselen eller i makroøkonomiske forhold gir ringvirkninger i modellen. (DiPasquale & Wheaton, 1996).

3.4.2 Eiendomsmarkedet

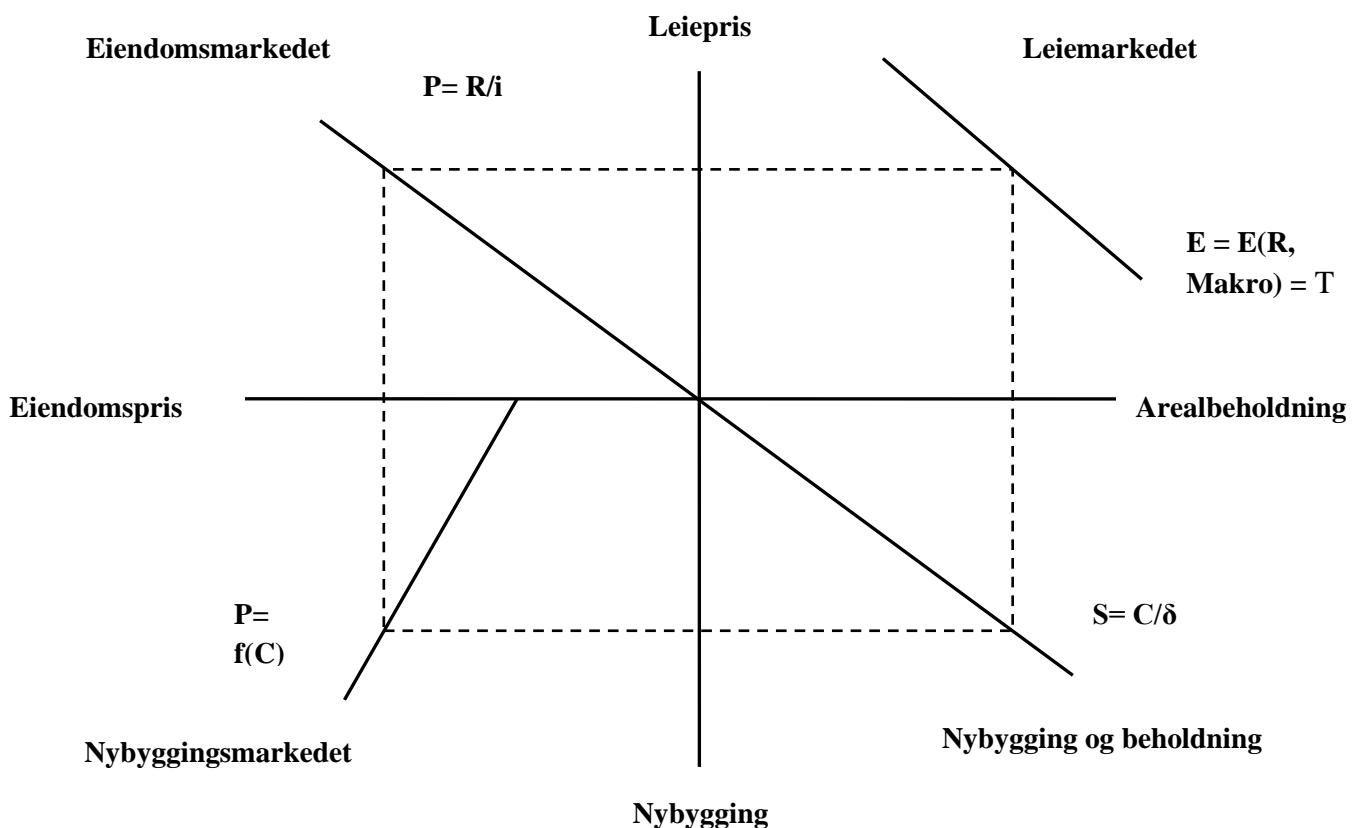
Når leieprisen (R) er fastsatt, kan man bevege seg til det nordvestre kvadrantet i modellen, eiendomsmarkedet. Eiendomsprisen (P) avhenger direkte av leieprisen, men også av avkastningskravet (i) på det aktuelle tidspunktet. Avkastningskravet er eksogent gitt og avhenger av langsiktige renter, risiko, forventet vekst i leiepris og skatteforhold. Eiendomsprisen er altså den kapitaliserte verdien av leieprisen. Vi kan uttrykke dette slik: $P = R/i$. Øker avkastningskravet, vil eiendomsprisen reduseres, og linjen $P = R/i$ vri seg med klokken. Omvendt, reduseres avkastningskravet, vil eiendomsprisen øke, og linjen $P = R/i$ vri seg mot klokken. (DiPasquale & Wheaton, 1996).

3.4.3 Nybyggingsmarkedet

Nybyggingsmarkedet er det sydvestre kvadrantet i figuren. Leieprisen (R) og eiendomsprisen (P) er bestemt i dette markedet. Nybyggingen (C) avhenger av eiendomsprisen (P) og byggekostnadene $f(C)$. Er eiendomsprisen høy, vil investorer trekkes til nybyggingsmarkedet som følge av utsikter om høyere profittmuligheter. Er derimot eiendomsprisen lav, vil utsiktene om profitt være små, og det vil medføre mindre bygging. En økning i byggekostnadene vil naturligvis medføre at nybyggingen reduseres, som følge av lavere profittmuligheter. En reduksjon i byggekostnadene vil medføre økte profittmuligheter, og dermed økt nybygging. Er eiendomsprisen lik byggekostnadene, $P = f(C)$, vil byggemarkedet være i likevekt. (DiPasquale & Wheaton, 1996).

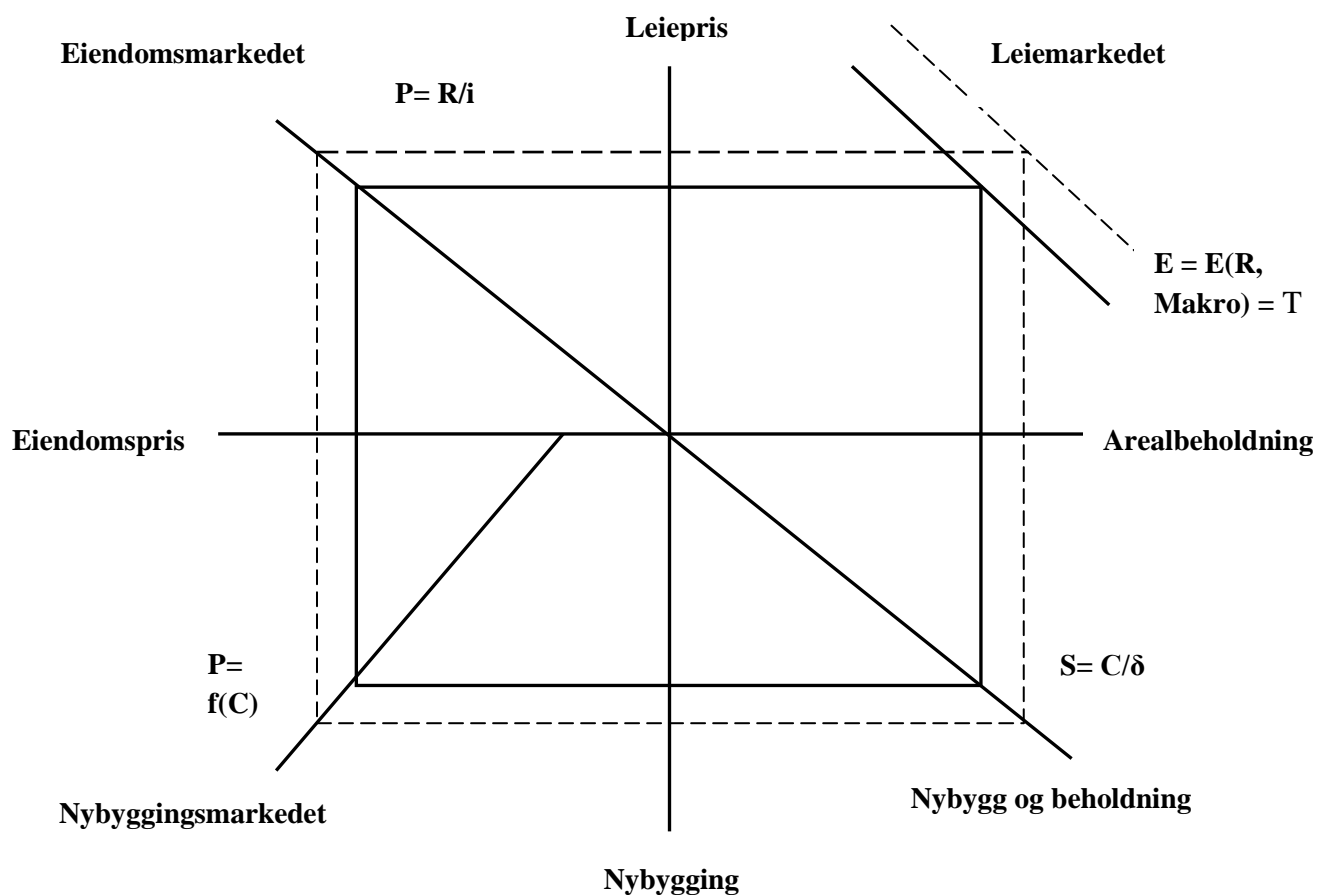
3.4.4 Markedet for nybygging og beholdning

Det sydøstre kvadrantet i modellen tar for seg arealbeholdningen. Altså, hvor mye bygningsareal det er tilgjengelig på et gitt tidspunkt. I nybyggingsmarkedet ble tilveksten av bygningsarealer bestemt. For å finne tilgjengelig bygningsareal, må man ta hensyn til at bygningsareal også blir revet. (DiPasquale & Wheaton, 1996)



Figur 6: DiPasquale & Wheaton-modellen. (DiPasquale & Wheaton, 1996, figur 1.1, side 8).

Vi kaller δ depresieringsraten, og S for eksisterende bygningsmasse. Avgangen av bygningsmasse blir da δS . Endringen i eksisterende bygningsmasse blir lik nybyggingen redusert med avgangen, som kan uttrykkes slik: $\Delta S = C - \delta S$. Er det ikke er noen nettotilvekst av bygningsmasse, vil $\Delta S = 0$. I et slikt tilfelle er det likevekt i markedet, og vi får at $S = C/\delta$. Som nevnt tidligere, vil skift i en parameter i modellen gi ringvirkninger i alle markedene i modellen. Øker etterspørselen av leieareal, medfører dette at etterspørselslinjen skifter utover i leiemarkedet. Vi får en økning i leieprisen. I og med at eiendomsprisen er den kapitaliserte verdien av leieprisen, får man også en vekst i eiendomsprisen. Når eiendomsprisen øker, ser flere investorer muligheten til å spekulere i eiendomsmarkedet. De økte profittmulighetene fører til mer nybygging. Dette fører til at beholdningen av areal tilgjengelig også øker. Imidlertid er det viktig å merke seg at når beholdningen av areal øker, vil dette igjen gjøre at leieprisen ikke øker like mye som den i utgangspunktet gjorde. Økningen av areal reduserer altså virkningen av etterspørselsøkningen noe. Figur 7 illustrerer virkningen av en etterspørselsøkning av leieareal. (DiPasquale & Wheaton, 1996).



Figur 7: Etterspørselsøkning. (DiPasquale & Wheaton, 1996, figur 1.2, side 12).

4.0 Data

Kapitlet har til hensikt å gi en beskrivelse og presentasjon av datamaterialet som blir brukt i analysen. Først blir det gitt en presentasjon av hvordan bruttonasjonalprodukt og boligprisene er benyttet i oppgaven. Det blir opplyst hvor tallmaterialet i tidsseriene er hentet fra, og hvordan egne beregninger er utført. Videre gis en beskrivelse av Hodrick-Prescott-filtret, som blir brukt til å estimere trendene i oppgaven. Kapitlet gir så en presentasjon av den økonomiske tilstanden i Norge i perioden 1985-2010, før kapitlet avslutningsvis tar for seg selve datapresentasjonen med tilhørende grafer og figurer.

4.1 Dataseriene

Oppgaven går ut på å sammenligne konjunkturer og boligpriser i Norge kvartalsvis i perioden 1985 – 2010. Et sentralt element er dermed hvordan målingen av henholdsvis konjunkturer og boligpriser utføres. For å måle konjunkturer vil det tas utgangspunkt i den makroøkonomiske hovedstørrelsen bruttonasjonalprodukt. Måling av boligprisene vil ta utgangspunkt i en boligprisindeks.

4.1.1 Måling av bruttonasjonalprodukt

Produksjon og økonomisk aktivitet i et land kan måles på mange forskjellige måter. Det vanligste er imidlertid å måle produksjon i *bruttonasjonalprodukt*, populært kalt BNP. I denne oppgaven vil det økonomiske aktivitetsnivået måles i nettopp BNP. I kapittel to ble BNP definert som verdien av alle de varer og tjenester landet produserer i løpet av en periode. Man kan måle BNP nominelt, det vil si i løpende priser, eller man kan måle BNP reelt. Reelt BNP måles i faste priser, og da korrigerer man for inflasjon. Både de nominelle og de reelle størrelsene av BNP vil bli benyttet videre i oppgaven.

Bruttonasjonalproduktseriene som er benyttet i analysen er hentet fra statistikkbanken til Statistisk sentralbyrå. I statistikkbanken finnes BNP for forskjellige sektorer av Norge. Man kan se på BNP for fastlands-Norge, eller man kan for eksempel utelate offentlig sektor fra Norge totalt sett. I tillegg finner man BNP-markedsverdi for Norge totalt sett. Det er i hovedsak BNP-markedsverdi for Norge totalt sett som er benyttet i analysen.

I og med at tidsseriene som benyttes i oppgaven er kvartalsvise, vil de kvartalsvise dataene bli påvirket av for eksempel værforhold, innslag av bevegelige helligdager, ferieavvikling etc. Dette medfører at det kan være hensiktsmessig å sesongjustere BNP-seriene. Slike sesongjusterte kvartalsvise tidsserier av BNP finnes fra år 2000 i statistikkbanken til Statistisk sentralbyrå. Tallutslagene av fenomener som gjentar seg til samme tid hvert år, kalles sesongeffekter, mens utslag som er direkte knyttet til hvordan kalenderen er, kalles kalendereffekter. I de sesongjusterte seriene av BNP er det korrigert for både sesongeffekter og kalendereffekter.

Selve sesongjusteringen kan man utføre i ulike programvarer. I denne oppgaven er programvaren GRET (the Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library), versjon 1.9.5 benyttet. Ved å ta utgangspunkt i de ujusterte tallene, kan man bruke programpakken X-12-ARIMA til å sesongjustere tallene. X-12-ARIMA er utviklet av US Bureau of the Census, og er den mest benyttede metoden for å sesongjustere tidsserier. Denne metoden er basert på det glidende gjennomsnittet Hendersons filtre for å beregne de sesongjusterte verdiene og trenden (Todsén, 1999).

4.1.2 Måling av boligprisene

Når man måler prisutvikling, måler man den løpende verdsettelsen av en vare. Hvor komplisert denne prosessen er, avhenger av kompleksiteten til varen. I boligmarkedet er hvert objekt unikt. Attributter som beliggenhet, kvalitet, størrelse, utforming etc. vil som sagt aldri være helt identiske i to boliger. Dette medfører at boligprisene og boligprisenes utvikling er en teoretisk størrelse, og selv den beste boligprisstatistikk er kun et forenklet bilde av virkeligheten.

Boligprisindeksen som benyttes i oppgaven er utviklet av Econ Pöyry på vegne av Norges Eiendomsmeglingsforbund (NEF), Finn.no, og Eiendomsmeglerforetakenes Forening (EFF). Denne statistikken startet opp i 1985, og bygger på frivillig rapportering av medlemmer i NEF og EFF av salg de har hatt, som har vært annonsert på Finn.no. Statistikken indeksberegnes etter gitte attributter som geografisk beliggenhet, boligtype, størrelse etc. Dette blir sortert etter visse kriterier, og de mest ekstreme tilfellene blir fjernet. Man ender opp med en kvadratmeterpris. Frem til og med 2007 ble boligareal (BOA) benyttet som mål på areal, men de siste årene har flere og flere boliger blitt registrert og solgt med primærromsareal. Dette arealmålet har fra 2008 overtatt i beregningen av boligprisindeksen.

Metoden åpner for visse feilkilder som det er viktig å være bevisst på. Den første feilkilden er at metoden ikke tar hensyn til at det kan forekomme skift i type bolig som omsettes. Selges 20 leiligheter uten sjøutsikt på Aker Brygge våren 2009, og det påfølgende høst kun selges toppleiligheter med sjøutsikt på Aker Brygge, vil det i statistikken indikere en prisstigning for dette området. Dette fordi sjøutsikten på Aker Brygge har svært høy verdi. Det betyr ikke at boligprisen har steget, men at det var en annen type bolig som ble omsatt. I og med at denne oppgaven tar for seg hele Norge og alle typer bolig under ett, vil man jevne ut denne type forskjeller, slik at denne type feilkilde ikke vil være av stor betydning. Den andre feilkilden er at man ikke har et system for å etterkorrigere pris i forhold til den generelle økningen i kvalitet på boligene.

I og med at boligprisindeksene tidligere ble oppgitt på årsbasis, og nå på månedsbasis, har noen data måttet gjøres om fra henholdsvis måneds- og årstall til kvartalstall. For den første perioden, fra 1985-1989, er boligprisindeksen kun oppgitt per år. I denne perioden er kvartalstallene konstruert ved å ta utgangspunkt i årstallene og stigningen mellom årene. Dette medfører at innenfor et og samme år er det linearitet mellom kvartalene, mens det mellom to år er stigningen mellom årene som har betydning. I perioden 1990-2001 er boligprisindeksen oppgitt per kvartal, og tallene kan brukes direkte. Fra og med 2002-2010 er boligprisindeksen oppgitt per måned. Dette medfører at kvartalstallene er regnet ut i fra tre måneders gjennomsnitt.

Boligprisstatistikken er oppgitt i nominelle priser. Det vil si at de ikke er korrigert for inflasjon. For å komme frem til den reelle boligprisindeksen, deflateres den nominelle boligprisindeksen med konsumprisindeksen. Konsumprisindeksen som benyttes i utregning av den reelle boligprisen, er hentet fra Statistisk sentralbyrå, med 1998 som indeksår.

Statistisk sentralbyrå har fra og med 4. kvartal 2007, og inntil videre, sluttet å publisere sesongjusterte kvartalstall for boligpriser. I den forbindelse tok jeg, gjennom skriftlig korrespondanse, kontakt med Mona Takle ved Statistisk Sentralbyrå for å få en begrunnelse for denne avgjørelsen. Mona Takle påpekte at analyser i utgangspunktet viste at det var sesongmønstre i boligprisene med topp i andre kvartal, men sesongutslagene viste seg å være beskjedne. Dette medførte at de opprinnelige tallene sammenlignet med de sesongjusterte tallene ikke hadde store avvik. Da boligprisene begynte å gå ned i 2007, viste ikke den sesongjusterte indeksen den samme utviklingen. Ettersom sesongjusterte tall fremkommer som trend med tilfeldig støy i tillegg, vil ikke nødvendigvis rådata og sesongjusterte tall alltid

utvikle seg i samme retning. Dette er tilfellet hvis støyen er stor sammenliknet med sesongkomponenten. Med en kvartalsvis tidsserie kan det ta noe tid før et vendepunkt fanges opp, og derfor besluttet Statistisk sentralbyrå å stoppe sesongjusteringen. Det var i utgangspunktet ikke feil å sesongjustere boligprisindeksen, men den sesongjusterte indeksen tilførte ikke statistikken mer informasjon enn de opprinnelige tallene.

4.2 Detrending av data

Som påpekt under konjunkturteorien, kan man beskrive konjunkturer som svingningene i aktivitetsnivået i økonomien, i forhold til en langsiktig estimert trend. Tidligere i kapitlet er det fastsatt at bruttonasjonalprodukt brukes som mål på økonomisk aktivitetsnivå, og en deflatert nominell boligprisindeks brukes som boligprismål. Vi har ennå ikke fastsatt hvordan man skal estimere den langsiktige trenden. Estimeringen av den langsiktige trenden er svært viktig for å få et mest mulig korrekt bilde av sammenhengen mellom avvikene eller sykelutslagene i bruttonasjonalprodukt og boligprisen i forhold til trenden. I løpet av de siste tiårene har det utviklet seg flere metoder for å beregne sykelutslagene. I avsnitt 4.2.1 vil jeg redegjøre for hvilken metode som blir brukt i oppgaven, og hvorfor denne metoden er hensiktsmessig å bruke.

4.2.1 Hodrick-Prescott-filteret (HP-filteret)

En vel anerkjent og mye brukt metode er Hodrick Prescott-filteret (HP-filteret). Denne metoden har fått navnet sitt etter økonomene som introduserte metoden; Robert J. Hodrick og Edward C. Prescott. Dette er en matematisk metode for å skille ut en glattet ikke-langsiktig trend fra en tidsserie. HP-filteret er en univariat metode, og den tar derfor kun hensyn til informasjon i BNP. Metoden går ut på å finne det nivået på potensiell produksjon (y_t) som minimerer avviket mellom faktisk og potensiell produksjon. I tillegg tar metoden hensyn til at det er begrensninger på hvor mye veksten i potensiell produksjon kan variere. HP-filteret kan matematisk uttrykkes slik:

$$\min = \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \quad (5)$$

Her indikerer y_t faktisk produksjon, og τ_t indikerer potensiell produksjon. Første leddet i ligningen består av kvadratet av avviket mellom faktisk og potensiell produksjon. Det andre leddet består av kvadratet av endring i vekst i potensiell produksjon. I og med at leddene er kvadrert, vil man få en lik vektning av positive og negative verdier. Parameteren lambda (λ) er eksogen, og bestemmes derfor ikke i modellen. Den har positiv verdi, og avgjør i hvilken grad variasjoner i den potensielle produksjonen skal tillates. (Hodrick & Prescott, 1997). Hvilken λ som blir valgt, avhenger av økonomien i det aktuelle landet og periodiseringen man bruker. Har man månedsperiodisering, vil man ha en annen λ enn om man har kvartals- eller årsperiodisering. Produksjonsgapet blir større med høy verdi på λ , fordi differansen mellom faktisk og potensiell produksjon blir større når potensiell produksjon ikke tillates å variere så mye. Ser vi på grensetilfellene til parameteren λ , vil variasjonene variere minst mulig hvis λ er uendelig stor. Er derimot $\lambda=0$, faller det andre leddet bort, og det er kun avviket mellom faktisk og potensiell produksjon som minimeres. Vi får da at $y^* = y$, og produksjonsgapet vil til enhver tid være 0. Man tillater altså en vekst i potensiell produksjon som gjør at de to kurvene blir sammenfallende. (Bjørnland, 2004).

