



UNIVERSITETET I
NORDLAND

HANDELSHØGSKOLEN I BODØ • HHB

MASTEROPPGAVE

Eksisterer det konjunkturer i det norske
boligmarkedet?

En empirisk studie

av

Liv Oftedal Rossow
Thomas Lilleng

BE305E – Finansiering og investering
Mai 2014



Abstract

It is our impression that the existing real estate pricing models are based on simple linear regression (OLS) with the assumption of one probability distribution. In this thesis we investigate the possibility of more than one probability distribution in the real estate price index (ECON), as well as what causes switches between the distributions and how we characterize these. We use quarterly data from 1990 to 2013. Initially, we use rolling regression with windows of 10, 20 and 30 observations to determine changes in the regressions constant coefficient and equilibrium relation. In several periods, both series deviate from the confidence interval of two standard deviations around the mean. Interpreting the rolling regression analysis, we assume more than one probability distribution. We apply the Markov Switching model provided by Hamilton (1989) to uncover switches based on mean and intercept. This model converges only with two probability distributions, with coefficient values implying a positive and a negative state.

Furthermore, we also investigate whether the states identified with the Markov Switching model are related to the Norwegian gross domestic product (GDP). To detect a possible relationship we apply the Engle-Granger two-step method to ECON and GDP. The method indicates a co-integrating relationship between the two variables, which entails a long-term equilibrium relation between ECON and GDP. Findings and associated implications will be discussed in the last chapter of this thesis.

Forord

Denne masteroppgaven markerer avslutningen på vår siviløkonomutdanning ved Handelshøgskolen i Bodø, våren 2014.

Vi har begge interesse for boligmarkedet, og fulgt prisutviklingen de siste årene. I prosjektoppgaven vår, høsten 2013, ble vi bedre kjent med hvilke modeller som har blitt brukt for å modellere boligprisindeksen (ECON) i Norge og i utlandet. Vi registrerte at disse baserer seg på at avkastningen i boligmarkedet følger én sannsynlighetsfordeling og at regresjonsmodellene baseres på konstante parametere. Med en økonometriforelesning om regimeskiftende modeller i bakhodet bestemte vi oss for å undersøke rimeligheten i dette nærmere. Videre var det interessant å undersøke om utviklingen i boligprisindeksen har relasjon til bruttonasjonalprodukt (BNP), og dermed også nasjonale konjunkturer.

Vi retter takk til førsteamanuensis Svein Oskar Lauvsnes for veiledning og gode råd underveis.

Bodø, 20.05.2014

Liv Oftedal Rossow

Thomas Lilleng

Sammendrag

Vårt inntrykk er at mange av de eksisterende modellene for analysing av boligmarkedet baserer seg på lineær regresjon (MKM), med forutsetning om konstante parametere og derav kun en sannsynlighetsfordeling. I denne masteroppgaven undersøker vi muligheten for at boligprisindeksen (ECON) kan sies å tilhøre to eller flere sannsynlighetsfordelinger, samt hva som skaper skifter mellom fordelingene og hvordan vi kan karakterisere disse. Det er benyttet kvartalsdata fra 1990 til 2013, publisert av Norges Eiendomsmeglerforbund. Vi bruker rullende regresjon med vinduer på 10, 20 og 30 observasjoner for å avgjøre om endringene i boligprisene er signifikante sett i forhold til et 95 % konfidensintervall. Ettersom regresjonene beveger seg utenfor konfidensintervallet i flere perioder antas det at boligprisindeksen har ikke-konstante parametere, og dermed tilhører to eller flere sannsynlighetsfordelinger. Videre anvendes en Markovskiftende modell, som fremstilt av Hamilton (1989), for å estimere skifter i indeksen basert på gjennomsnitt. Vår analyse tilsier at boligprisavkastning er fordelt på to tilstander med koeffisientverdier som impliserer en positiv og en negativ tilstand.