Hodrick-Prescott-filteret har også noen ulemper. Det er viktig å merke seg at HP-filteret bruker både observasjoner fremover og bakover i tid til beregning av den potensielle produksjonen (tosidig filtrering). Dette medfører problemer. Først og fremst fordi nivået på potensiell produksjon blir mer påvirket av fluktuasjoner i faktisk produksjon i begynnelsen og slutten av perioden, enn det gjør i resten av perioden. I begynnelsen av perioden finnes det bare observasjoner fremover i tid, og i slutten av perioden er problemet at det bare finnes observasjoner bakover i tid. I de periodene dette er tilfelle, går filteret over til å bli ensidig. Jo større λ er, jo større blir endepunktproblemene. For å bøte litt på problemet, kan man forlenge BNP-tidsserien med prognoser. Et annet dilemma med HP-filteret er at man må bestemme størrelsen på λ på forhånd. Ulike størrelser av λ kan gi noen avvik i tid i forhold til når man ser endringer i produksjonsgapet. (Bjørnland, 2004). I Kydland og Prescotts (1990) studie av konjunktursykluser foreslo de å bruke $\lambda = 1\ 600$ for kvartalstall i USA for reelt BNP. De fant ut at denne verdien på λ ved minimering av ligning 5 ga en rimelig BNP-trend. For kvartalstall har $\lambda = 1\ 600$ blitt en standardverdi i litteraturen, men i Norge har Statistisk sentralbyrå funnet ut at en langt høyere verdi, $\lambda = 40\ 000$, gir bedre prediksjoner på norske kvartalsdata. Man kan illustrere hvilken betydning fastsettelsen av λ har ved å se på historien. Begynnelsen av 1990-tallet var preget av nedgangskonjunktur i Norge. Regner man produksjonsgapet med $\lambda = 1\ 600$, får man at produksjonsgapet blir mindre negativt allerede

fra 1989. Benytter man seg derimot av en $\lambda = 40\,000$, får man at produksjonsgapet ikke blir mindre negativt før i 1991/1992. (Bjørnland, 2004). I og med at Statistisk sentralbyrå mener at $\lambda = 40\,000$ gir de beste prediksjoner på norske kvartalsdata, er denne lambda-verdien lagt til grunn for HP-filtreringen av de kvartalsvise tidsseriene i oppgaven.

4.3 Tilstand i Norge 1985-2010

Anno 2010 fremstår norsk økonomi som en suksess. Blant OECD-landene er det kun Luxembourg som har høyere kjøpekraftskorrigert brutto nasjonalinntekt enn Norge. Norge ble også påført mindre realøkonomiske tap enn de alle fleste andre OECD-landene i løpet av finanskrisen 2008-2009. Slik har det ikke alltid vært. (Steigum, 2010).

Før 1980 – oppbygning av den nye velferdsstaten

Før 1980-tallet var norsk økonomi preget av oppbygning av den nye velferdsstaten, i all hovedsak basert på den nye petroleumsnæringen. Helt i fra 1950-tallet hadde den norske makroøkonomiske politikken hatt lav rente som et av hovedprinsippene i økonomien. Denne lavrentepolitikken forutsatte kredittrasjonering utover det som var i bankenes egeninteresse. Lavrentepolitikken sto i nær kontekst med de kredittpolitiske reguleringer som eksisterte i dette tidsrommet. Ved utbyggingen av petroleumssektoren kom store oljeinntekter til landet. Dette økte tendensen til sparing og formuedannelse. Til tross for at det nominelle rentenivået steg på 1970-tallet, steg inflasjonen enda mer, og medførte at realrenten ble mer negativ enn den var på 1960-tallet. Skattesystemet som var i Norge på denne tida var dårlig tilpasset inflasjon. Man fikk fullt inntektsfradrag for nominelle renteutgifter, som gjorde at realrentene ble svært lave, faktisk helt nede i -8%. Det økonomiske systemet ga incentiver til lånefinansiering og lave egenkapitalandeler, som igjen svekket bedriftenes soliditet. (Steigum, 2010).

1980-1990

Tidlig på 1980-tallet kom en internasjonal bølge av markedsliberalisering. Denne liberaliseringen av den økonomiske politikken var motivert av Storbritannias statsminister Margareth Thatcher og USAs president Ronald Reagan. På denne tiden gjennomførte Willoch-regjeringen en liberalisering av den økonomiske politikken også i Norge. Omveltningen av det økonomiske systemet ga et klart brudd med den økonomien som hadde vært praktisert i Norge i etterkrigstiden. Thatcher og Reagan var svært opptatt av at man skulle få inflasjonen ned gjennom pengepolitiske innstramminger. Det ble vanskelig å få til dette i Norge. Willoch-regjeringens liberalisering medførte at prisreguleringene som hadde vært i boligmarkedet ble borte. Dette fikk blant annet stor betydning for omsetningen av

borettslagsboliger. Aksje- og obligasjonsmarkedene ble også friere i denne perioden, og ga blant annet utlendinger tilgang til det norske aksjemarkedet. I tillegg ble de gamle reguleringene av renter, emisjoner og plasseringspliktkrav for finansinstitusjoner betydelig redusert, og etter hvert opphevet. Reguleringene av finanskapital over landegrensen ble også gradvis avvirket på 1980-tallet, og var fullt avvirket i 1990. (Steigum, 2010).

Omleggingen av det økonomiske systemet og kredittliberaliseringen gjennom 80-tallet førte til det vi kan kalle en "boom-bust-cycle". Den gamle kredittreguleringsstrategien for makroøkonomisk politikk ble undergravet over tid, både som følge av etterspørselspresset skapt av den nye petroleumssektoren, og på grunn av økt kapitalmobilitet som følge av utviklingen i de internasjonale penge- og finansmarkedene. Først fikk vi frem til 1986 en "låneboom" som kom forholdsvis uforutsett på myndighetene. (Steigum, 2010). Oljeinvesteringene hadde allerede fra 1985 gått ned, men fordi etterspørselen fra Fastlands-Norge fremdeles økte mye, fortsatte konjunkturoppgangen. (Eika, 2008). Da regjeringen i tillegg strammet inn finanspolitikken og rentefradragsreglene, rammet dette i stor grad husholdningenes privatøkonomi, og Norge opplevde et fall i aktivaprisene. Dette fallet i aktivapriser ble avløst at den kraftigste konjunkturedgangen siden mellomkrigstiden i 1988-1989. Etter 1989 kom en periode med lav økonomisk vekst og en kraftig økning i arbeidsledighet. (Steigum, 2010).

1990-1999

Som en følge av årene med kraftig vekst og pengeekspansjon, og den påfølgende sammentrekningen i økonomien, opplevde de fleste vestlige land finansielle kriser. Boligprisene falt, folk fikk problemer med å betale regningene sine, og konkurser og arbeidsledighet preget den norske økonomien. Staten så seg nødt til å overta det meste av større kommersielle banker for å unngå en total økonomisk kollaps (Grytten, 2008). Bankkrisen i 1991-1992 kom uventet på myndighetene. Likevel kom Norge seg bedre unna bankkrisen enn sine naboland Finland og Sverige. Dette skyldtes i all hovedsak at Norges oljeinntekter økte som følge av høyere utvinningstakt. Veksten i samlet BNP ble høyere enn veksten i Fastlands-Norge på 1990-tallet. Likevel er det viktig å merke seg at også Fastlands-Norge hadde høy økonomisk vekst i tiden etter 1993. (Steigum, 2010)

I 1993 var flere politiske økonomiske reformer gjennomført. Bankkrisen i 1991-1992 hadde Norge kommet seg gjennom på en god måte. Det var blitt etablert et markedsbasert kreditt- og finanssystem. Et tilfredsstillende skattesystem var opprettet, og i tillegg var ikke lenger pengepolitikken knyttet opp til en fast valutakurs. Gjennom 1990-tallet var det et høyt fokus på inntektspolitisk samarbeid i den økonomiske politikken. Dette samarbeidssystemet førte til en jevn og forsiktig lønnsvekst, og en gradvis reduksjon i den høye arbeidsledigheten som hadde vært. (Steigum, 2010).

Lavkonjunktoren som hadde vært de siste årene hadde også ført til lavere pris- og kostnadsvekst enn hos Norges handelspartnerne. Den forbedrede kostnadsmessige konkurranseevnen innebar en klar positiv utvikling for norsk konkurranseutsatt virksomhet. Investeringene i petroleumsnæringen begynte å øke markert allerede i 1991, og det ble gradvis ført en mer ekspansiv finanspolitikk. Internasjonal rentenedgang bidro til at norske pengemarkedsrenter gikk kraftig ned i 1993, og det bidro til økt vekst. Fra 1994 til 2000 var det god vekst i norske eksportmarkeder, og veksten i eksport ble en betydelig faktor i utviklingen av den norske økonomien. Det hadde vært noen svake år i petroleumsnæringen, men i 1997 og 1998 økte petroleumsinvesteringene igjen kraftig. (Eika, 2008).

Gjennom 1998 avtok veksten i norsk økonomi noe. Norge ble påvirket av uro i internasjonale kapitalmarkeder i forbindelse med den såkalte asiakrisen. Aksje- og valutakurser ble kraftig redusert i flere sørøstasiatiske land, og bidro i en forholdsvis kort periode til svakere vekst i norske eksportmarkeder, og et kraftig fall i oljeprisen. I Norge ønsket man å forsvare kronekursen, og resultatet ble at norske styringsrenter mer enn doblet seg i løpet av sommeren 1998. I løpet av 1999 ble de norske styringsrentene satt betydelig ned, og bidro til at høykonjunktoren fortsatte enda noen år. (Eika, 2008).

2000-2010

I årene 2001-2003 fikk man et betydelig fall i vekst i BNP i Norge, og i de fleste andre OECD-land. Hovedårsaken til dette var det internasjonale børsfallet som kom i ettertiden av at IT-boblen sprakk rundt år 2000. På grunn av den lange perioden med relativt høy vekst i Norge, økte norske lønninger mye mer enn hos våre handelspartnere. Som en følge av frykt for økt inflasjon, satte Norges Bank våren 2002 renta noe opp. I utlandet ble rentene satt ned, og dette medførte av krona ble kraftig styrket. Norges konkurranseevne ble dermed kraftig svekket fra både lønnsutviklingen og den styrkede kronekursen. Da det i tillegg var en

internasjonal konjunkturedgang på denne tida, resulterte det i at norsk konkurranseutsatt virksomhet fikk det tøft. Norge opplevde fall i eksporten i 2002 og 2003. Høsten 2000 var oljeprisen oppe i over 30 dollar fatet. Selv om det var høye oljepriser, ga investeringene i petroleumssektoren ingen vekstimpulser til økonomien. Oljeinvesteringene begynte å falle allerede i 1999, og fortsatte å falle til og med 2002. Det vedvarende fallet i oljeinvesteringer og konkurranseproblemene for norske virksomheter medførte konjunkturedgang. Tidlig i 2003 ble bunnen nådd, og våren 2003 hadde arbeidsledigheten nær doblet seg på fire-fem år. Likevel hadde etterspørselen fra husholdningene og offentlig sektor holdt seg godt oppe, og det var i hovedsak det som forhindret en mer alvorlig nedgang. Hovedårsaken til at etterspørselen holdt seg oppe var lav prisvekst, blant annet på grunn av økende import fra lavkostland som Kina. Dette medførte en forholdsvis høy reallønnsvekst, som igjen gjorde at folks inntekter hadde utviklet seg gunstig. At oljeprisen var høy, bidro også til at inntektsgrunnlaget for en ekspansiv finanspolitikk var til stede. (Eika, 2008).

Årene fra 2002 til 2004 var preget av lavkonjunktur og lav inflasjon. Dette medførte at Norges Bank gradvis satte ned styringsrentene i denne perioden. I 2005 kom bankenes utlånsrenter faktisk under 4 prosent. Rentenedgangen medførte en betydelig svekkelse av krona, og ga konkurranseutsatt virksomhet mye bedre tider. Etterspørselen fra husholdningene økte dermed også kraftig i denne perioden. Etter 2003 var det en generell positiv utvikling i verdensøkonomien. Veksten i Kina og andre lavkostland var svært høy, og medførte svært reduserte priser på en mengde ferdigvarer. I Norge tok den tradisjonelle norske eksporten seg opp, og oljeinvesteringene økte kraftig fra 2003. Etterspørsel etter råolje og andre industrielle råvarer Norge produserer mye av, tok seg opp i denne perioden, og dermed økte prisen. Som et resultat av dette fikk vi en kraftig reallønnsvekst i Norge fra 2003 til 2007. Reallønningene økte med nær 15 prosent. Fra 2003 til 2007 ble oljeprisene mer enn doblet. Gevinsten av økte oljepriser tilfaller i all hovedsak staten. Oljeinntektene til staten går så inn i "Statens pensjonsfond – Utland", som dermed har økt kraftig. I slutten av juni 2008 tilsvarte fondet 116 prosent av BNP for Fastlands-Norge i 2007. I 2001 ble handlingsregelen innført. Handlingsregelen går ut på at en over tid skal bruke den forventede avkastningen av fondet som overskrider inflasjonen. Denne forventede realavkastningen har vært anslått til omlag 4 prosent. (Eika, 2008).

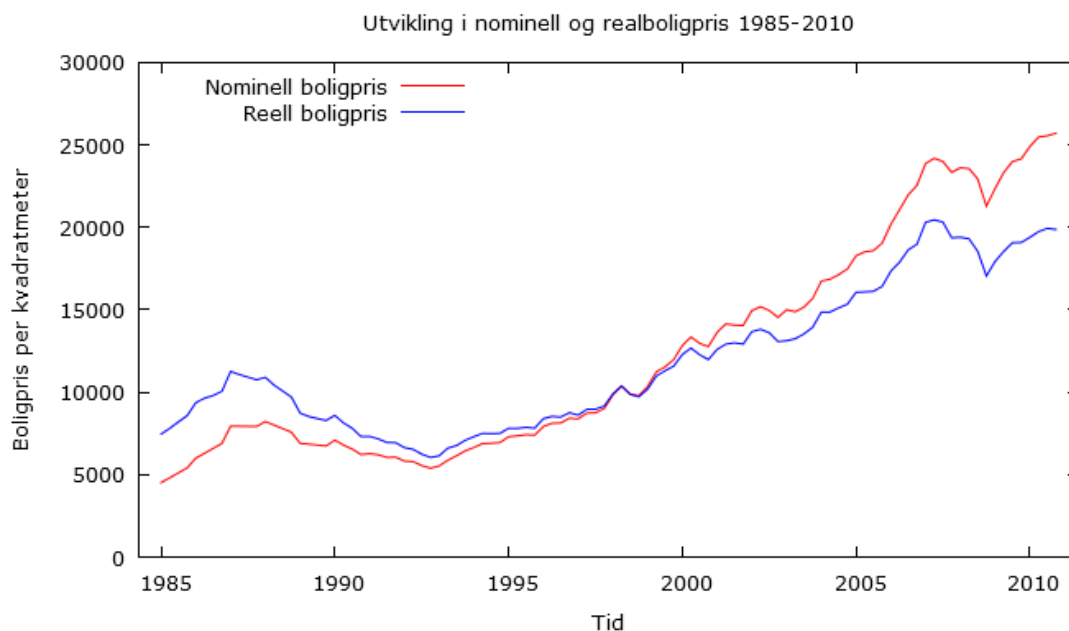
Konjunkturuomslaget kom i 2003, og varte ut 2007. Norge opplevde en sterk vekst innen de fleste sektorer. Fra 1. kvartal 2003 til 4. kvartal i 2007 økte sysselsettingen med 11 prosent,

omlag 250 000 personer. I og med at inflasjonen var lav, valgte Norges Bank lenge å også holde renta lav. Men fra og med august 2005 startet Norges Bank gradvis å sette styringsrenta opp. Dette skjedde fordi konjunkturoppgangen hadde festet seg, og man var bekymret for at det kunne komme høyere inflasjon på et senere tidspunkt. Fra sommeren 2007 var det uro i internasjonale finansmarkeder, og dette bidro til at pengemarkedsrenta i Norge økte mer enn det som utviklingen i styringsrenta skulle tilsi. I august 2008 var bankenes utlånsrenter kommet opp i hele 7,4 prosent. (Eika, 2008).

Finanskrisen som utviklet seg fra 2007, har mange likhetstrekk med det man kan kalle en klassisk finansiell krise. I årene før krisen hadde det vært en ekspansiv penge- og kredittpolitikk, etterfulgt av en kraftig vekst i økonomien og bobletendenser i aksje- og eiendomsmarkedene. Likevel er det sjelden man har sett en finansiell krise med et så sammenfallende boligkrakk, børskrakk, kredittkrise og nedgangskonjunktur som vi opplevde fra 2007 til 2009. Alle disse markedene fikk store internasjonale problemer, forholdsvis sammenfallende, under krisen. For det første hadde aksjeprisene vært kunstig høye, i det man gjerne kaller prisbobler. Da krisen inntraff, raste aksjeprisene med mer enn 40 % på de fleste børser. For det andre hadde boligprisene vært skyhøye, og prisene på boliger falt kraftig flere steder i verden. I Norge hadde boligprisene en topp i august 2007, og falt med 14 % til desember 2008. Fallet i boligprisene medførte at antall boliger lagt ut for salg så å si ble halvvvert til og med de første månedene av 2009. Rentene ble etter hvert satt svært lave, og dette gjorde at etterspørselen ble stimulert, og første kvartal i 2009 fikk vi faktisk en stigning i boligpriser. Til tross for at boligprisene i Norge var skyhøye før finanskrisen inntraff, korrigererte de seg overraskende lite ned i forhold til mange andre land. For det tredje fikk man en betydelig konjunkturedgang i denne perioden. For det fjerde så man svært mange banker med alvorlige problemer og bankkonkurser under krisen. (Grytten, 2009).

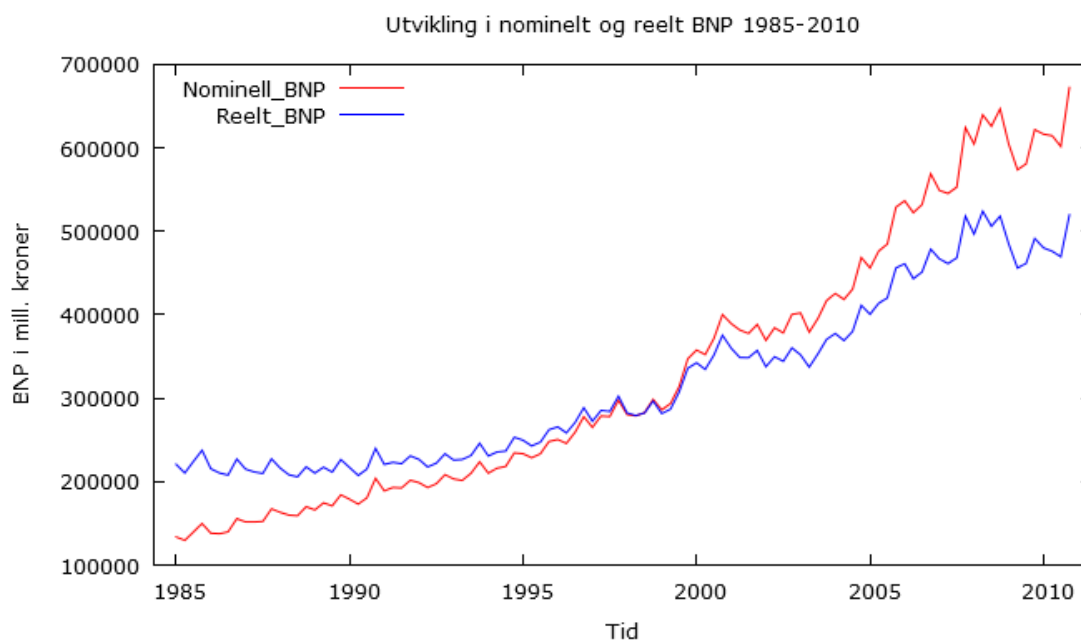
4.4 Presentasjon av data

Perioden 1985 – 2010 er en spennende økonomisk periode i Norge, med store variasjoner i den økonomiske aktiviteten og prisnivået på boliger. I analysen vil det både bli presentert nominelle og reelle størrelser. Som en innledning kan det være interessant å se hvordan den nominelle og reelle boligprisen har utviklet seg i perioden 1985 til 2010 (se figur 8). Den nominelle prisen er direkte hentet fra boligprisindeksen utviklet av Econ Pöyry, og angir kvadratmeterprisen på gjennomsnittsboligen i Norge totalt sett. Den nominelle boligprisen i 1985 er på ca 4 500 kroner/m². Boligprisen øker godt frem til 1988, og er da på 8 221 kroner/m², før den får et tilbakeslag som varer helt frem til slutten av 1992. Perioden som kommer gir en gradvis vekst, kun avbrutt av noen kortere tilbakeslag i 1998 og 2002. Etter 2002 ser vi en kraftig og økende vekst i den nominelle boligprisen, frem til en topp på hele 24 184 kroner/m² andre kvartal 2007. Fra dette tidspunktet faller imidlertid boligprisen markert, da den internasjonale finanskrisen inntreffer, ned til 21 281 kroner/m² fjerde kvartal 2008. I begynnelsen av 2009 stiger imidlertid den nominelle boligprisen igjen. Realboligprisen er korrigert for inflasjon ved indeksår 1998=100.



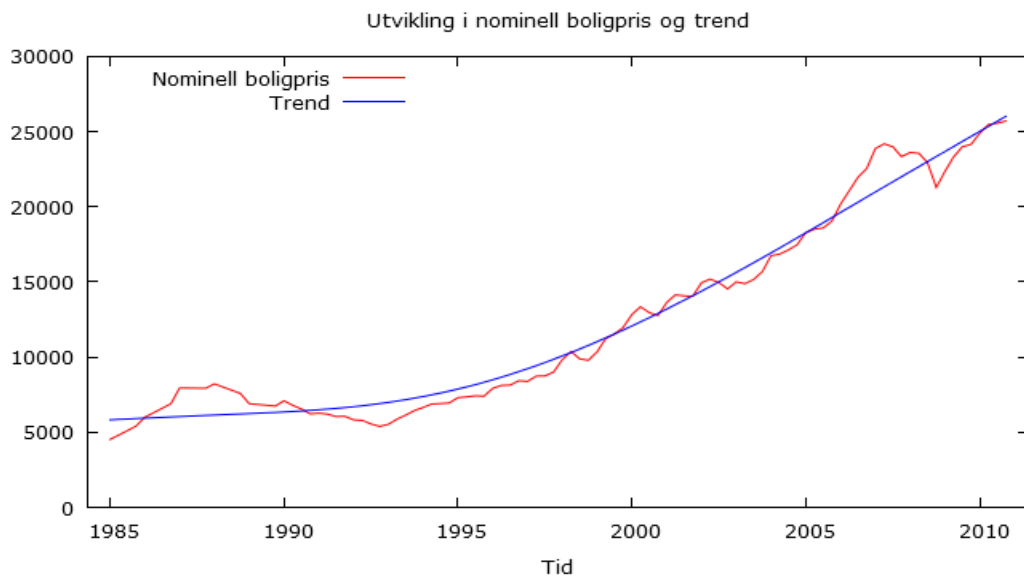
Figur 8: Kvartalsvis utvikling i nominell og realboligpris i perioden 1985-2010. Kilder: boligprisindeks utviklet av Econ Pöyry og egne beregninger.

Utviklingen i nominelt og reelt BNP for perioden 1985-2010 er illustrert i figur 9. Grafen tar for seg hele perioden, og vi får se utviklingen i grove trekk. Basisåret er satt til 1998=100. I begynnelsen av 1985 er nominelt BNP på 133,65 milliarder kroner. Vi legger merke til et kraftig stigning i BNP fra begynnelsen av 1999 til slutten av år 2000. Fra 2001 ser vi en tilbakegang, før vi får en forholdsvis lang og økende vekst. Den sterke veksten blir avløst av at finanskrisen inntreffer, og vi ser en tilbakegang i BNP. Av figuren ser vi at året 2010 ender med vekst, og i fjerde kvartal 2010 hadde nominelt BNP hadde en verdi på hele 672,36 milliarder kroner.

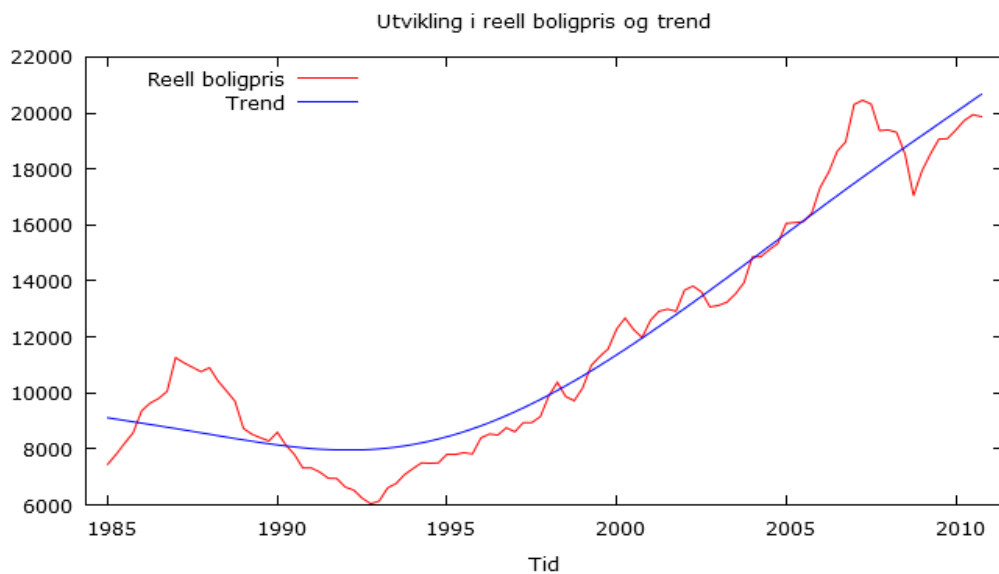


Figur 9: Kvartalsvis utviklingen i nominelt og reelt BNP fra 1985-2010. Kilder: Statistisk sentralbyrå, og egne beregninger.

Figurene 10 og 11 viser utviklingen i henholdsvis nominell og reell boligpris i forhold til den estimerte trenden. Trenden er konstruert ved bruk av HP-filtrering og lambdaverdi på 40 000. Begge figurene viser tydelig at Norge har hatt to større avvik fra trend i perioden. Første betydningsfulle avvik er forløpet til bankkrisen med vekst og høykonjunktur mot slutten av 1980-tallet, og medfølgende bankkrise med lavkonjunktur på begynnelsen av 1990-tallet. Andre store avvik fra trend ser vi fra og med 2005 i opptakten til finanskrisen, og med medfølgende lavkonjunktur fra 2007.

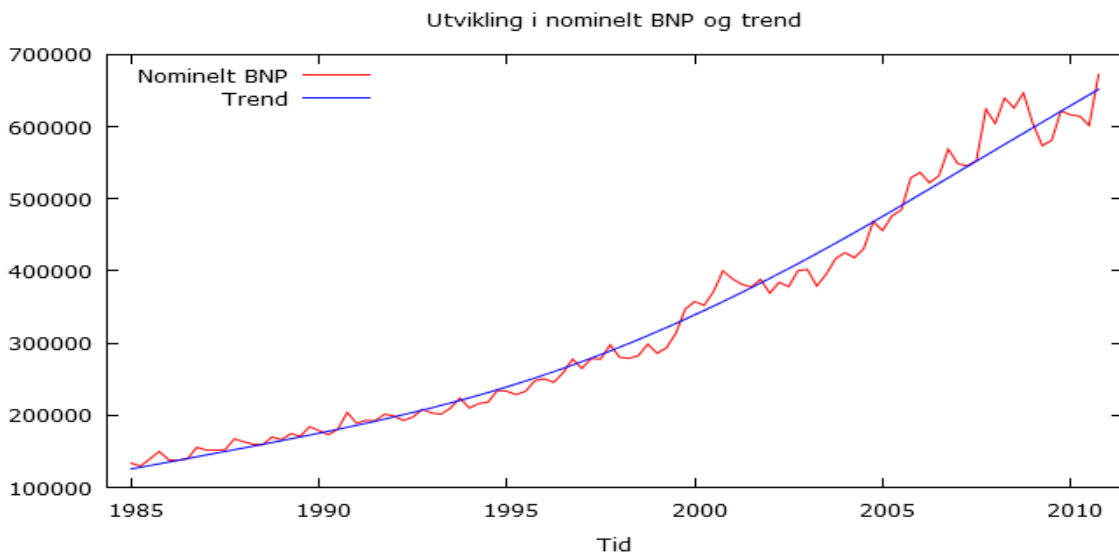


Figur 10: Utvikling i nominell boligpris og trend fra 1985-2010. Kilder: boligprisindeks utviklet av Econ Pöyry og egne beregninger.

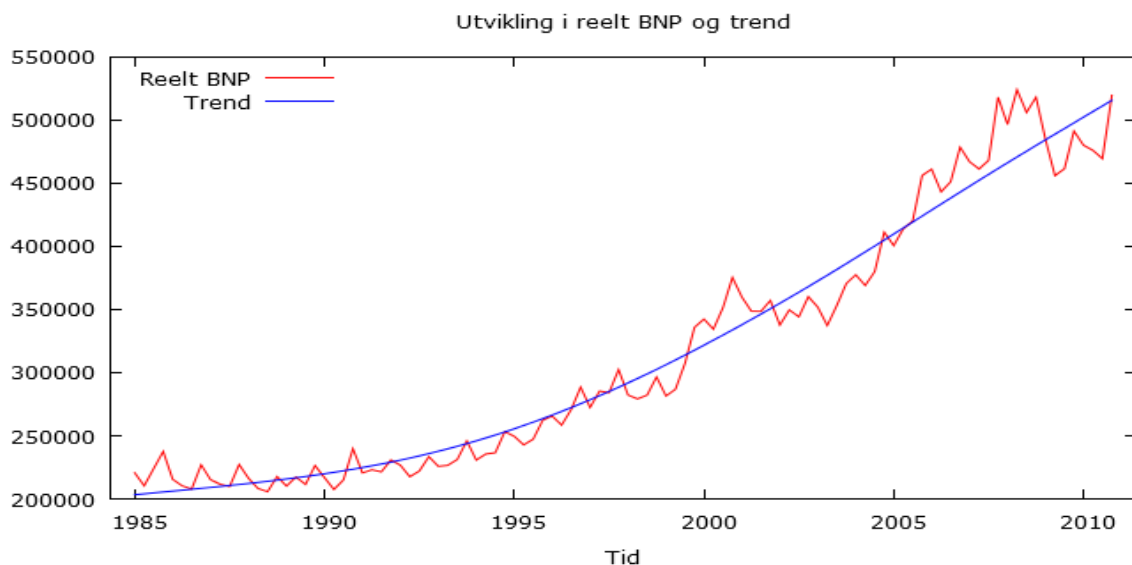


Figur 11: Utvikling i reell boligpris og trend fra 1985-2010. Kilder: boligprisindeks utviklet av Econ Pöyry og egne beregninger.

Figur 12 og figur 13 viser utviklingen i nominelt og reelt BNP i forhold til trend. I disse figurene er det noe vanskeligere å se de tydelige avvikene fra trend. Vi ser imidlertid at BNP verdiene ligger over trenden fra slutten av 1980-tallet til begynnelsen av 1990-tallet. 1990-tallet ligger BNP-verdiene stort sett under trend. Fra 2001-2002 ser vi verdiene ligger over trend. Vi får så en kort periode med BNP under trend, før vi ser utslagene av den kraftige veksten i Norge før finanskrisen satte inn. I perioden før finanskrisen ser vi BNP-verdiene ligger godt over trenden.

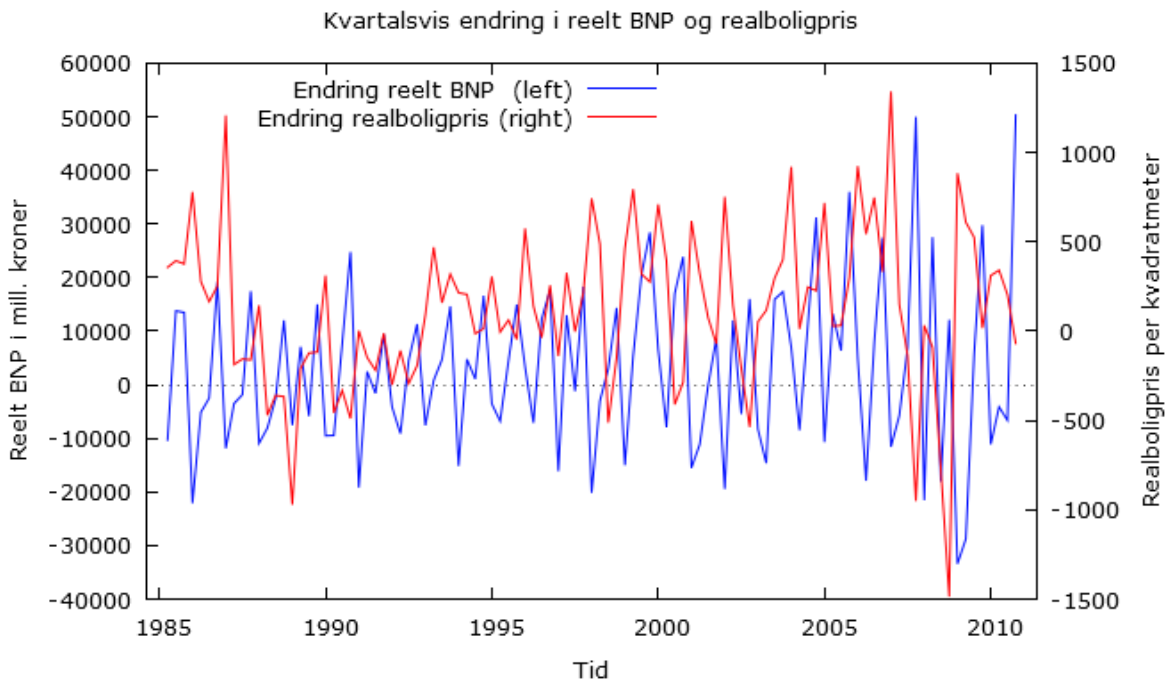


Figur 12: Utvikling i nominelt BNP i millioner kroner og trend fra 1985-2010. Kilder: Statistisk sentralbyrå og egne beregninger.



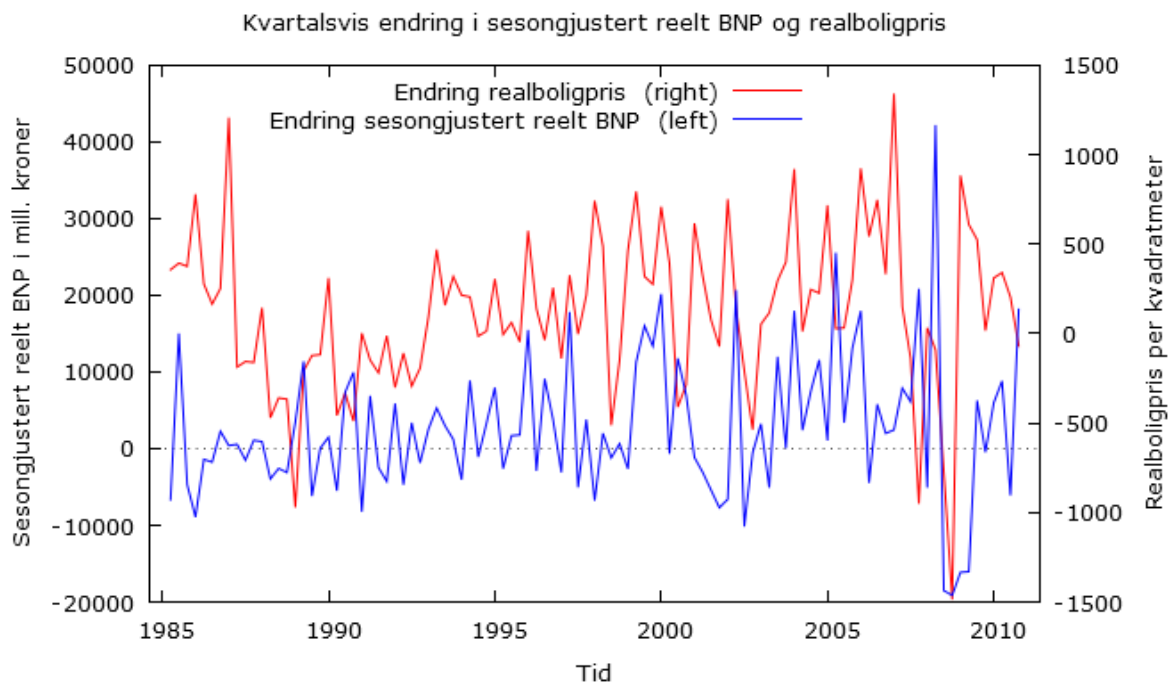
Figur 13: Utvikling i reelt BNP i millioner kroner og trend fra 1985-2010. Kilder: Statistisk sentralbyrå og egne beregninger.

Figur 14 viser de kvartalsvise endringene i reelt BNP og realboligprisen i perioden 1985-2010. På grunn av volatiliteten i tidsseriene er det vanskelig å se om det er en tendens til at en kvartalsvis oppgang i BNP fører til en kvartalsvis oppgang i boligprisene, eller omvendt for perioden totalt sett. Likevel ser man, spesielt i perioden 1985-1993, en tendens til at BNP leder noe an på boligprisene.



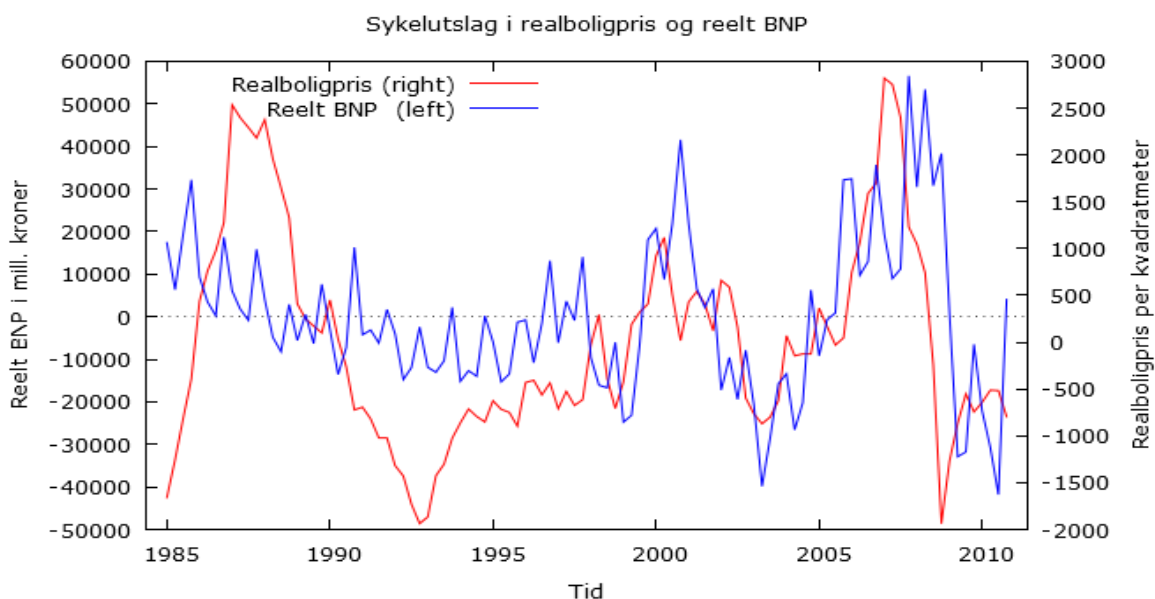
Figur 14: Kvartalsvis endring i reelt BNP og realboligpris. Kilder: Statistisk sentralbyrå, boligprisindeks utviklet av Econ Pöyry, og egne beregninger.

I figur 15 er det samme forholdet som i figur 14 illustrert. I denne figuren er det imidlertid korrigert for sesongvariasjoner i reelt BNP. Sesongkorrigereringen er, som nevnt i avsitt 4.1.1, utført ved hjelp av programpakken X-12-Arima. Av grafen ser vi at kurvene blir seende forholdsvis annerledes ut enn grafen med ikke-sesongjusterte tall. Det er vanskelig å se noe klart mønster i om BNP leder an utviklingen i boligprisene eller ikke. Fra begynnelsen i perioden ser man imidlertid igjen en tendens til dette.



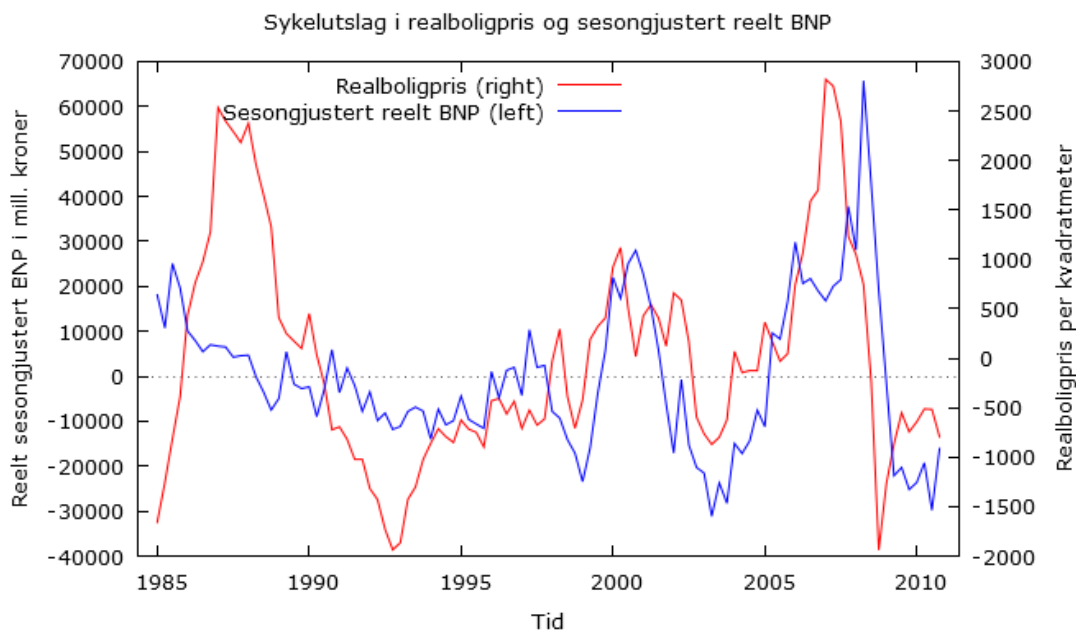
Figur 15: Kvartalsvis endring i realboligpris og sesongjustert reelt BNP. Kilder: Statistisk sentralbyrå, boligprisindeks utviklet av Econ Pöyry og egne beregninger.

Sykelutslagene i realboligpris og reelt BNP er illustrert i figur 16. Sykelutslagene er uttrykt ved avvik til HP-trend. Fra 1985 ser vi en kraftig vekst i realboligprisen, denne fortsetter frem til begynnelsen av 1987, og flater noe ut frem til begynnelsen av 1988. I 1988 ser vi av figuren at realboligprisen raser, før den når en bunn siste kvartal i 1992. Fra 1993 ser vi igjen at realboligprisen øker kraftig et års tid, før den går inn i en forholdsvis jevn vekst, i den betydning at avviket fra trend blir mindre, frem til begynnelsen av 1998. Gjennom året 1998 får man en tilbakegang i realboligprisen, men i starten av 1999 snur denne trenden, og man får vekst frem til andre kvartal 2000. Etter denne perioden opplever man en svak tilbakegang i realboligprisen, før man opplever et markert fall i 2002. Vi ser så en svært kraftig vekst i realboligprisen fra 2003 frem til første kvartal 2007. Deretter får man et krakk i boligprisene, og realboligprisen faller svært kraftig allerede første kvartal 2007, og man når en bunn i slutten av 2008. Fra 2009 og ut 2010 får vi igjen vekst i realboligprisen. I den samme perioden ser vi store variasjoner i den økonomiske aktiviteten. Fra 1985 ser vi en gradvis vekst frem til 1987. Fra 1987 ser vi en tilbakegang i den økonomiske aktiviteten frem til andre kvartal 1993. I den økonomiske aktiviteten får man fra 1993 en jevn og økende vekst frem til fjerde kvartal 1997, da snur trenden og den økonomiske aktiviteten opplever en jevn, men svak tilbakegang til midt i 2003. I den økonomiske aktiviteten får vi fra 2003 en kraftigere og økende vekst frem til fjerde kvartal 2007. Da raser den økonomiske aktiviteten, før man opplever vekst igjen fra 2010.



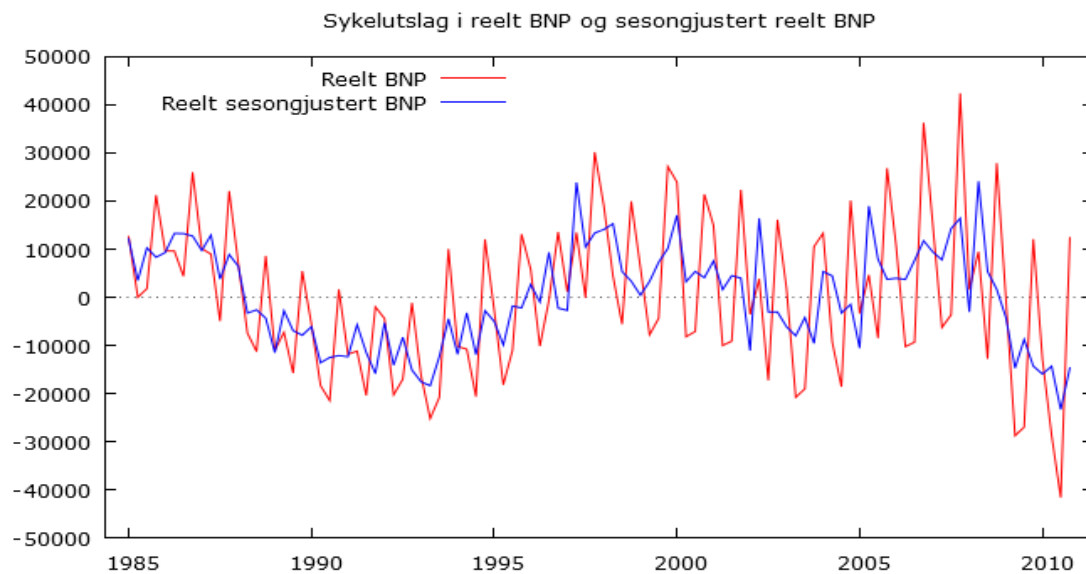
Figur 16: Sykelutslag i realboligprisen og bruttonasjonalprodukt. Realboligprisen ved indeksår 1998=100. Sykelutslag beregnet ved avvik til HP-trend for realboligpris og reelt BNP. Ingen størrelser er sesongjustert. Kilder: Statistisk sentralbyrå, boligprisindeks utviklet av Econ Pöyry og egne beregninger.