Ut over dette undersøker vi også om tilstandene som er identifisert ved den Markovskiftende modellen er relatert til norsk bruttonasjonalprodukt (BNP). Dette gjøres ved å benytte en vektor feilkorreksjonsmodell, gjennom Engle-Grangers testings metode, på ECON og BNP. Denne metoden indikerer et kointegrasjonsforhold mellom variablene som innebærer at det eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom ECON og BNP. I masteroppgavens siste kapittel presenteres og diskuteres funn og tilhørende implikasjoner.

Innholdsfortegnelse

Abstract	ii
Forord	iii
Sammendrag	iv
Innholdsfortegnelse	v
Figurliste	viii
1. Innledning	1
1.1. <i>Problemstilling</i>	2
1.2. <i>Struktur</i>	3
2. Teori	4
2.1. <i>Historisk utvikling</i>	4
2.2. <i>Modeller og metoder for boligprising og tilhørende vekst</i>	5
2.2.1. MODAG	6
2.2.2. Jacobsen og Naugs ECON-modell	9
2.2.3. P/B-raten	12
2.2.4. P/E-raten	14
2.2.5. P/I-raten	15
2.2.6. Lognormal random walk og Brownsk bevegelse	16
2.3. <i>Tilbud og etterspørsel i boligmarkedet</i>	18
2.3.1. Befolkningsutvikling	19
2.3.1.1. Innvandring	20
2.3.2. Rentenivå	22
2.3.3. Husholdningers inntekt og gjeld	22
2.3.4. Byggekostnader	27
2.3.5. Oppsummering av tilbud og etterspørsel	28
2.4. <i>En alternativ tilnærming</i>	28
2.4.1. Konjunkturer	30
2.4.1.1. Boligbygging og konjunkturer	31
2.4.1.2. Befolkningsvekst i lys av konjunkturer	32
2.4.1.3. Rentenivå og konjunkturer	33
2.4.1.4. Inntektsnivå	34
2.4.1.5. Boligpriser og konjunkturer	34
2.5. <i>Hvem har gjort lignende studier tidligere?</i>	35
2.5.1. Maitland-Smith og Brooks (1999)	35
2.5.2. Maurin, de Palma og Picard (2012)	36

2.5.3. Nneji, Brooks og Ward (2013)	37
3. Metode	40
3.1. Vitenskapsteori	40
3.1.1. Kritikk av økonometri	41
3.2. Datagrunnlag	42
3.3. Konstante parametere	43
3.3.1. Rullende regresjon	43
3.3.1.1. Rullende regresjon med konstant forventningsverdi	44
3.3.1.2. Rullende regresjon ved hjelp av AR(p)-modellen	44
3.3.1.3. Deskriptiv analyse	45
3.4. Regimeskiftende modeller	46
3.4. Kointegrasjon	49
3.4.1. Feilkorreksjonsmodeller	50
3.4.2. Engle-Granger tostegs metode	51
3.4.1. Testing av feilledd i lineære regresjoner (MKM)	52
3.4.1.1. Normalitet	52
3.4.1.2. Heteroskedastisitet og autokorrelasjon	53
4. Analyse	56
4.1. En eller flere sannsynlighetsfordelinger?	56
4.2. Tilstandsavhengighet i boligprisindeksen	58
4.3. Langsiktig likevekt	62
5. Konkluderende bemerkninger	65
5.1. Konklusjonens implikasjoner	65
5.2. Kritikk av oppgaven	67
Referanseliste	68

I. Appendiks 1: Markovresultater, boligprisindeksen	x
II. Appendiks 2: Markovresultater, BNP	xi
III. Appendiks 3: Dickey-Fuller test, boligprisindeksen	xii
<i>a. På nivå</i>	<i>xii</i>
<i>b. På vekstform</i>	<i>xii</i>
IV. Appendiks 4: Dickey-Fuller test, BNP	xiii
<i>a. På nivå</i>	<i>xiii</i>
<i>b. På vekstform</i>	<i>xiii</i>
V. Appendiks 5: Feilkorreksjonsmodellen	xiv
<i>a. Lineær regresjon, likevektsrelasjonen</i>	<i>xiv</i>
<i>b. Dickey-Fuller test av feilleddet i likevektsrelasjonen</i>	<i>xiv</i>
<i>c. Lineær regresjon, BNP som avhengig</i>	<i>xv</i>
i. Testing av feilleddet	xvi
<i>a. Lineær regresjon, boligprisindeksen som avhengig</i>	<i>xvii</i>
i. Testing av feilleddet	xviii