Den samme perioden er illustrert i figur 17. I denne figuren er det gjort en endring i forhold til at det er korrigert for sesongvariasjoner i BNP. I og med at tidsseriene som benyttes i oppgaven er kvartalsvise, vil de kvartalsvise dataene, som tidligere påpekt, bli påvirket av for eksempel værforhold, innslag av bevegelige helligdager, ferieavvikling etc. Dette gjør at det kan være hensiktsmessig å sesongjustere kvartalsvise tall. Forskning utført av Statistisk sentralbyrå har kommet frem til at det er lite hensiktsmessig å sesongjustere boligpriser. For nærmere drøfting av dette se avsnitt 4.2.1. Det er derfor kun sesongjustert for BNP i figur 13. Figuren viser sykelutslagene i sesongjustert BNP i forhold til HP-trend, og realboligprisen i forhold til HP-trend. Ved sesongjustering, får vi en mindre volatil kurve, og vi får ikke de store sesongdifferansene vi ser når vi ikke sesongjusterer tallene. Av figuren ser vi en svak tendens til at BNP leder an på boligprisene fra 1985 frem mot slutten av 1990-tallet. Fra slutten av 1990-tallet er det vanskelig å se noe klart mønster. Vi ser i den perioden også eksempler på at boligprisene leder an på BNP-utviklingen. Av konjunkturtoppen rundt år 2000 og konjunkturtoppen før finanskrisen i 2007 ser vi eksempler på dette.



Figur 17: Sykelutslag i realboligprisen og bruttonasjonalprodukt. Realboligprisen ved indeksår 1998=100. Sykelutslag beregnet ved avvik til HP-trend for realboligpris og reelt BNP. BNP er sesongjustert. Kilder: Statistisk sentralbyrå, boligprisindeks utviklet av Econ Pöyry og egne beregninger.

Figur 18 illustrerer forskjellen mellom sykelutslag i sesongjustert reelt BNP og sykelutslag i reelt BNP. Vi ser tydelig at de sesongjusterte sykelutslagene gir en finere og mindre volatil kurve enn sykelutslagene som ikke er sesongjusterte.



Figur 18: Sykelutslag i reelt BNP og sesongjustert reelt BNP. Kilder: Statistisk sentralbyrå og egne beregninger.

Dette kapitlet har presentert datasettet oppgaven er basert på. Det er blitt presisert hvor tidsseriene i oppgaven er hentet fra, og hvordan tidsseriene er benyttet i oppgaven. Kapitlet har også gitt en presentasjon av den økonomiske tilstanden i Norge i perioden 1985-2010, samt illustrert perioden grafisk. Det neste kapitlet vil ta for seg metodene som legges til grunn for å kunne utføre den empiriske delen av analysen.

5.0 Økonometrisk modell

Dette kapittelet tar for seg de metodene som legges til grunn i den empiriske delen av oppgaven. Modellen som blir benyttet til å teste sammenhengen mellom boligpris og konjunkturer, er en enkel regresjonsmodell. Det vil testes hvordan de to størrelsens avvik fra trend i realboligpris (boligprisens sykelutslag) og avvik i reelt BNP (produksjonsgap) utarter seg i forhold til hverandre. Videre blir regresjonsmodellen estimert ved bruk av minste kvadraters metode. Kapitlet blir avsluttet med å presentere tester som blir benyttet i analysedelen av oppgaven.

5.1 Stasjonærhet

Er en tidsserie stasjonær, tenderer den til å vende tilbake til en konstant forventningsverdi, og vil fluktuere rundt denne med en konstant varians. I tillegg er kovariansen bare avhengig av forskjellen i tid mellom periodene. Vi kan uttrykke dette slik:

$$E(y_t) = \mu \text{ (konstant forventningsverdi)}$$

$$\text{Var}(y_t) = \sigma^2 \text{ (konstant varians)}$$

$$\text{Cov}(y_t, y_{t+s}) = \text{Cov}(y_t, y_{t-s}) = \gamma_s \text{ (kovariansen avhenger av } s, \text{ ikke } t)$$

Er derimot variabelen ikke-stasjonær, vil variabelen ikke vende tilbake til en konstant forventningsverdi, og variansen vil øke med tiden. (Hill, Griffiths, & Lim, 2008)

At stasjonærhet er viktig i en tidsserie, påpeker Verbeek (2008) med følgende utsagn: *”To apply standard estimation or testing procedures in a dynamic time series model, it is typically required that the various variables are stationary, since the majority of economic theory is built upon the assumption of stationarity”*(s.323).

Fordi en ikke-stasjonær tidsserie kan skape problemer i analyse av en estimert modell, trenger man altså å påvise stasjonærhet i tidsseriene for å kunne benytte seg av minste kvadraters

metode i regresjonsberegningene. Den meste brukte testen for å kunne påvise stasjonæritet i en tidsserie, er Dickey-Fuller-test. Denne testen ser på verdien til ρ for å påvise om en tidsserie er stasjonær eller ikke. Testen tar utgangspunkt i følgende enkle modell:

$$y_t = \rho y_{t-1} + v_t \quad (6)$$

Der y_t er tidsserien, og v_t er uavhengige tilfeldige feil ved gjennomsnittsverdi 0, og konstant varians. Dickey-Fuller-test formulerer en nullhypotese som sier at det ikke er stasjonæritet i tidsserien, og en alternativhypotese som sier at det er stasjonæritet i tidsserien. Likning 6 er stasjonær når absolutt verdien til $\rho < 1$, men den er ikke stasjonær når $\rho = 1$. Vi kan teste for ikke-stasjonæritet ved å teste nullhypotesen om at $\rho = 1$. For å finne endringen i tidsserien y_t trekkes y_{t-1} fra på begge sider i likningen. Vi får da:

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + v_t \quad (7)$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + v_t \quad (8)$$

Hvor $\gamma = \rho - 1$, og $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$. Hypotesene kan da bli uttrykt enten ved ρ eller ved γ .

$$H_0: \rho = 1 \leftrightarrow H_0: \gamma = 0 \quad (9)$$

$$H_1: \rho < 1 \leftrightarrow H_1: \gamma < 0 \quad (10)$$

Hvis vi forkaster nullhypotesen om at $\gamma = 0$, konkluderer vi med at tidsserien er stasjonær. For å kunne avgjøre om det er stasjonæritet i tidsserien eller ikke, trenger vi de kritiske verdiene for ulike signifikansnivå (Hill, et al., 2008).

Vi kan utvide modellen i likning 6 til å ta med konstantledd og trend. I tabell 1 er det satt opp kritiske verdier for tre ulike typer modeller. Den første modellen er uten konstantledd og uten trend. Den andre modellen er med konstantledd, men uten trend. Den siste modellen i tabellen

er det med både konstantledd og trend. Modellen i denne oppgaven har konstant, vi ser derfor i hovedsak på modell to i tabell 1.

I modell 2 i tabell 1, er de kritiske verdiene -3,43, -2,86 og -2,57 ved henholdsvis 1%-, 5%- og 10%-nivå. Hvis t -verdiene er mindre enn de kritiske verdiene på ulike signifikansnivåer, forkastes nullhypotesen som antar at det ikke eksisterer stasjonærhet. Nullhypotesen beholdes hvis t -verdiene er større enn den kritiske verdien.

Tabell 1: Kritisk verdi for Dickey-Fuller-Test. (Hill, Griffiths & Lim, 2008, tabell 12.2, side 337)

Modell	1%	5%	10%
$\Delta y_t = y_{t-1} + v_t$	-2,56	-1,94	-1,62
$\Delta y_t = \alpha + y_{t-1} + v_t$	-3,43	-2,86	-2,57
$\Delta y_t = \alpha + \lambda_t + y_{t-1} + v_t$	-3,96	-3,41	-3,13
Standard kritisk verdi	-2,33	-1,65	-1,28

Det finnes flere ulike programvarer som utfører test av utvidet Dickey-Fuller-test. I denne oppgaven er programvaren GRETJL benyttet. Som i regresjonen, må det også i utvidet Dickey-Fuller-test benyttes tidsforskyvninger. Benytter man for få tidsforskyvninger, kan man få støy i residualene. Benytter man derimot for mange tidsforskyvninger, vil dette kunne medføre at testen mister styrken til å kunne forkaste nullhypotesen. Styrken til testen reduseres fordi flere tidsforskyvninger reduserer antall frihetsgrader. På grunn av testens sensitivitet for antall tidsforskyvninger som blir benyttet, kan man oppleve å forkaste nullhypotesen med et visst antall tidsforskyvninger, mens man med et annet antall tidsforskyvninger opplever at man ikke kan forkaste nullhypotesen. Det finnes ulike metoder for å optimalisere antall tidsforskyvninger i utvidet Dickey-Fuller-test. Metoden General-to-specific er en enkel og effektiv metode for å optimalisere antall tidsforskyvninger. Den går ut på at man starter med å estimere en regresjon med mange tidsforskyvninger, og eliminerer siste tidsforskyvninger dersom dette ikke er statistisk signifikant. Slik gjentar man prosedyren til testen ender opp med et statistisk signifikant siste tidsforskyvninger (Enders, 2010). Tidsseriene som ikke er stasjonære, må gjøres stasjonære. I denne oppgaven er HP-filtrering benyttet. I tidsseriene i denne oppgaven er åtte tidsforskyvninger det høyeste antall tidsforskyvninger som blir statistisk

signifikant. Ved å sammenlikne t-verdiene ved åtte tidsforskyvninger med det kritiske 5%-nivået, får vi at t-verdiene er mindre enn -2,86. Det vil si at vi kan forkaste nullhypotesen, og anta stasjonæritet.

5.2 Enkel regresjonsmodell

Avsnitt 5.2 bygger på (Doran, 1989). For å teste sammenhengen mellom boligpriser og konjunkturer benyttes en enkel regresjonsmodell. Denne modellen brukes til å finne sammenheng mellom en avhengig variabel og en eller flere uavhengige variabler. I denne oppgaven er det kun en avhengig og en uavhengig variabel.

Matematisk vil modellen da uttrykkes slik:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \mu_t \quad (11)$$

Hvor:

Y_t = Den forklarte variabelen på tidspunktet t

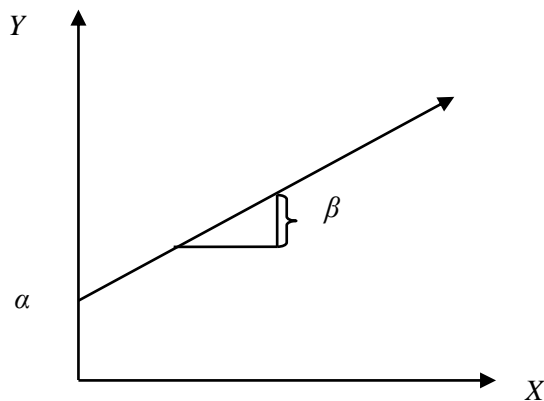
α = Likningens konstantledd (skjøringspunktet med Y-aksen)

X = Forklarende variabel

β = Forklaringsgraden til X

μ = Feilledet

Figur 19 viser sammenhengene i modellen illustrert grafisk.



Figur 19: Enkel regresjon med én uavhengig variabel. (Egen illustrasjon)

I utgangspunktet kunne man brukt en slik modell, men det har vist seg at de to størrelsene, boligpriser og konjunkturer, er persistente. Det finnes en viss treghet i disse størrelsene, som medfører at verdien i en periode avhenger av den foregående perioden. I modellen som skal brukes, kan man ta hensyn til denne persistensen ved å ta med verdier for perioder før tidspunkt t . Tar vi for eksempel med fire perioder før tidspunkt t , vil det si at vi ender opp med fem perioder, og matematisk kan dette formuleres slik:

$$Y_t = \alpha + \beta_t X_t + \beta_{t-1} X_{t-1} + \beta_{t-2} X_{t-2} + \beta_{t-3} X_{t-3} + \beta_{t-4} X_{t-4} + \mu_t \quad (12)$$

Her har vi altså tatt med tidspunktene t , $t-1$, $t-2$, $t-3$ og $t-4$ for å åpne for at effekten av de forklarende variablene X_t , X_{t-1} , X_{t-2} , X_{t-3} og X_{t-4} i forhold til y fordeler seg over tid. β_t , β_{t-1} , β_{t-2} , β_{t-3} og β_{t-4} er koeffisienter som beskriver forholdet mellom forklarende variabler og forklart variabel. Slike tregheter eller forsinkelser er vanlige i økonomisk teori, og kan forekomme av ulike grunner. Det kan være psykologiske effekter i økonomien, begrensinger innenfor teknologi eller arbeidskraft, eller rett og slett institusjonelle årsaker som medfører tregheter i økonomien.

5.3 Minste kvadraters metode

Enkel regresjon går altså ut på å finne en best mulig tilpasset linje til observasjonene i modellen. Spørsmålet blir hvordan man skal estimere denne linjen. Estimeringen av denne linjen kan gjøres ved bruk av minste kvadraters metode. Metoden er matematisk, og estimerer linjen som gir minst mulig totale feil når den forklarende variabelen (X) blir brukt til å forutsi den forklarte variabelen (Y). Mer teknisk kan man si at minste kvadraters metode genererer en rett linje, som minimerer summen av de kvadrerte avvikene til de faktiske verdiene, i forhold til den estimerte linjen.

Matematisk kan minste kvadraters metode-kriteriet uttrykkes slik:

$$\sum_{t=1}^n \mu_t^2 \text{ minimum} \quad (13)$$

Hvor

$$\mu_t = Y_t - \hat{Y}_t$$

Y_t = faktisk verdi av avhengig variabel

\hat{Y}_t = estimert verdi av avhengig variabel

n = antall observasjoner

t = nummer på aktuell observasjon

(Zikmund, Babin, Carr, & Griffin, 2010)

Det finnes mange typer programvare som kan gjøre disse beregningene. I denne oppgaven er programvaren GRETl benyttet. Hvor mange tidsforskyvninger som skal tas med i modellen er et sentralt spørsmål i denne sammenheng. Tar man med for få tidsforskyvninger i modellen kan man riskiere å få ”støy” i restleddene i modellen. Ved for mange tidsforskyvninger, kan

man risikere å miste frihetsgrader. Dette vil medføre at analysen blir mindre robust. Et annet problem med for mange tidsforskyvninger, er at det kan gi multikollinearitet. Det vil si at de ulike X -variablene korrelerer, som medfører dårligere presisjon i estimatene.

5.4 Bestemme optimalt antall tidsforskyvninger

I og med at man kan anta at det er persistens i tidsseriene som blir benyttet, vil det bli lagt inn tidsforskyvninger på de uavhengige variablene. For å bestemme hvor mange tidsforskyvninger som skal benyttes, finnes ulike metoder. De to mest brukte metodene for å bestemme antall tidsforskyvninger er Akaike Information Criterion (AIC) og Schwarz` Bayesian Information Criterion (SBIC). Disse statistiske metodene velger antall tidsforskyvninger ved å minimere uttrykket:

$$\log\left(\frac{SSR(j)}{n}\right) + \frac{(j+1)C(n)}{n} \quad (14)$$

$SSR(j)$ er summen av de kvadrerte restleddene for variansen med j tidsforskyvninger. Antall observasjoner er gitt ved n , og $C(n) = 2$ for AIC og $\log(n)$ for BIC. Denne metoden fungerte i praksis ikke slik vi hadde sett for oss. Jo flere tidsforskyvninger som ble tatt med i modellen, jo lavere ble AIC og BIC. Dette medførte at antall tidsforskyvninger måtte fastsettes på en skjønsmessig måte.

Først og fremst kan man si at de ikke finnes noe entydig svar på hvor mange tidsforskyvninger som det er optimalt å ha med i modellen. Problemet vi står overfor er hvor langt tilbake BNP-verdien påvirker dagens boligverdi. Litteraturen har ikke noe entydig svar på dette, og forskjellige studier har benyttet forskjellige antall tidsforskyvninger. Hvor mange tidsforskyvninger som blir med i modellen vil selvsagt påvirke utfallene av regresjonsanalysene, men gjennom testing i denne oppgaven, viser det seg å være forholdsvis små forskjeller mellom for eksempel tre, fire og fem tidsforskyvninger. BNP-verdien tilbake i tid vil påvirke dagens boligpris, men trolig i et forholdsvis begrenset tidsrom. Det finnes flere internasjonale undersøkelser som tar for seg forholdet mellom BNP og eiendomsmarkedet. (Chui & Chau, 2005) har undersøkt forholdet mellom økonomisk vekst, eiendomsinvesteringer og eiendomspriser i Hong Kong. Undersøkelsen la til grunn kvartalsvise tidsserier, og benyttet, 4, 5 og 6 tidsforskyvninger. I den undersøkte perioden, er det imidlertid gjort få undersøkelser på dette området i Norge. Det finnes imidlertid masteroppgaver på området. Rørvik (2007) har tatt for seg forholdet mellom konjunkturer og

boligpriser i Norge fra 1850-2004. I denne oppgaven er det imidlertid lagt til grunn årlige tidsintervaller. I Rørviks oppgave ble det benyttet 2 tidsforskyvninger på den uavhengige variabelen, altså to år. Med utgangspunkt i tidligere undersøkelser er det i denne oppgaven lagt til grunn fire tidsforskyvninger på den uavhengige variabelen i regresjonsanalysene.

5.5 Oppsett for regresjonsanalysen

I analysen vil det bli testet både på endringsform og på avviksform. På endringsform ser man på verdiendringen fra et kvartal til neste kvartal. Det vil testes om endringen i BNP fra et kvartal til neste kvartal kan forklare endringer i boligprisen fra et kvartal til neste. På avviksform vil det testes om sykelutslag i BNP kan forklare sykelutslag i boligprisen. Sykelutslagene til både BNP og boligprisene er beregnet som avviket mellom observert verdi og HP-trend. Det er viktig å merke seg at fordi man benytter seg av HP-trend, er sykelutslagene i begynnelsen og mot slutten av dataseriene mindre valide. Denne reduksjonen i validitet oppstår på grunn av HP-filterets endepunktsproblematikk. Se avsnitt 4.2.1 for grundigere drøfting av endepunktsproblematikken.

Det vil på endringsform og avviksform bli testet både i nominelle og reelle størrelser, i tillegg vil det testes for sesongjustert nominelt og reelt BNP opp mot nominelle og reelle boligpriser.

5.5.1 Endringsform

- 1) *Kvartalsvise endringer i nominelle boligpriser forklart ved kvartalsvise endringer i nominelt BNP.*

Matematisk kan vi formulere dette med følgende modell:

$$\Delta BP_{n,t} = \alpha + \beta_{n,t} \Delta BNP_{n,t} + \beta_{n,t-1} \Delta BNP_{n,t-1} + \beta_{n,t-2} \Delta BNP_{n,t-2} + \beta_{n,t-3} \Delta BNP_{n,t-3} + \beta_{n,t-4} \Delta BNP_{n,t-4} + \mu_t \quad (15)$$

hvor $\Delta BP_{n,t}$ er kvartalsvis endring i nominell boligpris, på tidspunkt t , $t-1$, $t-2$, $t-3$ og $t-4$. $\Delta BNP_{n,t}$ indikerer kvartalsvis endring i nominelt BNP for samme periode. Man vil her teste om man kan forklare noe av endringene i nominelle boligpriser med endringene i nominelt BNP.

- 2) *Kvartalsvise endringer i nominelle boligpriser forklart ved kvartalsvise endringer i sesongjustert nominelt BNP*

Matematisk kan vi formulere dette med følgende modell:

$$\begin{aligned} \Delta BP_{n,t} = & \\ & \alpha + \beta_{n,t} \Delta sBNP_{n,t} + \beta_{n,t-1} \Delta sBNP_{n,t-1} + \beta_{n,t-2} \Delta sBNP_{n,t-2} + \beta_{n,t-3} \Delta sBNP_{n,t-3} + \\ & \beta_{n,t-4} \Delta sBNP_{n,t-4} + \mu_t \end{aligned} \quad (16)$$

hvor $\Delta BP_{n,t}$ er kvartalsvis endring i nominell boligpris, på tidspunkt t , $t-1$, $t-2$, $t-3$ og $t-4$. $\Delta sBNP_{n,t}$ indikerer kvartalsvis endring i sesongjustert nominelt BNP for samme periode. Man vil her teste om man kan forklare noe av endringene i nominelle boligpriser med endringene i sesongjustert nominelt BNP. I den forklarende variabelen (BNP) er det her korrigert for sesongvariasjoner.

- 3) *Kvartalsvise endringer i reelle boligpriser forklart ved kvartalsvise endringer i reelt BNP*

Matematisk kan vi formulere dette med følgende modell:

$$\begin{aligned} \Delta BP_{r,t} = & \alpha + \beta_{r,t} \Delta BNP_{r,t} + \beta_{r,t-1} \Delta BNP_{r,t-1} + \beta_{r,t-2} \Delta BNP_{r,t-2} + \beta_{r,t-3} \Delta BNP_{r,t-3} + \\ & \beta_{r,t-4} \Delta BNP_{r,t-4} + \mu_t \end{aligned} \quad (17)$$

hvor $\Delta BP_{r,t}$ er kvartalsvis endring i reell boligpris, på tidspunkt t , $t-1$, $t-2$, $t-3$ og $t-4$. $\Delta BNP_{r,t}$ indikerer kvartalsvis endring i reelt BNP for samme periode. Man vil her teste om man kan forklare noe av endringene i reelle boligpriser med endringene i reelt BNP.

4) *Kvartalsvise endringer i reelle boligpriser forklart ved kvartalsvise endringer i sesongjustert reelt BNP*

Matematisk kan vi formulere dette med følgende modell:

$$\begin{aligned} \Delta BP_{r,t} = & \\ & \alpha + \beta_{r,t} \Delta sBNP_{r,t} + \beta_{r,t-1} \Delta sBNP_{r,t-1} + \beta_{r,t-2} \Delta sBNP_{r,t-2} + \beta_{r,t-3} \Delta sBNP_{r,t-3} + \\ & \beta_{r,t-4} \Delta sBNP_{r,t-4} + \mu_t \end{aligned} \quad (18)$$

hvor $\Delta BP_{r,t}$ er kvartalsvis endring i reell boligpris, på tidspunkt t , $t-1$, $t-2$, $t-3$ og $t-4$. $\Delta sBNP_{r,t}$ indikerer kvartalsvis endring i sesongjustert reelt BNP for samme periode. Man vil her teste om man kan forklare noe av endringene i reelle boligpriser med endringene i sesongjustert reelt BNP. I den forklarende variabelen (BNP) er det her korrigert for sesongvariasjoner.

5.5.2 Avviksform

1) Sykelutslag i nominell boligpris forklart ved sykelutslag i nominelt BNP

Matematisk kan vi formulere dette med følgende modell:

$$cBP_{n,t} = \alpha + \beta_{n,t}cBNP_{n,t} + \beta_{n,t-1}cBNP_{n,t-1} + \beta_{n,t-2}cBNP_{n,t-2} + \beta_{n,t-3}cBNP_{n,t-3} + \beta_{n,t-4}cBNP_{n,t-4} + \mu_t \quad (19)$$

hvor $cBP_{n,t}$ er kvartalsvise sykelutslag i nominell boligpris, på tidspunkt t , $t-1$, $t-2$, $t-3$ og $t-4$. $cBNP_{n,t}$ indikerer kvartalsvise sykelutslag i nominelt BNP for samme periode. Her vil man teste om man kan forklare noen av sykelutslagene i nominell boligpris ved sykelutslagene i nominelt BNP.

2) Sykelutslag i nominell boligpris forklart ved sykelutslag i sesongjustert nominelt BNP

Matematisk kan vi formulere dette med følgende modell:

$$cBP_{n,t} = \alpha + \beta_{n,t}csBNP_{n,t} + \beta_{n,t-1}csBNP_{n,t-1} + \beta_{n,t-2}csBNP_{n,t-2} + \beta_{n,t-3}csBNP_{n,t-3} + \beta_{n,t-4}csBNP_{n,t-4} + \mu_t \quad (20)$$

hvor $cBP_{n,t}$ er kvartalsvise sykelutslag i nominell boligpris, på tidspunkt t , $t-1$, $t-2$, $t-3$ og $t-4$. $csBNP_{n,t}$ indikerer kvartalsvise sykelutslag i sesongjustert nominelt BNP for samme periode. Her vil man teste om man kan forklare noen av sykelutslagene i nominell boligpris ved sykelutslagene i sesongjustert nominelt BNP. I den forklarende variabelen (BNP) er det her korrigert for sesongvariasjoner.

3) Sykelutslag i reell boligpris forklart ved sykelutslag i reelt BNP

Matematisk kan vi formulere dette med følgende modell:

$$cBP_{r,t} = \alpha + \beta_{r,t}cBNP_{r,t} + \beta_{r,t-1}cBNP_{r,t-1} + \beta_{r,t-2}cBNP_{r,t-2} + \beta_{r,t-3}cBNP_{r,t-3} + \beta_{r,t-4}cBNP_{r,t-4} + \mu_t \quad (21)$$

hvor $cBP_{r,t}$ er kvartalsvise sykelutslag i reell boligpris, på tidspunkt t , $t-1$, $t-2$, $t-3$ og $t-4$. $cBNP_{r,t}$ indikerer kvartalsvise sykelutslag i reelt BNP for samme periode. Her vil man teste om man kan forklare noen av sykelutslagene i reell boligpris ved sykelutslagene i reelt BNP.

4) Sykelutslag i reell boligpris forklart ved sykelutslag i sesongjustert reelt BNP

Matematisk kan vi formulere dette med følgende modell:

$$cBP_{r,t} = \alpha + \beta_{r,t}csBNP_{r,t} + \beta_{r,t-1}csBNP_{r,t-1} + \beta_{r,t-2}csBNP_{r,t-2} + \beta_{r,t-3}\Delta c + \beta_{r,t-4}csBNP_{r,t-4} + \mu_t \quad (22)$$

hvor $cBP_{r,t}$ er kvartalsvise sykelutslag i reell boligpris, på tidspunkt t , $t-1$, $t-2$, $t-3$ og $t-4$. $csBNP_{r,t}$ indikerer kvartalsvise sykelutslag i sesongjustert reelt BNP for samme periode. Her vil man teste om man kan forklare noen av sykelutslagene i reell boligpris ved sykelutslagene i sesongjustert reelt BNP. I den forklarende variabelen x (BNP) er det her korrigert for sesongvariasjoner.

5.6 Periodisering

Totalt sett tar analysen for seg perioden 1985-2010 med kvartalsvise intervaller. Først i analysen vil det bli utført regresjonsanalyser for perioden totalt sett. Videre i analysen vil den totale perioden bli delt i to, for å se hvilke regresjonsresultater som forekommer i disse delperiodene.

Periode 1:

1.kvartal 1985 – 4.kvartal 1997 (13 år)

Periode 2:

1.kvartal 1998 – 4.kvartal 2010 (13 år)

Inndelingen av de to periodene blir gjort symmetrisk, med 13 år i hver delperiode. Det er flere grunner til at inndelingen blir gjort på denne måten. I og med at det i analysen vil bli gjort sammenligninger periodene seg i mellom, er det gunstig at hver periode består av like lange tidsserier. Året 1998 deler også perioden på et hensiktsmessig tidspunkt, sett i et historisk perspektiv. Bankkrisen på begynnelsen av 1990-tallet blir fanget opp i første delperioden, og den internasjonale finanskrisen blir fanget opp i delperiode to.

5.7 Tester benyttet i regresjonsanalysen

De statistiske testene som presenteres videre vil bli benyttet i regresjonsanalysene, og er basert på Hill med flere (2008) og (Wooldridge, 2009).

t-test

t-testen tester en og en uavhengig variabel i forhold til hvor stor påvirkningskraft den uavhengige variabelen har i modellen. Matematisk kan vi uttrykke modellen slik:

$$y = \alpha + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k x_k + \mu \quad (23)$$

Videre vil vi benytte hypotesetesting til å teste for en spesiell β_j . Det er viktig å merke seg β_j er en funksjon av populasjonen, og vi kan aldri vite den med sikkerhet. Vi kan imidlertid lage en hypotese om β_j , og benytte statistikk til å teste hypotesen. Nullhypotesen kan vi formulere på følgende måte:

$$H_0 : \beta_j = 0 \quad (24)$$

Hvor j tilsvarer hvilken som helst av de k uavhengige variablene. Finner vi at $\beta_j = 0$, kan vi anta nullhypotesen. Det er imidlertid vanlig å teste nullhypotesen mot en alternativhypotese. Det vanligste er å benytte en tosidig alternativhypotese. En tosidig alternativhypotese kan vi formulere på følgende måte:

$$H_1 : \beta_j \neq 0 \quad (25)$$

Alternativhypotesen tester om β_j er forskjellig fra null. Hvis vi forkaster nullhypotesen kan vi anta alternativhypotesen.

F-test

En F-test benyttes i analysen for å se om utviklingen i BNP kan forklare utviklingen i boligprisene. Den tester om de uavhengige variablene i en likning kan forklare den avhengige variabelen. Som t-testen, tar også F-testen utgangspunkt i en nullhypotese. Nullhypotesen sier at de uavhengige variablene ikke har noen påvirkning på den avhengige variabelen. Den alternative hypotesen blir da at de uavhengige variablene har en påvirkningskraft på den avhengige variabelen. Testobservatoren F er matematisk uttrykt som:

$$F = \frac{R_{UR}^2 - R_R^2 / m}{(1 - R_{UR}^2) / (n - k - 1)} \quad (26)$$

Hvor m er antall restriksjoner, det vil si variabler som ikke blir med i regresjonen. Parameterne R_{UR}^2 og R_R^2 er regresjonens forklaringskraft med og uten restriksjoner. Parameteren n er antall observasjoner, og parameteren k er antall uavhengige variabler i modellen.

Durbin-Watson-test

For at lineær regresjon skal være valid må det eksistere uavhengighet mellom dataene i modellen. Ved bruk av lineær regresjon til tidsserieanalyser, er autokorrelasjon i datasettet et av hovedproblemene. Med autokorrelasjon menes at variablene avhenger av hverandre, og korrelerer med seg selv fra en periode til neste periode. Dette oppstår ofte som følge av at tidsseriene følger sykler, og i denne sammenheng er ikke autokorrelasjon så lett å unngå. Autokorrelasjon kan også skyldes relevante faktorer som er utelatt fra den modellerte likningen, slik at dette medfører at feilleddene ikke blir uavhengige. Estimeringen av autokorrelasjon blir gjort ut i fra feilleddene i regresjonen, og blir matematisk uttrykt slik:

$$d = \frac{\sum_2^n (\mu_t - \mu_{t-1})^2}{\sum_1^n \hat{u}_t^2} \quad (27)$$

Verdiene på d bør ligge på rundt to for å kunne anta at det ikke er autokorrelasjon i feilleddene. Høyere verdier indikerer negativ autokorrelasjon, mens lavere verdier indikerer positiv autokorrelasjon. Parameteren \hat{u}_t er det estimerte restleddet på tidspunkt t .

6.0 Estimasjonsresultater

Testene vil presenteres i følgende rekkefølge: I avsnitt 6.1 blir det gitt en presentasjon av regresjonsresultatene på endringsform for hele perioden, og i avsnitt 6.2 blir regresjonsresultatene på avviksform for hele perioden presentert. I avsnitt 6.3 gis en presentasjon av regresjonsresultatene for perioden 1985-2007 på henholdsvis endringsform og avviksform. I avsnitt 6.4 gis en presentasjon av regresjonsresultatene på endrings- og avviksform for perioden 1998-2010. Hvert av avsnittene begynner med en grafisk presentasjon av hvordan de kvartalsvise endringene eller sykelutslagene har vært i den aktuelle perioden. For hvert avsnitt vil resultatene av regresjonsanalysene bli presentert i én samlet tabell.

På endringsform vil det bli utført regresjonsanalyser på fire modeller:

Modell 1:

Kvartalsvis endring i nominell boligpris forklart ved kvartalsvis endring i nominelt BNP

Modell 2:

Kvartalsvis endring i nominell boligpris forklart ved kvartalsvis endring i sesongjustert nominelt BNP

Modell 3:

Kvartalsvis endring i reell boligpris forklart ved kvartalsvis endring i reelt BNP

Modell 4:

Kvartalsvis endring i reell boligpris forklart ved kvartalsvis endring i sesongjustert reelt BNP

På avviksform blir det utført regresjonsanalyser på fire modeller:

Modell 1:

Kvartalsvise sykelutslag i nominell boligpris forklart ved kvartalsvise sykelutslag i nominelt BNP

Modell 2:

Kvartalsvise sykelutslag i nominell boligpris forklart ved kvartalsvise sykelutslag i sesongjustert nominelt BNP

Modell 3:

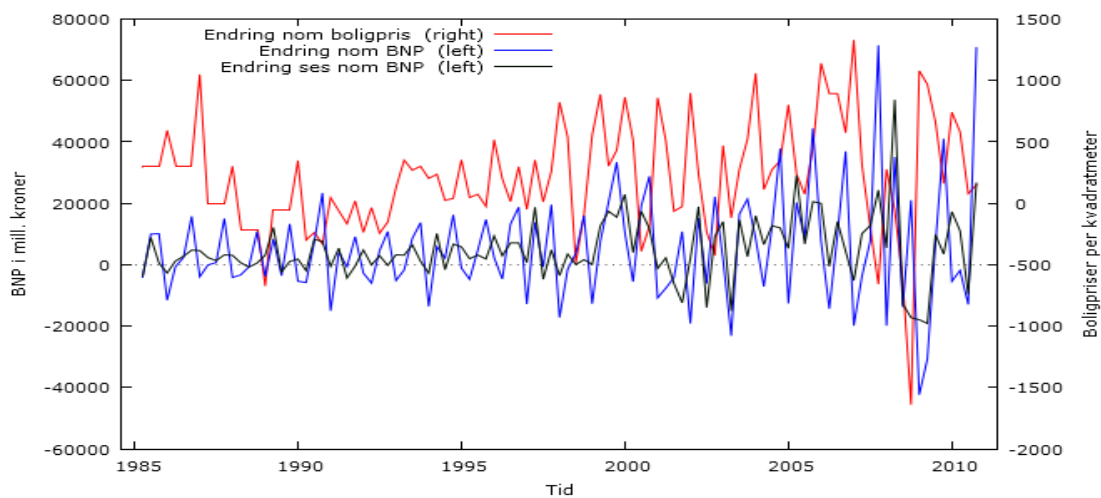
Kvartalsvise sykelutslag i reell boligpris forklart ved kvartalsvise sykelutslag i reelt BNP

Modell 4:

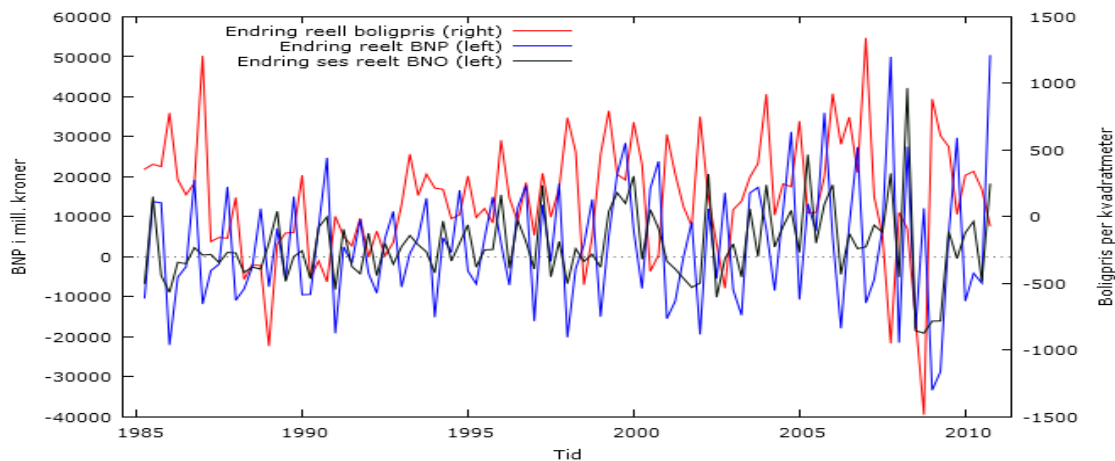
Kvartalsvise sykelutslag i reell boligpris forklart ved kvartalsvise sykelutslag i sesongjustert reelt BNP

6.1 Endringsform perioden 1985-2010

I figurene nedenfor er det gitt en grafisk presentasjon av hvordan de kvartalsvise endringene i henholdsvis BNP og boligpriser har vært i perioden 1985-2010. Tatt i betraktning volatiliteten i disse størrelsene, er det vanskelig å se om boligprisene lagrer BNP eller omvendt for hele perioden totalt sett. Det man legger merke til er at volatiliteten er økende utover i perioden. Figur 20 tar for seg kvartalsvise nominelle endringer, og figur 21 tar for seg kvartalsvise reelle endringer.



Figur 20: Nominelle endringer i perioden 1985-2010



Figur 21: Reelle endringer i perioden 1985-2010

Tabell 2: Regresjonsresultater på endringsform 1985-2010

	(1)	(2)	(3)	(4)
BNP _{t=0}	-0.00286299 (-0.9829)	0.0104233 ** (2.2601)	-0.00248442 (-0.7415)	0.0107832 ** (2.0945)
BNP _{t-1}	0.00476333 * (1.6991)	-0.00266496 (-0.5990)	0.00515141 (1.6573)	-0.00184629 (-0.3758)
BNP _{t-2}	0.00277935 (0.9985)	-0.0125816 *** (-2.6848)	0.00289486 (0.9297)	-0.0116741 ** (-2.2362)
BNP _{t-3}	-0.00211849 (-0.7502)	0.00602046 (1.3340)	-0.000673841 (-0.2161)	0.00498379 (1.0203)
BNP _{t-4}	-0.00722213 ** (-2.3200)	0.00836292 * (1.7481)	-0.00735835 ** (-2.1337)	0.0066023 (1.2936)
Konstant	225.468 *** (3.9288)	151.986 ** (2.4639)	116.359 ** (2.3997)	80.5528 (1.5736)
R ²	0.177771	0.117668	0.154712	0.084104
Justert R ²	0.133565	0.070231	0.109267	0.034862
F-verdi	4.021429	2.480503	3.404340	1.707983
p-verdi (F)	0.002391	0.037236	0.007200	0.140445
DW	1.036342	1.401309	1.126243	1.450241
N	93	93	93	93

p < 0,1 = *, p < 0,05 = **, p < 0,01 = ***, t-verdier oppgitt i parentes

Tabell 2 presenterer regresjonsresultatene for de fire modellene samlet sett, og tar for seg hvordan kvartalsvis endring i bruttonasjonalprodukt forklarer kvartalsvis endring i boligpris.

Regresjonsanalysen for den første modellen i tabell 2 har en forklaringsgrad på 0,178. Det medfører at de kvartalsvise nominelle endringene i BNP kan forklare 17,8 prosent av de kvartalsvise endringene i den nominelle boligprisen. F-testen på 4,02, som har en p-verdi signifikant på 1-prosentnivå, indikerer at modellen som helhet passer godt til å forklare kvartalsvise endringer i nominell boligpris, og at man her kan anta at det eksisterer en sammenheng. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, ser vi imidlertid at det kun er to koeffisienter som er signifikante. BNP_{t-1} er signifikant på 10-prosentnivå, og BNP_{t-4} er signifikant på 5-prosentnivå. Koeffisienten til BNP_{t-1} har positivt fortegn. Positivt fortegn på koeffisienten betyr at den uavhengige variabelen beveger seg i samme retning som den avhengige variabelen (kvartalsvis endring i nominell boligpris). Koeffisienten til BNP_{t-4} er negativ. Dette medfører at koeffisienten beveger seg i motsatt retning av den avhengige

variabelen. Begge koeffisientene er imidlertid svake. Konstantens verdi sier i modellen noe om hvilken verdi den avhengige variabelen vil ha, gitt at de uavhengige variablene, her nominelt BNP, har verdien 0. I dette tilfellet er konstantens verdi på 225,468.

I modell to ser vi på en forholdsvis lik sammenheng som i modell en, men i denne modellen er nominelt BNP sesongjustert. Regresjonsanalysen gir en forklaringsgrad for modellen totalt sett på 0,1177. Det betyr at de kvartalsvise endringene i sesongjustert nominelt BNP kan forklare 11,77 prosent av de kvartalsvise endringene i den nominelle boligprisen. F-testen på 2,48 er signifikant på et 5-prosentnivå, og indikerer også at det kan være grunn til å anta at det eksisterer en sammenheng. I denne modellen får vi altså en noe lavere forklaringsgrad av nominelle boligpriser enn i forrige modell. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, gir regresjonsanalysen at sesongjustert $BNP_{t=0}$ er signifikant på 5-prosentnivå, sesongjustert BNP_{t-2} er signifikant på 1-prosentnivå, og sesongjustert BNP_{t-4} er signifikant på 10-prosentnivå. Koeffisienten til $BNP_{t=0}$ har positivt fortegn. Positivt fortegn på koeffisienten betyr at den uavhengige variabelen beveger seg i samme retning som den avhengige variabelen (nominell boligpris). Koeffisienten til BNP_{t-2} er negativ, og medfører at koeffisienten beveger seg i motsatt retning av den avhengige variabelen (kvartalsvise endringer i nominell boligpris). Koeffisienten til BNP_{t-4} har positivt fortegn, og beveger seg derfor i samme retning som den avhengige variabelen. Alle koeffisientene er imidlertid svake.

I den tredje modellen går vi over til å se på regresjonsresultatene for de reelle størrelsene på endringsform. For hele perioden under ett finner modellen at de kvartalsvise endringene i reelt BNP kan forklare 15,47 prosent av de kvartalsvise endringene i den reelle boligprisen. F-testen er i denne modellen på 3,40, med en p-verdi signifikant på 1-prosentnivå. F-testen støtter også i denne modellen opp om den modellerte sammenhengen. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, legger vi merke til at det kun er én uavhengig variabel som er signifikant. Regresjonsanalysen gir at BNP_{t-4} er signifikant på et 5-prosentnivå. Koeffisienten til BNP_{t-4} har negativt fortegn, og beveger seg dermed negativt i forhold til kvartalsvise endringer i reell boligpris.

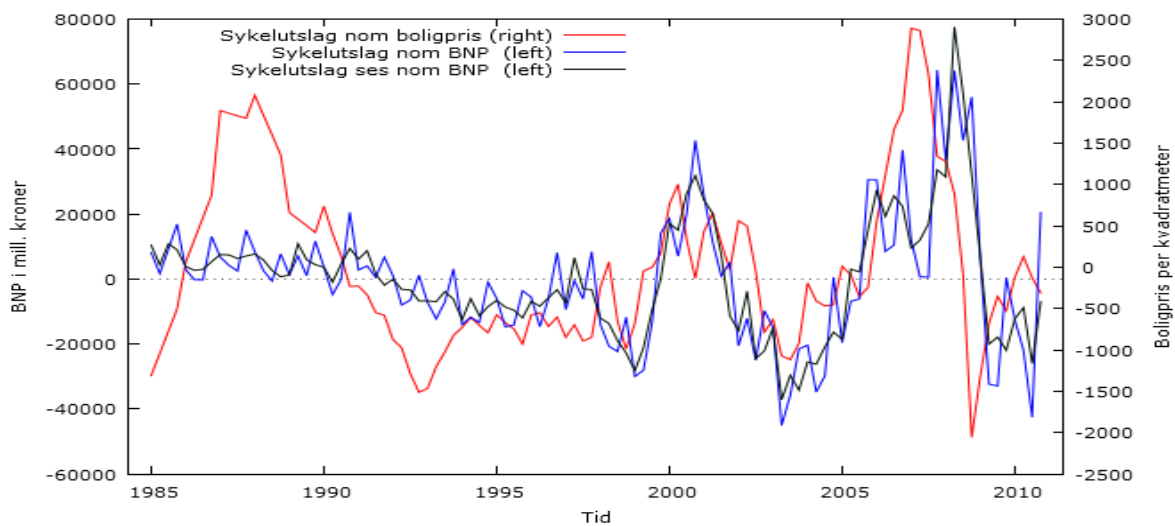
Forholdet vi tester i modell fire er forholdsvis likt forholdet vi testet i modell 3. Endringen som er gjort i modell 4, er at reelt BNP er sesongjustert. I denne modellen får vi en forklaringskraft på 0,0841, som betyr at de kvartalsvise endringene i sesongjustert reelt BNP

kun kan forklare 8,41 prosent av de kvartalsvise endringene i den reelle boligprisen. Dette er den laveste forklaringskraften vi har fått i de fire modellene på endringsform. F-testen på 1,7 er lav, og har ikke signifikant p-verdi. Dette er en tydelig indikator på at det ikke er grunn til å anta noen sammenheng i det modellerte forholdet. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, ser vi at sesongjustert reelt $BNP_{t=0}$ er signifikant på 5-prosentnivå, og sesongjustert BNP_{t-2} er signifikant på samme prosentnivå. Koeffisienten til $BNP_{t=0}$ har positivt fortegn, og beveger seg dermed i samme retning som den avhengige variabelen (kvartalsvise endringer i reell boligpris). Koeffisienten til BNP_{t-2} er imidlertid negativ, og beveger seg dermed i motsatt retning av den avhengige variabelen.

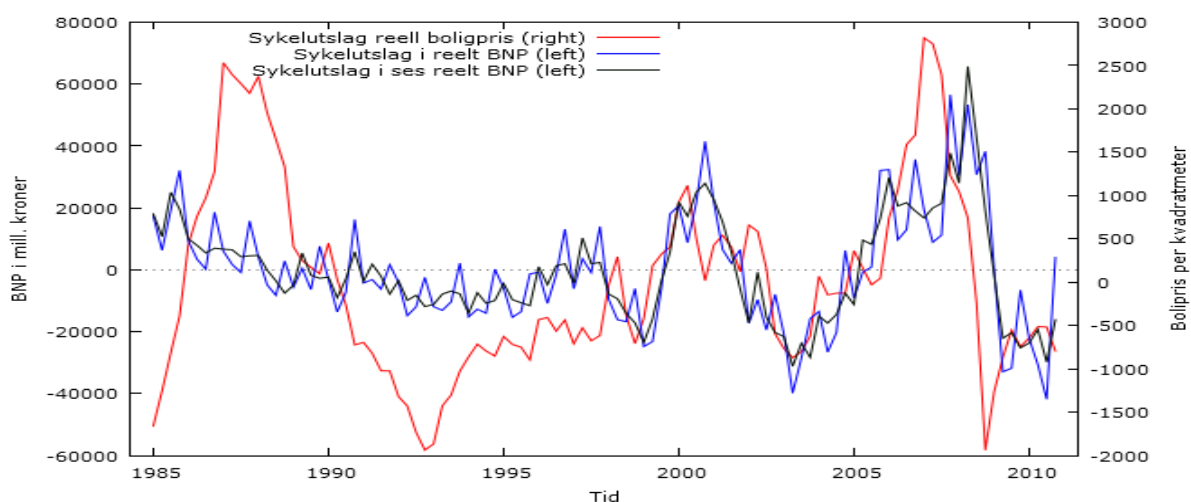
Oppsummet kan vi si at perioden totalt sett finner sammenhenger mellom kvartalsvise endringer i BNP og kvartalsvise endringer i boligpris, for de tre første modellene. Resultatene av den første modellen gir at de kvartalsvise endringene i nominelt BNP kan forklare 17,78 % av de kvartalsvise endringene i nominell boligpris. Den andre modellen gir at kvartalsvise endringer i sesongjustert nominelt BNP kan forklare 11,77 % av de kvartalsvise endringene i nominell boligpris. Resultatene av den tredje modellen viser til at de kvartalsvise endringene i reelt BNP kan forklare 15,47 % av de kvartalsvise endringene i den reelle boligprisen. I den fjerde modellen er ikke F-testen signifikant, og man kan altså ikke anta noen sammenheng mellom sesongjustert reelt BNP og den reelle boligprisen.