Figurliste

Figur 1: Vekst i gjennomsnittelig boligpris per år, 1986-2013.	5
Figur 2: Tilbud og etterspørsel etter samlet boligkapital, kort sikt.....	7
Figur 3: Tilbud og etterspørsel etter samlet boligkapital, lang sikt.....	9
Figur 4: Jacobsen og Naugs ECON modell.....	10
Figur 5: Endring i husholdningenes forventning til egen og landets økonomi.....	11
Figur 6: Faktisk og anslått boligpris. Prosentvis endring over fire kvartaler.	12
Figur 7: Boligprisindeks i forhold til byggekostnadsindeks.....	13
Figur 8: P/E. Eiepris versus leiepris.....	14
Figur 9: Antall fullførte boliger, økning i husholdninger og differanser.....	16
Figur 10: Fødselsoverskudd, nettoinnflytting og folkevekst. Hele landet. 1951-2012.....	20
Figur 11: Kredittvekst (t.o.m. august 2012).....	23
Figur 12: Gjennomsnittlig løpetid.....	24
Figur 13: Gjennomsnittlig kredittvekst.....	24
Figur 14: Porteføljen (for boliglån) fordelt på belåningsgrad og formål for lånet.....	26
Figur 15: Boligprisendringer og tilstandene.....	38
Figur 16: Likevektens og konstantkoeffisientens utvikling i en rullende regresjon med vindu lik 10.....	57
Figur 17: Likevektens og konstantkoeffisientens utvikling i en rullende regresjon med vindu lik 20.....	57
Figur 18: Likevektens og konstantkoeffisientens utvikling i en rullende regresjon med vindu lik 30.....	58
Figur 19: Resultater fra Markovskiftende modell, boligprisindeksen.....	59
Figur 20: Markovskiftende modell, sannsynlighet for tilstand 1 og boligprisindeksen.....	59
Figur 21: Sammenligning av sannsynlighet for tilstand 1, boligprisindeksen og BNP.....	61
Figur 22: Dickey-Fuller test av boligprisindeksen og BNP.....	62
Figur 23: Feilledet i likevektsrelasjonen.....	63

1. Innledning

Denne masteroppgaven har til hensikt å undersøke hvordan boligprisdata genereres, under en hypotese om at boligprisindeksen¹ er tilstandsavhengig, og dermed genereres av mer enn en sannsynlighetsfordeling. Gjennom den teoretiske delen av denne oppgaven vil leseren se at det norske boligmarkedet i stor grad analyseres ved hjelp av lineære regresjoner med konstante parametere. Med en eksplorativ tilnærming ønsker vi å utforske om boligprisene beveger seg som konjunkturer, som forsterkes av menneskers fremtidige forventning til markedsutviklingen. For å undersøke dette foreslår vi å benytte en modell som ikke krever konstante parametere, slik at disse får variere med markedets regime i tilhørende periode. Videre undersøker vi også om de eventuelle konjunkturerne i boligmarkedet har sammenheng med de nasjonale konjunkturerne i bruttonasjonalprodukt.

Hypotesen angående ikke-konstante parametere bunner ofte i forutsetningen om at våre psykologiske egenskaper som forventninger og risikovurdering er tilstandsavhengige (Lauvsnes, 2012). Hvis det er slik at våre forventninger avhenger av tilstander som optimisme og pessimisme, er det rimelig å tro at data genereres på en slik måte at parameterne ikke er konstante over tid. Forfatterne av denne oppgaven mener det er nærliggende å anta at boligprisdata genereres på en slik måte. Vi vil senere omtale temaet selvoppfyllende profeti, der ulike økonomer uttaler at boligprisene i større eller mindre grad ser ut til å genereres av at menneskers felles forventninger skaper det utfallet man forventer. Gitt en felles forventning om prisoppgang, kan man tenke seg at dette gir større incentiver til å kjøpe bolig, og at man dermed sammen har skapt stor etterspørsel og videre høyere priser. Videre skal vi diskutere boligprisindeksen og konjunkturers felles forklaringsvariabler, som gir grunnlag for å mistenke at boligprisindeksens utvikling vil ha samme type utvikling som nasjonale konjunkturer. Vi vil senere se at konjunkturdata ofte analyseres ved hjelp av metoder som tar høyde for tilstandsavhengighet, grunnet sin karakteristiske utvikling. Med bakgrunn i fellestrekk mellom konjunkturer og boligpriser, samt hypotesen om selvoppfyllende profeti, mener vi det er grunn til å teste om boligprisdata påvirkes av en tilstandsavhengig utvikling, og dermed ikke har konstante parametere over tid. Vi har dermed valgt å benytte en Markovskiftende modell i denne oppgaven.