6.2 Avviksform perioden 1985-2010

For å få et helhetsinntrykk av perioden 1985-2010, er det i diagrammene nedenfor grafisk presentert sykelutslagene for perioden. I det første diagrammet i figur 22 ser vi på de nominelle sykelutslagene, mens vi i det andre diagrammet, i figur 23, ser på de reelle sykelutslagene. Diagrammene viser tydelig at boligprisene har hatt to perioder med kraftig vekst, for så falle betydelig. I den første perioden ser man enn topp i boligprisen i 1987-1988, før boligprisene faller kraftig. Fra 2003 ser man igjen en kraftig vekst i boligprisene frem til 2007, da boligprisene igjen faller kraftig. Fra begynnelsen av perioden ser vi at BNP har forholdsvis stabil vekst, mens BNP får større volatilitet i fra midten av perioden og utover.



Figur 22: Nominelle sykelutslag i perioden 1985-2010



Figur 23: Reelle sykelutslag i perioden 1985-2010

Tabell 3: Regresjonsresultater på avviksform 1985-2010

	(1)	(2)	(3)	(4)
BNP _{t=0}	0.0101589 (1.6470)	0.0372605 *** (3.8439)	0.0124087 * (1.6636)	0.0433162 *** (3.7224)
BNP _{t-1}	0.00855451 (1.1889)	-0.00433742 (-0.3448)	0.0101648 (1.1940)	-0.00178639 (-0.1240)
BNP _{t-2}	0.00498129 (0.6618)	-0.0210011 (-1.6054)	0.00694153 (0.7905)	-0.0255173 * (-1.7045)
BNP _{t-3}	0.00186952 (0.2472)	0.00292416 (0.2238)	0.00424975 (0.4852)	0.00205695 (0.1430)
BNP _{t-4}	-0.00443488 (-0.6729)	0.0169023 * (1.6948)	-0.00358769 (-0.4650)	0.0225022 * (1.9307)
Konstant	44.567 (0.4698)	42.1815 (0.4733)	55.3949 (0.5499)	55.7714 (0.5851)
R ²	0.157933	0.256802	0.197011	0.280878
Justert R ²	0.113142	0.217270	0.154299	0.242627
F-verdi	3.526014	6.496085	4.612523	7.342990
p-verdi (F)	0.005764	0.000031	0.000829	7.56 ^{e-06}
DW	0.258745	0.328689	0.229027	0.300145
N	94	94	94	94

$p < 0,1 = *$, $p < 0,05 = **$, $p < 0,01 = ***$, t-verdier oppgitt i parentes

I tabell 3 presenteres regresjonsresultatene for de fire modellene samlet sett, og tar for seg hvordan kvartalsvise sykelutslag i bruttonasjonalprodukt forklarer kvartalsvise sykelutslag i boligpris.

Regresjonsanalysen for den første modellen i tabell 3 har en forklaringsgrad på 0,1579. Det medfører at de kvartalsvise nominelle sykelutslagene i BNP kan forklare 15,79 prosent av de kvartalsvise sykelutslagene i den nominelle boligprisen. F-testen på 3,526, som har en p-verdi signifikant på 1-prosentnivå, indikerer at modellen som helhet passer godt til å forklare kvartalsvise sykelutslag i nominell boligpris, og at man her kan anta at det eksisterer en sammenheng. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, ser vi imidlertid at det ikke er noen uavhengige variabler som er signifikante hver for seg. I denne modellen legger vi merke til resultatet av Durbin-Watson-testen på 0,259, som må sies å være svært lav. Denne verdien skal i utgangspunktet ligge på rundt 2, og vi kan derfor slå fast at det er positiv

autokorrelasjon i feilleddet i modellen. Dette gjør at det er mulighet for å tolke sammenhenger i modellen på en feilaktig måte.

I den andre modellen som er presentert i tabell 3, endrer vi de uavhengige variablene til sesongjustert nominelt BNP. Forklaringsgraden i denne modellen er på 0,2568, som betyr at 25,68 prosent av sykelutslagene i nominell boligpris kan forklares ved sykelutslag i sesongjustert nominelt BNP. Tatt i betraktning at det er mange faktorer som påvirker boligprisene, kan denne forklaringsgraden anses som forholdsvis høy. F-testen på 6,496, med p-verdi signifikant på 1-prosentnivå, støtter godt opp om den modellerte sammenhengen. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, får vi sykelutslag i sesongjustert nominelt $BNP_{t=0}$ signifikant på 1-prosentnivå, og $BNP_{t=4}$ signifikant på 10-prosentnivå. Koeffisienten til $BNP_{t=0}$ har positivt fortegn. Positivt fortegn på koeffisienten betyr at den uavhengige variabelen beveger seg i samme retning som den avhengige variabelen (kvartalsvise sykelutslag i nominell boligpris). Koeffisienten til $BNP_{t=4}$ har og positiv fortegn, og beveger seg dermed i samme retning som de kvartalsvise sykelutslagene i nominell boligpris. Begge koeffisientene er imidlertid svake. I denne modellen, som i forrige, ser vi at resultatet av Durbin-Watson-testen tydelig indikerer problemet med positiv autokorrelasjon i feilleddene i modellen.

I den tredje modellen går vi over til å se på regresjonsresultatene for de reelle størrelsene på avviksform. For hele perioden under ett, finner modellen at de kvartalsvise sykelutslagene i reelt BNP kan forklare 19,70 prosent av de kvartalsvise sykelutslagene i den reelle boligprisen. En forholdsvis høy forklaringsgrad, tatt i betraktning at det er mange faktorer som påvirker boligprisen. F-testen på 4,613, med en p-verdi signifikant på 1-prosentnivå, støtter opp om den modellerte sammenhengen. Vi får kun én forklarende variabel signifikant i denne modellen. Den forklarende variabelen, sykelutslag i reelt $BNP_{t=0}$, får vi signifikant på 10-prosentnivå. Koeffisienten til $BNP_{t=0}$ har positivt fortegn, og beveger seg dermed i samme retning som den avhengige variabelen (kvartalsvise sykelutslag i reell boligpris). I denne modellen ser vi også at resultatet av Durbin-Watson-testen tydelig indikerer problemet med positiv autokorrelasjon i feilleddene i modellen. Dette gjør at det er mulighet for å tolke sammenhenger i modellen på en feilaktig måte også her.

Forholdet vi tester i modell fire, er forholdsvis likt forholdet vi testet i modell 3. Endringen som er gjort i modell 4, er at reelt BNP er sesongjustert. I denne modellen får vi en

forklaringsgrad på 0,2809, som betyr at 28,09 prosent av sykelutslagene i reell boligpris kan forklares ved sykelutslag i sesongjustert reelt BNP. Dette er den høyeste forklaringskraften i regresjonsanalysene, totalt sett. F-testen på 7,343, med en p-verdi signifikant på 1-prosentnivå, støtter godt opp om den modellerte sammenhengen. I denne modellen får vi også hele tre forklarende variabler signifikante. Sykelutslag i sesongjustert reelt $BNP_{t=0}$ får vi signifikant på 1-prosentnivå, sykelutslag i sesongjustert reelt BNP_{t-2} får vi signifikant på 10-prosentnivå, og sykelutslag i sesongjustert reelt BNP_{t-4} får vi også signifikant på 10-prosentnivå. Koeffisienten til $BNP_{t=0}$ har positivt fortegn. Positivt fortegn på koeffisienten betyr at den uavhengige variabelen beveger seg i samme retning som den avhengige variabelen (kvartalsvise sykelutslag i reell boligpris). Koeffisienten til BNP_{t-2} har negativt fortegn. Dette medfører at koeffisienten beveger seg i motsatt retning den avhengige variabelen. Koeffisienten til BNP_{t-4} har positivt fortegn, og beveger seg dermed i samme retning som den avhengige variabelen. Alle koeffisientene er imidlertid svake. Resultatet av Durbin-Watson-testen indikerer igjen tydelig problemet med positiv autokorrelasjon i feilleddene i modellen. Som i de forrige modellene, er det mulighet for å tolke sammenhenger på en feilaktig måte.

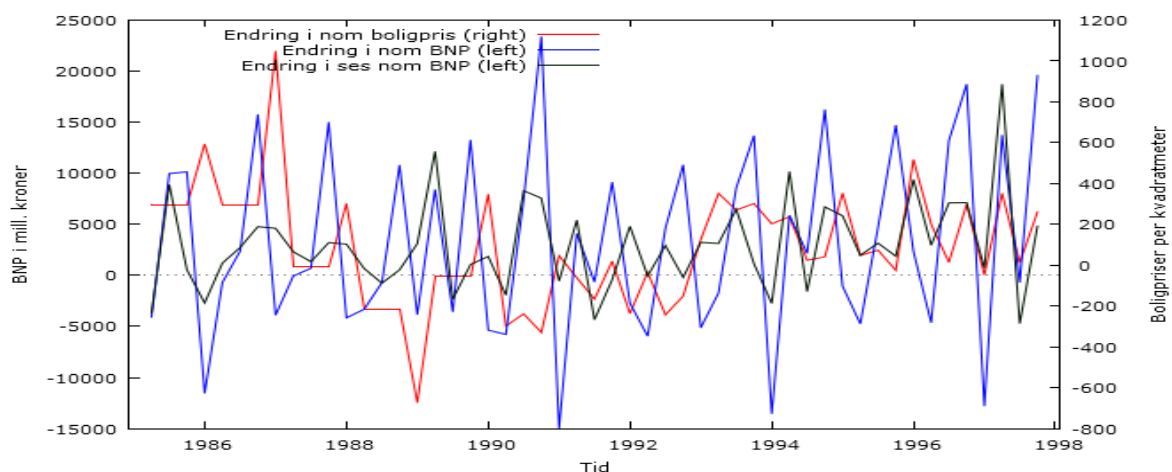
I alle testene på avviksform, der man tester sykelutslag mot sykelutslag, viser Durbin-Watson-testen at det er positiv autokorrelasjon. Dette er imidlertid naturlig, da sykliske bevegelser vil gi autokorrelasjon i feilleddet i modellen. Autokorrelasjonen gir likevel testen redusert gyldighet, og medfører at man må være forsiktig i måten man tolker resultatene. Hadde man tatt inn flere forklarende variabler i modellen, ville man trolig redusert graden av autokorrelasjon, og samtidig økt forklaringskraften til modellen. Analysen har imidlertid til hensikt å se om BNP påvirker boligprisene, uten å ta med andre variabler. Autokorrelasjonen gir altså ikke grunn til å forkaste regresjonsanalysen på avviksform, men gir et varsel om at man må være forsiktig i tolkningen av disse resultatene.

Oppsummert finner man sammenhenger i alle modellene som er presentert i tabell 3. Det viser seg å være små forskjeller i resultatene av nominelle og reelle størrelser. Reelle størrelser oppnår en litt høyere forklaringskraft i modellen enn de nominelle størrelsene. Imidlertid ser man at i de modellene BNP er sesongjustert, i modell 2 og 4, får man klart bedre resultater enn der BNP ikke er sesongjustert. Man oppnår forklaringsgrader opp mot 30 %, som må sies å være bra, tatt i betraktning at det er mange faktorer som påvirker boligprisen.

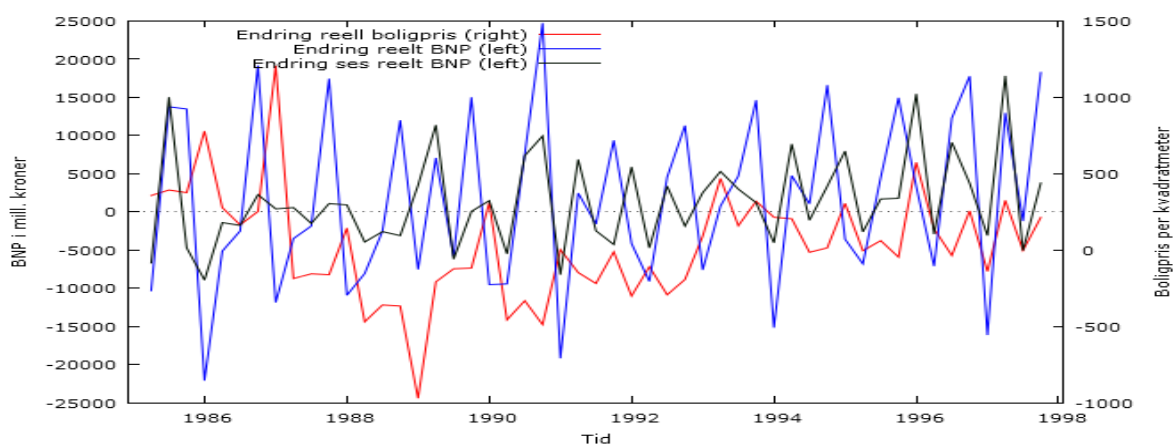
6.3 Delperiode 1: 1985-1997

6.3.1 Endringsform

I figurene under presenteres de kvartalsvise endringene i henholdsvis boligpris og BNP i perioden 1985-1997. Grafen blir preget av volatiliteten til BNP og boligprisene, men man ser en tendens til at boligprisene lagger BNP. Spesielt ser man denne tendensen i de første årene i perioden. Tar man for seg toppene i henholdsvis BNP og boligpriser i figur 24 og figur 25 grafisk i programvaren GRET, finner man en tendens til at boligprisene lagger BNP med ett til to kvartaler. Det finnes selvsagt unntak fra dette. Vi ser eksempler på sammenfallenhet, og eksempler på lengre og kortere lag, men hovedtendensen er at boligprisene lagger BNP med ett-to kvartaler.



Figur 24: Nominelle endringer i perioden 1985-1997



Figur 25: Reelle endringer i perioden 1985-1997

Tabell 4: Regresjonsresultater på endringsform perioden 1985-1997

	(1)	(2)	(3)	(4)
BNP _{t=0}	0.0123888 *	0.0184737 *	0.0107395	0.0119037
	(1.9719)	(1.8239)	(1.6134)	(1.1922)
BNP _{t-1}	0.0164249 **	0.0107473	0.0147106 **	0.0123145
	(2.3487)	(1.0722)	(2.1827)	(1.2569)
BNP _{t-2}	0.012899 *	0.00950411	0.00998532	0.0073909
	(1.7838)	(0.9452)	(1.4577)	(0.7750)
BNP _{t-3}	0.00814493	0.0131323	0.00717923	0.0099363
	(1.1636)	(1.1497)	(1.0794)	(0.9942)
BNP _{t-4}	-0.00571828	-0.00122071	-0.00559732	-0.00307383
	(-0.8743)	(-0.1080)	(-0.8528)	(-0.3149)
Konstant	-67.0248	-88.8511	-53.2323	-57.932
	(-0.7991)	(-0.9793)	(-0.9225)	(-0.9616)
R ²	0.176243	0.132430	0.150507	0.095932
Justert R ²	0.075785	0.026629	0.046911	-0.014321
F-verdi	1.754396	1.251685	1.452819	0.870110
p-verdi (F)	0.143945	0.303112	0.226222	0.509460
DW	1.308278	1.349470	1.246628	1.366752
N	41	41	41	41

$p < 0,1 = *$, $p < 0,05 = **$, $p < 0,01 = ***$, t-verdier oppgitt i parentes

Tabell 4 presenterer regresjonsresultatene for de fire modellene samlet sett, og tar for seg hvordan kvartalsvis endring i bruttonasjonalprodukt forklarer kvartalsvis endring i boligpris for perioden 1985-1997.

Regresjonsanalysen for den første modellen i tabell 4 har en forklaringsgrad på 0,176. Det medfører at de kvartalsvise nominelle endringene i BNP kan forklare 17,6 prosent av de kvartalsvise endringene i den nominelle boligprisen. F-testen på 1,75 er imidlertid ikke signifikant, og indikerer at man kan anta at det ikke eksisterer en sammenheng. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, ser vi at det er tre koeffisienter som er signifikante. BNP_{t-0} er signifikant på 10-prosentnivå, BNP_{t-1} er signifikant på 5-prosentnivå, og BNP_{t-2} er signifikant på 10-prosentnivå. Koeffisienten til BNP_{t=0} har positivt fortegn. Positivt fortegn på koeffisienten betyr at den uavhengige variabelen beveger seg i samme retning som den avhengige variabelen (kvartalsvis endring i nominell boligpris). Koeffisienten til BNP_{t-1} har

og positiv fortegn, og beveger seg dermed i samme retning som den avhengige variabelen. Det samme gjør koeffisienten til BNP_{t-2} . Alle koeffisientene er imidlertid svake.

I modell to ser vi på en forholdsvis lik sammenheng som i modell en, men i denne modellen er nominelt BNP sesongjustert. Regresjonsanalysen gir en forklaringsgrad for modellen totalt sett på 0,1324. Det betyr at de kvartalsvise endringene i sesongjustert nominelt BNP kan forklare 13,24 prosent av de kvartalsvise endringene i den nominelle boligprisen. F-testen på 1,25 er ikke signifikant, og indikerer at det kan være grunn til å anta at det ikke eksisterer en sammenheng. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, gir regresjonsanalysen kun en signifikant variabel. Sesongjustert $BNP_{t=0}$ er signifikant på 10-prosentnivå. Koeffisienten til $BNP_{t=0}$ har positivt fortegn, og beveger seg dermed i samme retning som den avhengige variabelen (kvartalsvis endring i nominell boligpris).

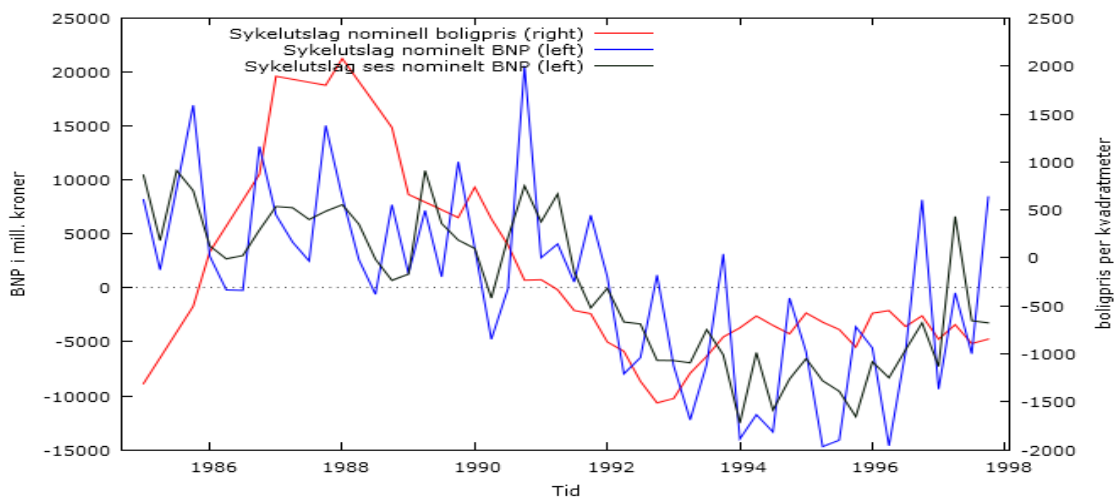
I den tredje modellen går vi over til å se på regresjonsresultatene for de reelle størrelsene på endringsform. For perioden 1985-1997 finner modellen at de kvartalsvise endringene i reelt BNP kan forklare 15,05 prosent av de kvartalsvise endringene i den reelle boligprisen. F-testen er i denne modellen på 1,45, og heller ikke i denne modellen signifikant. F-testen gir indikasjoner på at det heller ikke her eksisterer noen sammenheng. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, legger vi merke til at det kun er én uavhengig variabel som er signifikant. Regresjonsanalysen gir at BNP_{t-1} er signifikant på et 5-prosentnivå. Koeffisienten til BNP_{t-1} har positivt fortegn, og beveger seg dermed i samme retning som den avhengige variabelen (kvartalsvis endring i reell boligpris).

Forholdet vi tester i modell fire er forholdsvis likt forholdet vi testet i modell 3. Endringen som er gjort i modell 4, er at reelt BNP er sesongjustert. I denne modellen får vi en forklaringskraft på 0,0959, som betyr at de kvartalsvise endringene i sesongjustert reelt BNP kun kan forklare 9,59 prosent av de kvartalsvise endringene i den reelle boligprisen. Dette er den laveste forklaringskraften vi har fått i de fire modellene på endringsform. F-testen på 0,87 er svært lav, og har ikke signifikant p-verdi. Dette er en tydelig indikator på at det ikke er grunn til å anta noen sammenheng i det modellerte forholdet. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, finner vi at ingen av de uavhengige variablene er signifikante.

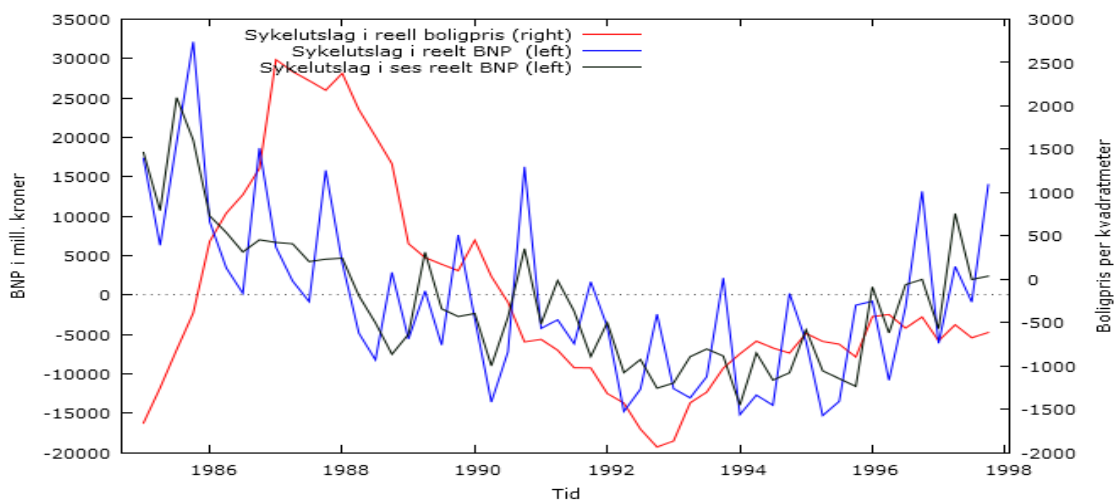
Totalt sett ser man at for de fire modellene som er testet på endringsform i perioden 1985-1997, finner man ingen sammenheng mellom kvartalsvis endring i BNP og kvartalsvis endring i boligpris. Dette gjelder verken for nominelle eller reelle størrelser.

6.3.2 Avviksform

I figurene under er det gitt en grafisk presentasjon av henholdsvis de nominelle og reelle sykelutslagene for perioden 1985-1997. I det første diagrammet i figur 26 ser vi på de nominelle sykelutslagene, mens vi i det andre diagrammet, i figur 27, ser på de reelle sykelutslagene. I disse figurene ser man tydelig hvordan bankkrisen på slutten av 1980-tallet og begynnelsen av 1990-tallet påvirket den økonomiske utviklingen og boligprisene i Norge. Av grafene ser vi tydelig boligpristoppen i 1988, før vi ser en markant tilbakegang i boligprisen. BNP-nivået får også en kraftig tilbakegang i de første årene av 1990-tallet.



Figur 26: Nominelle sykelutslag i perioden 1985-1997



Figur 27: Reelle sykelutslag i perioden 1985-1997

Tabell 5: Regresjonsresultater på avviksform perioden 1985-1997

	(1)	(2)	(3)	(4)
BNP _{t=0}	0.0457274 ** (2.2955)	0.0660462 ** (2.3044)	0.017292 (0.7878)	0.0430283 (1.4462)
BNP _{t-1}	0.0373422 ** (2.4349)	0.0285519 (0.89749)	0.0308929 * (1.9784)	0.0192304 (0.6272)
BNP _{t-2}	0.0267314 * (1.7499)	0.00631176 (0.1963)	0.0261746 * (1.7166)	-0.00132885 (0.96336)
BNP _{t-3}	0.0244201 (1.5972)	0.0246892 (0.7009)	0.0301525 * (1.9632)	0.0314042 (0.28882)
BNP _{t-4}	-0.0176333 (-0.8769)	-0.00311367 (-0.0992)	0.0164616 (0.8285)	0.0364918 (1.3598)
Konstant	-25.0577 (-0.2293)	-8.66077 (-0.0806)	76.6753 (0.5462)	107.852 (0.7743)
R ²	0.521027	0.538854	0.492233	0.511753
Justert R ²	0.464006	0.483955	0.431785	0.453628
F-verdi	9.137518	9.815481	8.143033	8.804397
p-verdi (F)	6.11e-06	2.89e-06	0.000019	8.92e-06
DW	0.204204	0.216273	0.180802	0.229765
N	42	42	42	42

$p < 0,1 = *$, $p < 0,05 = **$, $p < 0,01 = ***$, t-verdier oppgitt i parentes

Tabell 5 presenterer regresjonsresultatene for de fire modellene samlet sett, og tar for seg hvordan kvartalsvise sykelutslag i bruttonasjonalprodukt forklarer kvartalsvise sykelutslag i boligpris for perioden 1985-1997.

Regresjonsanalysen for den første modellen i tabell 5 har en forklaringsgrad på 0,521. Det medfører at de kvartalsvise sykelutslagene i nominelt BNP kan forklare hele 52,1 prosent av de kvartalsvise sykelutslagene i den nominelle boligprisen. Dette er en svært høy forklaringsgrad. F-testen på 9,14 er signifikant på et 1-prosentnivå, og indikerer at man kan anta at det eksisterer en sammenheng. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, ser vi at det er tre koeffisienter som er signifikante. BNP_{t=0} er signifikant på 5-prosentnivå, BNP_{t-1} er signifikant på 5-prosentnivå, og BNP_{t-2} er signifikant på 10-prosentnivå. Koeffisientene til BNP_{t=0}, BNP_{t-1} og BNP_{t-2} har alle positive fortegn, og medfører at de uavhengige variablene, hver for seg, beveger seg i samme retning som den avhengige variabelen (kvartalsvise

sykelutslag i nominell boligpris). Durbin-Watson-testen er i denne modellen svært lav. Dette betyr at det eksisterer positiv autokorrelasjon i feilleddene i modellen.

I modell to ser vi på en forholdsvis lik sammenheng som i modell en, men i denne modellen er nominelt BNP sesongjustert. Regresjonsanalysen gir en forklaringsgrad for modellen totalt sett på 0,5389. Det betyr at de kvartalsvise sykelutslagene i sesongjustert nominelt BNP kan forklare 53,89 prosent av de kvartalsvise sykelutslagene i den nominelle boligprisen. F-testen, på 9,82, er signifikant på et 1-prosentnivå, og indikerer at det eksisterer en sammenheng. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, gir regresjonsanalysen at det kun er en signifikant uavhengig variabel. $BNP_{t=0}$ er signifikant på et 5-prosentnivå. Koeffisienten til $BNP_{t=0}$ har positivt fortegn, og beveger seg dermed i samme retning som den avhengige variabelen (kvartalsvise sykelutslag i nominell boligpris). Durbin-Watson-testen er i denne modellen også svært lav. Dette betyr at det eksisterer positiv autokorrelasjon i feilleddene i modellen.

I den tredje modellen går vi over til å se på regresjonsresultatene for de reelle størrelsene på avviksform. For perioden 1985-1997 finner modellen at de kvartalsvise sykelutslagene i reelt BNP kan forklare 49,22 prosent av de kvartalsvise sykelutslagene i den reelle boligprisen. F-testen er i denne modellen på 8,14, og signifikant på et 1-prosentnivå. F-testen støtter altså opp om den modellerte sammenhengen. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, ser man at det er tre uavhengige variabler som er signifikante. Regresjonsanalysen gir at BNP_{t-1} , BNP_{t-2} og BNP_{t-3} alle er signifikante på et 10-prosentnivå. Koeffisienten til BNP_{t-1} , BNP_{t-2} og BNP_{t-3} har alle positive fortegn, og beveger seg dermed i samme retning som den avhengige variabelen (kvartalsvise sykelutslag i reell boligpris). Også i denne modellen viser Durbin-Watson-testen at det er autokorrelasjon i feilleddene i modellen.

Forholdet vi tester i modell fire er forholdsvis likt forholdet vi testet i modell 3. Endringen som er gjort i modell 4, er at reelt BNP er sesongjustert. I denne modellen kan de kvartalsvise sykelutslagene i sesongjustert reelt BNP forklare 51,18 prosent av de kvartalsvise sykelutslagene i den reelle boligprisen. F-testen på 8,80 er høy, og har en p-verdi som er signifikant på et 1-prosentnivå. F-testen støtter godt opp om å anta at det eksisterer en sammenheng i det modellerte forholdet. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg,

finner vi at ingen av de uavhengige variablene er signifikante. Også i denne modellen viser Durbin-Watson-testen til positiv autokorrelasjon i feilleddene i modellen.

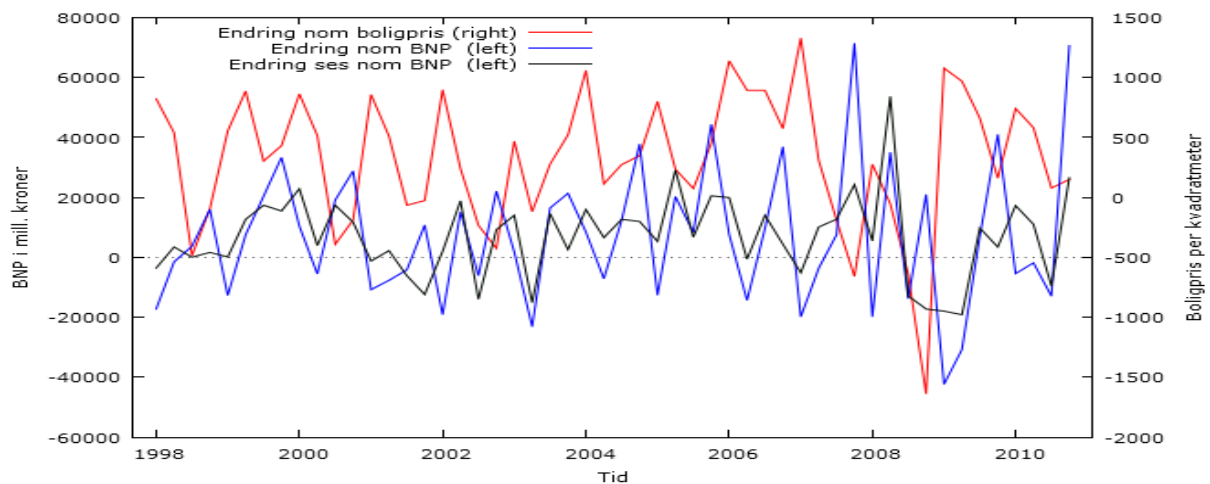
Totalt sett for regresjonsresultatene på avviksform i perioden 1985-1997, får man høye forklaringsgrader og signifikante F-tester. Dette vitner om at det eksisterer en forholdsvis sterk sammenheng mellom sykelutslag i boligpris og BNP i denne perioden. Denne sammenhengen gjelder både i nominelle og reelle priser. Likevel ser man av Durbin-Watson-testen at disse regresjonsresultatene har høy positiv autokorrelasjon i feilleddene i modellen, og at man skal derfor være litt forsiktig i tolkningen av disse resultatene.

Ser vi på delperiode 1 under ett, ser vi store forskjeller i regresjonsresultatene på henholdsvis endringsform og avviksform. Det viser seg å være sterke sammenhenger når vi ser på kvartalsvise sykelutslag, mens vi ikke finner noen sammenhenger når vi ser på kvartalsvise endringer i den undersøkte perioden.

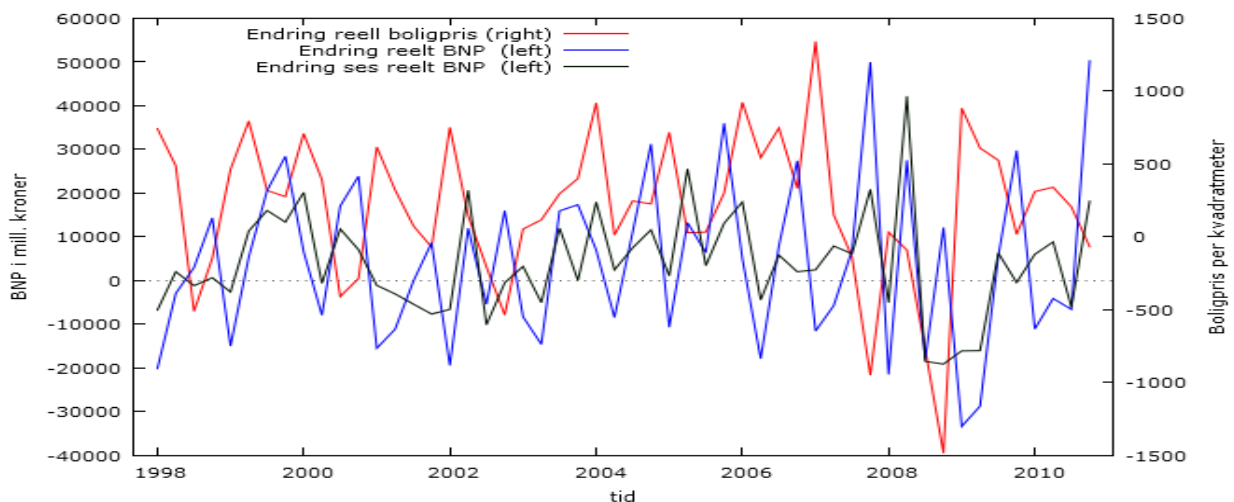
6.4 Delperiode 2: 1998-2010

6.4.1 Endringsform

I figurene under presenteres de kvartalsvise endringene i henholdsvis boligpris og BNP i perioden 1997-2010. Man ser i denne perioden også en tendens til at boligprisene lagrer BNP. Tar vi for oss toppene grafisk i programvaren GRET, finner man en tendens til at de nominelle og reelle boligprisene i hovedsak lagrer BNP med ett-to kvartaler. Unntaksvis ser vi fullstendig sammenfallenhet, eller at boligprisene lagrer med tre kvartaler.



Figur 28: Nominell endring i perioden 1998-2010



Figur 29: Reelle endringer i perioden 1998-2010

Tabell 6: Regresjonsresultater på endringsform perioden 1998-2010

	(1)	(2)	(3)	(4)
BNP _{t=0}	-0.0057152 (-1.5885)	0.00767076 (1.2849)	-0.00589716 (-1.4456)	0.0105375 (1.6115)
BNP _{t-1}	0.00213992 (0.6059)	-0.00441653 (-0.7740)	0.00254251 (0.6552)	-0.00438365 (-0.7039)
BNP _{t-2}	0.0004748 (0.1362)	-0.0151736 ** (-2.5341)	0.0010742 (0.2770)	-0.0168261 ** (-2.4890)
BNP _{t-3}	-0.00503761 (-1.4125)	0.00407936 (0.7137)	-0.00311062 (-0.7954)	0.00338658 (0.5497)
BNP _{t-4}	-0.00870131 ** (-2.2491)	0.00683945 (1.1120)	-0.00902541 ** (-2.1107)	0.00800455 (1.2229)
Konstant	437.626 *** (4.624)	325.406 *** (3.0400)	265.439 *** (3.4771)	200.106 ** (2.4013)
R ²	0.271175	0.148211	0.245547	0.138987
Justert R ²	0.191955	0.055625	0.163541	0.045398
F-verdi	3.423053	1.600798	2.994263	1.485086
p-verdi (F)	0.010333	0.178855	0.020159	0.213121
DW	1.088688	1.525897	1.110972	1.612864
N	46	46	46	46

$p < 0,1 = *$, $p < 0,05 = **$, $p < 0,01 = ***$, t-verdier oppgitt i parentes

Tabell 6 presenterer regresjonsresultatene for de fire modellene samlet sett, og tar for seg hvordan kvartalsvis endring i bruttonasjonalprodukt forklarer kvartalsvis endring i boligpris for perioden 1997-2010.

Regresjonsanalysen for den første modellen i tabell 6 har en forklaringsgrad på 0,2712. Det medfører at de kvartalsvise nominelle endringene i BNP kan forklare 27,12 prosent av de kvartalsvise endringene i den nominelle boligprisen. F-testen på 3,42 er signifikant på et 5-prosentnivå, og indikerer at man kan anta at det eksisterer en sammenheng. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, ser vi imidlertid at det kun er én koeffisient som er signifikant. BNP_{t-4} er signifikant på et 5-prosentnivå. Koeffisienten til BNP_{t-4} er negativ, og betyr at den uavhengige variabelen beveger seg i motsatt retning av den avhengige variabelen (kvartalsvis endring i nominell boligpris).

I modell to ser vi på om de kvartalsvise endringene i sesongjustert nominelt BNP kan forklare noen av de kvartalsvise endringene i nominell boligpris. Forklaringsgraden for modellen gir at de kvartalsvise endringene i sesongjustert nominelt BNP kan forklare 14,82 prosent av de kvartalsvise endringene i den nominelle boligprisen. F-testen, på 1,6, er ikke signifikant, og indikerer at det kan være grunn til å anta at det ikke eksisterer en sammenheng. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, gir regresjonsanalysen kun en signifikant variabel. Sesongjustert BNP_{t-2} er signifikant på 5-prosentnivå. Koeffisienten til BNP_{t-2} er negativ, og betyr at den uavhengige variabelen beveger seg i motsatt retning av den avhengige variabelen (kvartalsvise endringer i nominell boligpris).

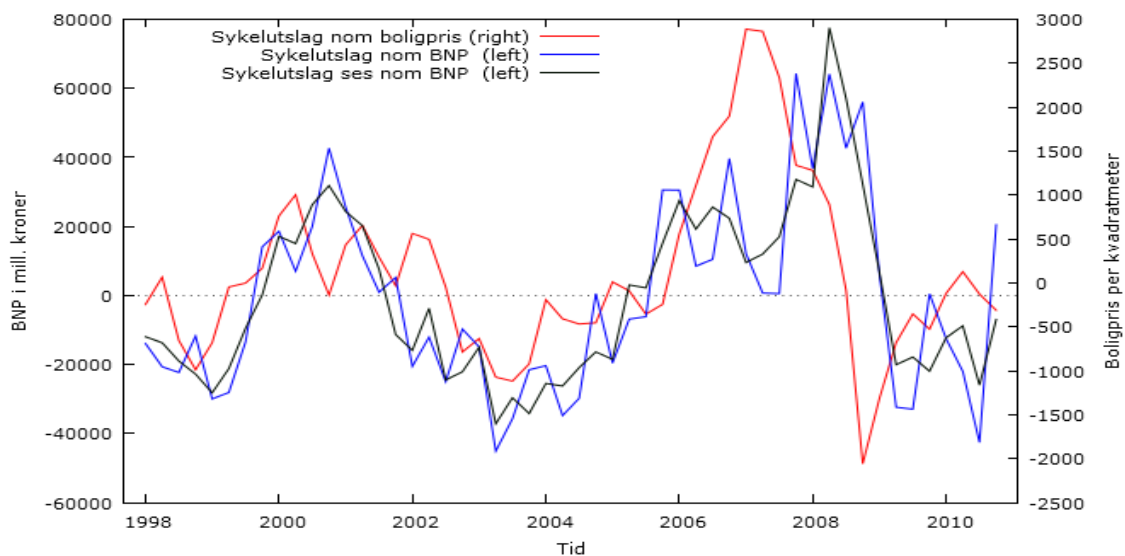
I den tredje modellen går vi over til å se på regresjonsresultatene for de reelle størrelsene på endringsform i perioden 1997-2010. For denne perioden finner modellen at de kvartalsvise endringene i reelt BNP kan forklare 24,55 prosent av de kvartalsvise endringene i den reelle boligprisen. F-testen er i denne modellen på 2,99, og signifikant på et 5-prosentnivå. F-testen støtter altså opp om den modellerte sammenhengen. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, legger vi merke til at det kun er én uavhengig variabel som er signifikant. Regresjonsanalysen gir at BNP_{t-4} er signifikant på et 5-prosentnivå. Koeffisienten til BNP_{t-4} er negativ, og betyr at den uavhengige variabelen beveger seg i motsatt retning av den avhengige variabelen (kvartalsvise endringer i reell boligpris).

I modell fire testes det om endringer i reelt sesongjustert BNP kan forklare noen av endringene i den reelle boligprisen. I denne modellen får vi en forklaringskraft på 0,1390, som betyr at de kvartalsvise endringene i sesongjustert reelt BNP kan forklare 13,90 prosent av de kvartalsvise endringene i den reelle boligprisen. F-testen på 1,49 er lav, og har ikke signifikant p-verdi. Dette er en indikator på at det ikke er grunn til å anta noen sammenheng i det modellerte forholdet. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, finner vi at det er kun én signifikant uavhengig variabel. BNP_{t-2} er signifikant på et 5-prosentnivå. Koeffisienten til BNP_{t-2} er negativ, og betyr at den uavhengige variabelen beveger seg i motsatt retning av den avhengige variabelen (kvartalsvise endringer i reell boligpris).

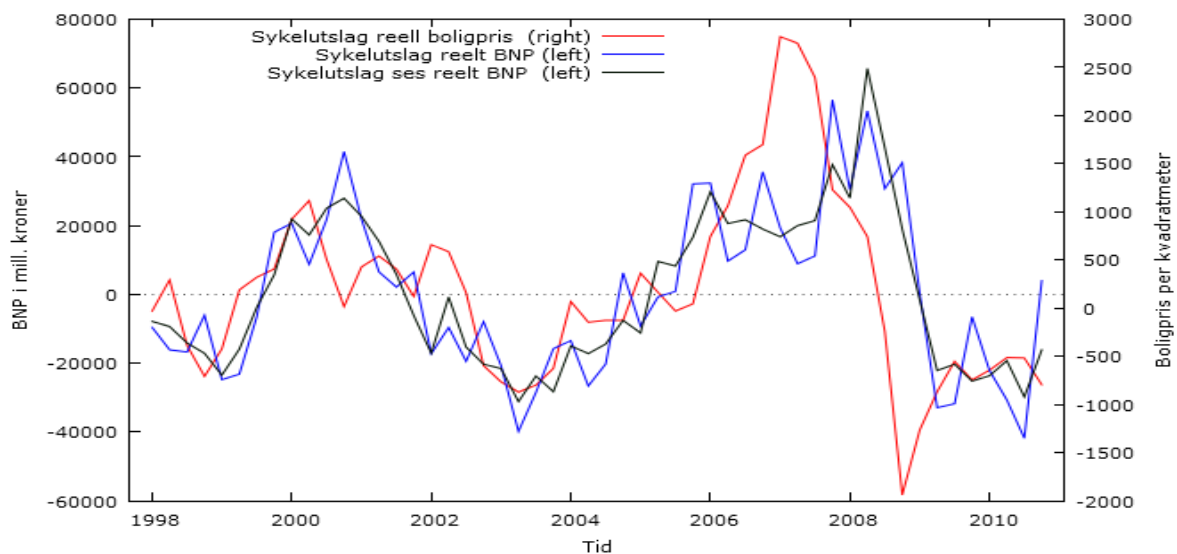
Totalt sett for regresjonsresultatene på endringsform i perioden 1985-1997 finner man sammenhenger i nominelle og reelle størrelser (modell 1 og 3), men ikke der BNP er sesongjustert (modell 2 og 4).

6.4.2 Avviksform

I figurene under er det gitt en grafisk presentasjon av henholdsvis de nominelle og reelle kvartalsvise sykelutslagene i boligpris og BNP for perioden 1997-2010. I disse grafene ser man også en tendens til at boligprisene lagrer BNP ett til to kvartaler. Man ser imidlertid et tydelig avvik fra dette i 2007-2008, under den internasjonale finanskrisa. Her ser man tydelig av grafene at boligprisene når sitt topp- og bunnivå før BNP.



Figur 30: Nominelle sykelutslag i perioden 1998-2010



Figur 31: Reelle sykelutslag i perioden 1998-2010

Tabell 7: regresjonsresultater på avviksform perioden 1998-2010

	(1)	(2)	(3)	(4)
BNP _{t=0}	0.00811504 (1.2381)	0.0331692 *** (3.3302)	0.0125597 * (1.7730)	0.0414202 *** (3.9114)
BNP _{t-1}	0.00703784 (0.89389)	-0.0044173 (-0.3384)	0.00782214 (0.9079)	-0.0022128 (-0.1641)
BNP _{t-2}	0.00383932 (0.4652)	-0.020905 (-1.5368)	0.00510759 (0.5718)	-0.0278297 * (-1.9770)
BNP _{t-3}	6.84268e-05 (0.0082)	0.00195472 (0.1452)	0.00117641 (0.1318)	0.00148786 (0.1096)
BNP _{t-4}	-0.00540689 (-0.7643)	0.0141015 (1.3866)	-0.00974357 (-1.2949)	0.0145689 (1.3614)
Konstant	135.535 (1.0240)	126.428 (1.0481)	186.223 (1.5456)	163.073 (1.5046)
R ²	0.168989	0.309576	0.261016	0.403483
Justert R ²	0.078662	0.234530	0.180691	0.338645
F-verdi	1.870859	4.125151	3.249518	6.222872
p-verdi (F)	0.117946	0.003533	0.013529	0.000174
DW	0.394861	0.521105	0.434449	0.585252
N	46	46	46	46

$p < 0,1 = *$, $p < 0,05 = **$, $p < 0,01 = ***$, t-verdier oppgitt i parentes

Tabell 7 presenterer regresjonsresultatene for de fire modellene samlet sett, og tar for seg hvordan kvartalsvise sykelutslag i bruttonasjonalprodukt forklarer kvartalsvise sykelutslag i boligpris for perioden 1997-2010.

Regresjonsanalysen for den første modellen i tabell 6 har en forklaringsgrad på 0,1690. Det medfører at de kvartalsvise sykelutslagene i nominelt BNP kan forklare 16,90 prosent av de kvartalsvise sykelutslagene i den nominelle boligprisen. F-testen på 1,87 er ikke signifikant, og indikerer at man kan anta at det ikke eksisterer en sammenheng. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, ser vi at det er ingen uavhengige variable som er signifikante. Resultatet av Durbin-Watson-testen er i denne modellen svært lavt. Dette betyr at det eksisterer positiv autokorrelasjon i feilleddene i modellen.

I modell to ser vi på om sykelutslagene i nominelt BNP kan forklare noen av sykelutslagene i sesongjustert nominelt BNP. Regresjonsanalysen gir at de kvartalsvise sykelutslagene i sesongjustert nominelt BNP kan forklare 30,96 prosent av de kvartalsvise sykelutslagene i den

nominelle boligprisen. F-testen på 4,13 er signifikant på et 1-prosentnivå, og indikerer at det eksisterer en sammenheng i det modellerte forholdet. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, gir regresjonsanalysen at det kun er én signifikant uavhengig variabel. $BNP_{t=0}$ er signifikant på et 1-prosentnivå. Koeffisienten til $BNP_{t=0}$ er positiv. Dette betyr at den uavhengige variabelen beveger seg i samme retning som den avhengige variabelen (kvartalsvise sykelutslag i nominell boligpris). Durbin-Watson-testen er i denne modellen også svært lav. Dette betyr at det eksisterer positiv autokorrelasjon i feilleddene i modellen.

I den tredje modellen går vi over til å se på regresjonsresultatene for de reelle størrelsene på avviksform. For perioden 1997-2010 finner modellen at de kvartalsvise sykelutslagene i reelt BNP kan forklare 26,10 prosent av de kvartalsvise sykelutslagene i den reelle boligprisen. F-testen er i denne modellen på 3,25, og signifikant på et 5-prosentnivå. F-testen støtter altså opp om den modellerte sammenhengen. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, ser vi at det kun er én signifikant uavhengig variabel. Regresjonsanalysen gir at $BNP_{t=0}$ er signifikant på et 10-prosentnivå. Koeffisienten til $BNP_{t=0}$ er positiv, og betyr at den uavhengige variabelen beveger seg i samme retning som den avhengige variabelen (kvartalsvise sykelutslag i reell boligpris). Også i denne modellen viser Durbin-Watson-testen at det er autokorrelasjon i feilleddene i modellen.

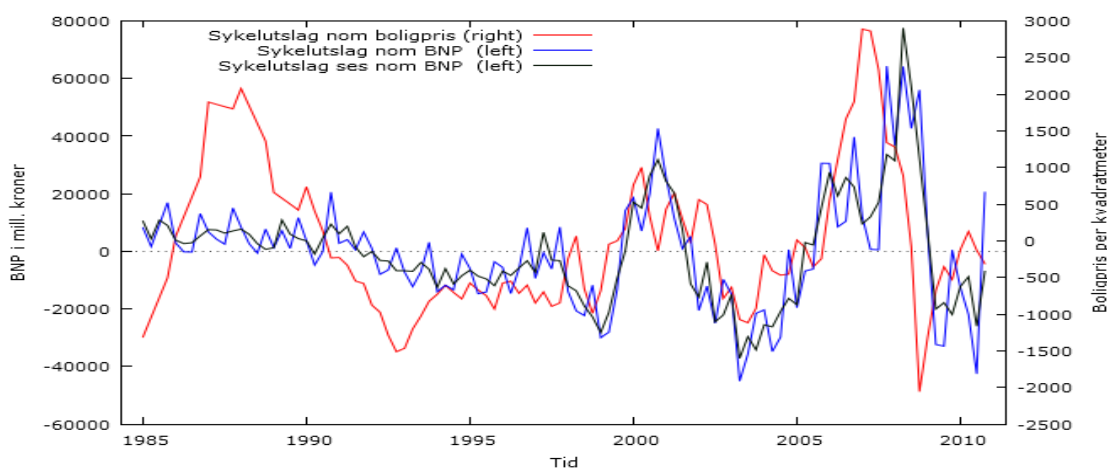
Forholdet vi tester i modell fire er forholdsvis likt forholdet vi testet i modell 3. Endringen som er gjort i modell 4, er at reelt BNP er sesongjustert. I denne modellen kan de kvartalsvise sykelutslagene i sesongjustert reelt BNP forklare 40,35 prosent av de kvartalsvise sykelutslagene i den reelle boligprisen. F-testen på 6,22 er høy, og har en p-verdi som er signifikant på et 1-prosentnivå. F-testen støtter godt opp om antakelsen om at det eksisterer en sammenheng i det modellerte forholdet. Ser vi på de uavhengige variablene hver for seg, finner vi at to av de uavhengige variablene er signifikante. $BNP_{t=0}$ er signifikant på 1-prosentnivå, og BNP_{t-2} er signifikant på 10-prosentnivå. Koeffisienten til $BNP_{t=0}$ er positiv, og den uavhengige variabelen beveger seg dermed i samme retning som den avhengige variabelen (kvartalsvise sykelutslag i reell boligpris). Koeffisienten til BNP_{t-2} er negativ, som betyr at den uavhengige variabelen beveger seg i motsatt retning av kvartalsvis endring i reell boligpris. Som i de andre modellene på avviksform, viser Durbin-Watson-testen til positiv autokorrelasjon i feilleddene i modellen.

Totalt sett for regresjonsresultatene på avviksform i perioden 1997-2010 finner man sammenhenger på modell 2, 3 og 4. Forklaringskraften i modellene ligger på 26 % til hele 40 %. Tatt i betraktning at det er mange faktorer som påvirker boligprisen, kan man si at dette er forholdsvis sterke sammenhenger.

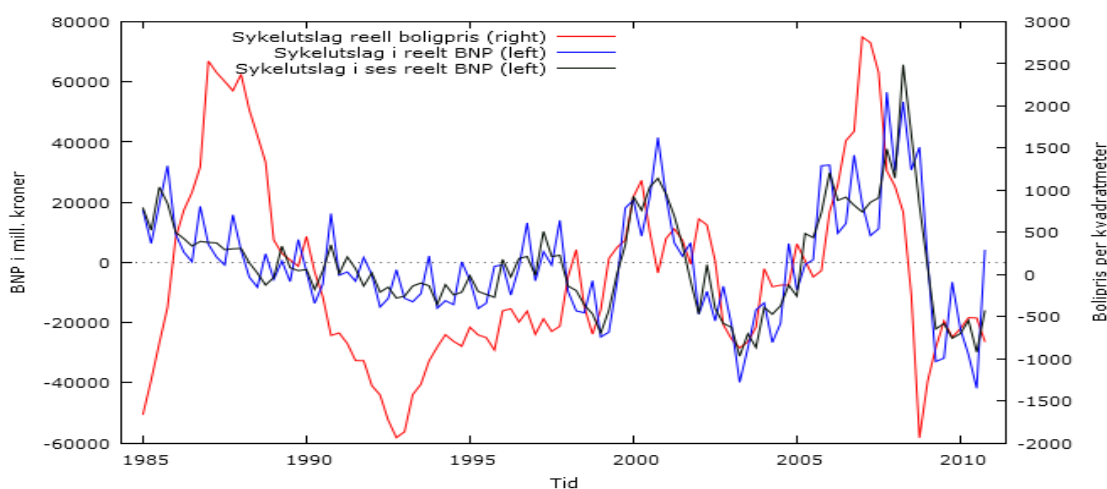
I delperioden 2 finner vi sammenhenger på både endringsform og på avviksform. Vi ser imidlertid, som i delperiode 1, også forskjeller i regresjonsresultatene på henholdsvis endringsform og avviksform. Det viser seg å være forholdsvis sterke sammenhenger når vi ser på kvartalsvise sykelutslag, mens sammenhengene vi finner på endringsform ikke har like høye forklaringskrafter, samt at vi ikke finner sammenhenger for sesongjusterte størrelser.

7.0 Drøfting

Gjennom regresjonsanalysene og grafiske analyser utført i kapittel 6, finner man sammenhenger mellom boligpriser og konjunkturer i perioden som er undersøkt. Det er imidlertid vanskelig å se noe klart system i sammenhengene som blir funnet i kapittel 6. Funnene viser også at det i noen perioder er sterk sammenheng, i noen perioder svakere sammenheng, mens i andre perioder finner man ingen sammenheng i det hele tatt. Det vi imidlertid ser tydelig, er at vi finner sterkere sammenhenger når vi ser på kvartalsvise sykelutslag, enn det vi finner når vi ser på kvartalsvise endringer. Vi kan altså si at det er endringene i økonomiens produksjonsnivå relativt til trendveksten i økonomien, som påvirker boligprisutviklingen i størst grad.



Figur 32: Nominelle sykelutslag 1985-2010



Figur 33: Reelle sykelutslag perioden 1985-2010

For perioden, totalt sett, finner man sammenhenger mellom konjunktorenes sykelutslag og sykelutslagene i boligprisene, både i nominelle og reelle størrelser. Sammenhengene gjelder både der BNP er sesongjustert, og også der BNP ikke er sesongjustert. Av funnene i regresjonsanalysen kommer det frem at det er en sammenheng mellom kvartalsvise endringer i konjunktorene og boligprisene. Man finner imidlertid ingen sammenheng i endringer når BNP er sesongjustert for perioden totalt sett.

I perioden fra 1985-1997 finner man sterke sammenhenger mellom sykelutslagene i BNP og sykelutslagene i boligpris. Dette gjelder både i reelle og nominelle størrelser. Man finner imidlertid her ingen sammenhenger på endringsform, verken for nominelle eller reelle størrelser. Gjennom 1980-tallet gjennomgikk den norske økonomien en kraftig liberalisering. Prisreguleringene, som tidligere hadde vært i boligmarkedet, ble borte. Dette fikk blant annet stor betydning for omsetningen av borettslagsboliger. Aksje- og obligasjonsmarkedene ble også friere i denne perioden. I tillegg ble de gamle reguleringene av renter, emisjoner og plasseringspliktkrav for finansinstitusjoner betydelig redusert, og etter hvert opphevet. Omleggingen av det økonomiske systemet og kredittliberaliseringen gjennom 80-tallet førte til det vi kan kalle en ”boom-bust-cycle”. Dette ser vi tydelig av figur 28 og 29. Det som skjedde i denne perioden kan forklares i ulike konjunkturteorier. Realkonjunkturteorien ville vektlagt innovasjon og myndigheters inngripen som viktige forstyrrelser i økonomien, mens den Keynesianske konjunkturteorien ville vektlagt at markedsøkonomien har strukturelle svakheter, som kan føre til ubalanser i økonomien. Et sentralt element i den Keynesianske teorien, er at lønnssetter og priser reagerer tregt på etterspørselsendringer i markedet. Det begge konjunkturteoriene derimot samles om, er at små eller store forstyrrelser og sjokk påvirker økonomien som helhet, og setter i gang konjunktursvingninger. Omveltningen av den økonomiske politikken på 1980-tallet, ser vi altså i ettertid konsekvensene av i konjunktorene.

I denne perioden ser man samtidig at boligprisen har svingt mer enn produksjonen. Dette kan tyde på at en oppgang i produksjon og lønn gir høyere boligpriser, som igjen gir nye forventninger om høyere pris og økende prisvekst. Det samme skjer på motsatt vis under nedgangsperioder. Tendensen tyder på at boligmarkedet kan over reagere på signalene som kommer fra realøkonomien. Dette støttes av forskningen til Goodhart og Hofmann (2008), som er presentert under boligpristeori-kapitlet i oppgaven. Forskningen deres viste at

boligpriser og aktivitet gjensidig påvirker hverandre, og at denne påvirkningen er blitt større siden dereguleringen av kredittmarkedene på 1970- og 1980-tallet.

I den siste perioden, fra 1998-2010, finner man endringsform liknende resultatene som for den totale perioden sett under ett. Av funnene går det frem at man finner sammenhenger i endringer i nominelle og reelle størrelser, men ikke der dataene er sesongjusterte. I denne perioden finner man også forholdsvis sterk sammenheng mellom konjunktorenes sykelutslag og sykelutslag i boligprisen.

Det er viktig å bemerke at Durbin-Watson-testen, i alle regresjonsanalysene på avviksform, indikerer positiv autokorrelasjon i feilleddene i modellen. Dette er naturlig når man tester sykelutslag mot sykelutslag. Det er ikke grunn til å forkaste regresjonsresultatene på grunn av autokorrelasjonen, men heller være forsiktig i tolkningen av dem.

DiPasquale og Wheaton-modellen, som er presentert i boligpristeori-kapitlet, påpeker at det er flere faktorer som påvirker boligprisene. I denne oppgaven er det kun sett på hvordan produksjonen påvirker boligprisene. Det er derfor naturlig å ikke få svært høye forklaringsgrader, fordi det er flere faktorer som påvirker boligprisene, som ikke er tatt med i modellene.

Det er også interessant at det er forholdsvis små forskjeller i hvordan nominelt og reelt BNP predikerer utviklingen i henholdsvis nominelle og reelle boligpriser. Både på endringsform og avviksform, gir resultatene av regresjonsanalysene forholdsvis like resultater. Det er altså svært små forskjeller i resultatene mellom de nominelle og reelle størrelsene. Dette kan tyde på at boligkjøperne, i perioden 1985-2010, har hatt en forholdsvis riktig oppfattelse av den reelle pengeverdien.

I oppgaven har det også vært undersøkt om størrelsene BNP og boligpriser er forholdsvis sammenfallende, eller om boligprisene tenderer til å lagge BNP. Gjennom grafisk analyse finner oppgaven en tendens til at produksjonsnivået ikke umiddelbart virker inn på boligprisene, men man ser en tendens til at boligprisene lagger BNP med ett til to kvartaler i perioden. Det finnes selvsagt unntak fra dette mønsteret. Vi ser eksempler på total sammenfallenhet, eksempler på at boligprisene lagger BNP opp til 3-4 kvartaler, men i hovedsak tenderer boligprisene til å lagge BNP ett til to kvartaler.

Denne masteroppgaven er ikke den første på sitt område i Norge. En liknende oppgave er skrevet ved NHH i 2007, av Mari Kristine Rørvik (Rørvik, 2007). Rørviks oppgave tar for seg forholdet mellom konjunkturer og norske boligpriser i perioden 1850-2004, med årlige tidsintervaller. Hun påpeker i sin drøfting at det ville vært mer gunstig å undersøke disse sammenhengene med hyppigere frekvens, altså på halvår-, kvartals- eller månedsbasis, for å få en mer nøyaktig tolkning av resultatene. Det kan tenkes at en endring i BNP tidlig i et år, kan gi en endring i boligprisen mot slutten av samme år. Ved årlige tidsintervaller ville disse størrelsene bli oppfattet som sammenfallende. Det kan tenkes at dette har skjedd i Rørviks oppgave. Ved en hyppigere frekvens på tidsintervallene, vil man kunne avdekke slike laggende effekter. Derfor er kvartalsvise intervaller benyttet i denne oppgaven.

Spesielt er frekvens viktig når man undersøker om en størrelse er kontemporær eller lagget. I konjunkturteorikapitlet i oppgaven skrives det om ledende og laggende indikatorer for konjunkturutviklingen. Steigum påpeker i denne sammenheng at BNP og boligpriser er forholdsvis sammenfallende størrelser. Hadde årlige data vært benyttet i denne oppgaven, ville oppgaven støttet hypotesen om sammenfallehet mellom BNP og boligpriser. Vi ser imidlertid at boligprisene tenderer til å lagge BNP med ett til to kvartaler ut i fra analysene i denne oppgaven. Rørvik påpeker også i sin oppgave at det ser ut til at produksjonsnivået ikke umiddelbart virker inn på boligprisene, men at virkningen kommer litt senere. Dette stemmer godt overens med denne oppgavens resultater. Rørvik oppgave stemmer også godt overrens med min oppgave i forhold til regresjonsresultatene på henholdsvis endringsform og avviksform. Hennes oppgave finner og sterkere sammenhenger på kvartalsvise sykelutslag, enn på kvartalsvise endringer.

Vi ser imidlertid et klart og interessant unntak fra at boligprisene har lagget BNP. Dette unntaket gjelder den internasjonale finanskrisa som utartet seg fra 2007. I denne perioden nådde boligprisene i Norge sitt topp- og bunnivå før produksjonen. Boligprisenes rolle i den internasjonale finanskrisen har blitt viet mye oppmerksomhet. Det hele startet i USA, der svært mange boliger var opp mot 100 prosent lånefinansiert, og prisene drevet inn i kraftige bobletilstander. Da rentene ble satt opp, raste boligprisene i USA. Boligkrakket spredte seg etter hvert til andre land, inkludert Norge. Prisene på boliger i Norge hadde også vært historisk høye, men man kan anta at en del psykologiske effekter gjorde at boligmarkedet i Norge også raste. Folk begynte å tro at det som hadde skjedd i USA, også kom til å skje i Norge. Dette medførte at boligmarkedet mer eller mindre stoppet opp, og prisene raste. Man

kan dermed anta at noe av grunnen til at boligprisene i denne krisen ledet an på BNP, var fordi boligmarkedet var en utløsende årsak til at krisen i det hele tatt oppsto.

8.0 Konklusjon

Hensikten med denne oppgaven har vært å undersøke om norske konjunkturer har påvirket norske boligpriser i perioden 1985-2010. Det har i tillegg blitt undersøkt om boligprisene tenderer til å lede eller lagge produksjonen i økonomien.

Gjennom grafisk analyse og regresjonstester, er det blitt påvist sammenhenger mellom boligpriser og konjunkturer i perioden som er undersøkt. Det er imidlertid vanskelig å se noe klart system i sammenhengene som blir funnet. Avhengig av det modellerte forholdet som har blitt testet, finner oppgaven sterke sammenhenger, svake sammenhenger og i noen tilfeller ingen sammenheng i det hele tatt. Det er viktig å påpeke at utviklingen i BNP kun er én av mange faktorer som påvirker boligprisen, og det dermed er naturlig at man finner variasjoner i regresjonsresultatene.

Det vi imidlertid ser tydelig av regresjonsresultatene, er at vi finner klart sterkere sammenhenger når vi ser på kvartalsvise sykelutslag, enn det vi finner når vi ser på kvartalsvise endringer i den undersøkte perioden. Vi kan si at de kvartalsvise sykelutslagene i konjunkturerne forklarer de kvartalsvise sykelutslagene i boligprisen godt gjennom perioden 1985-2010.

Det er også interessant at det tilnærmet ikke er forskjeller i hvordan nominelt og reelt BNP predikerer utviklingen i henholdsvis nominelle og reelle boligpriser. Både på endringsform og avviksform, gir resultatene av regresjonsanalysene at det er svært små forskjeller mellom de nominelle og reelle størrelsene. Dette kan tyde på at boligkjøperne, i denne perioden, har hatt en forholdsvis riktig oppfattelse av den reelle pengeverdien.

Gjennom grafisk analyse er det funnet tendenser til at produksjonsnivået ikke umiddelbart virker inn på boligprisene. Det finnes selvsagt unntak, men i denne perioden tenderer boligprisene til å lagge BNP med ett til to kvartaler.

Litteraturliste

- Benedictow, A., & Johansen, P. R. (2005). Prognoser for internasjonal økonomi: står vi foran en amerikansk konjunkturavmatning? *Økonomiske analyser*, 2, 13-20.
- Bjørnland, H. C. (2004). Produksjonsgapet i Norge - en sammenlikning av beregningsmetoder. *Penger og kreditt*(4), 199-209.
- Burda, M., & Wyplosz, C. (2001). *Macroeconomics* (3 ed.). New York: Oxford University Press Inc.
- Chui, L. H. T., & Chau, K. W. (2005). An Empirical Study of the Relationship between Economic Growth, Real Estate Prices and Real Estate Investment in Hong Kong. *Surveying and Built Environment*, 16(2), 19-32.
- Dedekam, A. (1999). *Makroøkonomi: Samfunnsøkonomi og økonomisk politikk* (4 ed.). Bergen: Fagbokforlaget.
- DiPasquale, D., & Wheaton, W. C. (1996). *Urban Economics and Real Estate Markets*. New Jersey: Prentice Hall.
- Doran, H. E. (1989). *Applied Regression Analysis in Econometrics*. New York: Marcel Dekker, Inc.
- Eika, T. (2008). Det svinger i norsk økonomi. *Samfunnsspeilet*, 4, 98-111.
- Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series* (3 ed.). New York: John Wiley & Sons Inc.
- Goodhart, C. A. E., & Hofmann, B. (2008). House Prices, Money, Credit, and the Macroeconomy. *Oxford Review of Economic Policy*, 24, 180-205.

- Grytten, O. H. (2008). The Economic history of Norway. 09. Retrieved from <http://eh.net/encyclopedia/article/grytten.norway>
- Grytten, O. H. (2009). Boligkrakk og finanskriser i historisk perspektiv. *Samfunnsøkonomen*, 4.
- Hill, R. C., Griffiths, W. E., & Lim, G. C. (2008). *Principles of Econometrics* (3 ed.). New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Hodrick, R., & Prescott, E. C. (1997). Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1-16.
- Knoop, T. A. (2010). *Recessions and depressions: understanding business cycles* (2 ed.). Santa Barbara: ABC-CLIO, LCC.
- Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1990). Business Cycles: Real Facts and Monetary Myth. 3-18. Retrieved from <http://minneapolisfed.org/research/qr/qr1421.pdf>
- NOU:2011:1. (2011). Bedre rustet mot finanskriser Retrieved 20.02.2011, from <http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/dok/nouer/2011/nou-2011-1/14.html?id=631293>
- Rørvik, M. K. (2007). *Boligpriser og norske konjunkturer*. Masteroppgave, Norges Handelshøyskole, Bergen.
- Slutsky, E. (1937). The Summation of Random Causes as the Source of Cyclic Processes. *Econometrica*, 5, 105.
- Steigum, E. (2004). *Moderne makroøkonomi*. Oslo: Gyldendal Norsk Forlag.
- Steigum, E. (2010). Norsk økonomi etter 1980: fra krise til suksess *Working paper series* (Vol. 4/10). Oslo: Handelshøyskolen BI.

Sæther, A. (1994). *Mikroøkonomi*. Stavanger: Gyldendal Norske Forlag.

Todsen, S. (1999). Kvartalsvis nasjonalregnskap - dokumentasjon av beregningsopplegget *Rapporter* (Vol. 25). Oslo: Statistisk sentralbyrå.

Veerbeek, M. (2008). *A Guide to Modern Econometrics* (3 ed.). Chichester: John Wiley & Sons Ltd.

Wass, K. Å. (1994). Boligmarkedet - Noen teoretiske betraktninger *Arbeidsnotat nr. 2*. Steinkjer: Høgskolen i Nord-Trøndelag.

Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory Econometrics: A modern approach* (4 ed.): South-Western Cengage Learning.

Zikmund, W. G., Babin, B. J., Carr, J. C., & Griffin, M. (2010). *Business Research Methods* (8 ed.): South-Western Cengage Learning.