¹ Boligprisindeksen som benyttes i denne oppgaven blir presentert i kapittel 3.2.

² Akkumulert differanse er beregnet av denne oppgavens forfattere, på bakgrunn av Moldens tall.

I tillegg til dette ønsker vi også å undersøke om tilstandene som modellen konstruerer er å anse som konjunkturskifter, det vil si om det eksisterer et langsiktig forhold mellom boligprisindeksen og konjunkturer (BNP). Hvis dette er tilfellet er det rimelig å anta at de to variablene har sammenfallende regimer. Vi vil også kunne indikere hvorvidt det eksisterer et toveis avhengighetsforhold mellom generell økonomisk aktivitet og boligmarkedet.

I nesten alle store og utviklede økonomier er godt over halvparten av husholdningene eier av sitt hjem (Jaccard, 2007), og Norge er verdensledende (Åserud, 2011). I Forbrukerundersøkelsen 2006 oppga 80 % at de bor i bolig som husholdningen selv eier (Sæther, 2007). I mesteparten av Europa og Australia utgjør bolig mellom 40 % og 60 % av husholdningenes totale formue (Jaccard, 2007). I lys av dette skjønner vi at prisutviklingen i boligmarkedet berører mange mennesker. Dette gjør at vårt tema angår mange.

1.1. Problemstilling

Problemstillingen i denne masteroppgaven bygger på en hypotese om at norske boligpriser er gjenstand for konjunktursvingninger. Grunnlaget for denne hypotesen stammer fra vår litteraturstudie (Lilleng og Rossow, 2013) der vi, basert på eksisterende litteratur på området, fant at utviklingen i norske boligpriser ser ut til å drives av samme faktorer som utvikling i BNP. Dette gir grunnlag for å anta at også boligprisene, mer eller mindre, er utsatt for konjunktursvingninger. Det er nettopp dette vi ønsker å undersøke. Derfor har vi formulert følgende problemstilling:

Karakteriseres endringer i boligprisindeksen av mer enn en tilstand? Har disse tilstandene i så fall sammenheng med konjunkturer i bruttonasjonalprodukt?

Teori om felles forklaringsfaktorer for boligpriser og bruttonasjonalprodukt er dermed essensielt, samt eksisterende prisingsmodeller. Vi ser også på lignende forskning på området som viktig teoretisk forankring.

1.2. Struktur

Teoretisk grunnlag i denne oppgaven har fire deler, og disse beskrives i kapittel 2. Delkapittel 2.1 tar for seg generell historisk utvikling i boligprisindeksen, mens delkapittel 2.2 ser på ulike modeller og metoder som i dag benyttes for analysering av boligmarkedet. Her vil vi se at analysene i stor grad baserer seg på ulike former for lineære regresjonsanalyser med forutsetning om konstante parametere. Delkapittel 2.3 omtaler ulike mulige underliggende prisdrivere for boligmarkedet. I delkapittel 2.4 vil vi belyse hvilke konsekvenser kollektive forventninger kan ha på prisutvikling og likheter mellom underliggende drivere for BNP og boligprisindeksen. Som siste del av teoretisk grunnlag for denne masteroppgaven skal vi i delkapittel 2.5 se nærmere på studier fra andre land som har benyttet regimeskiftende modeller på nasjonale boligprisindekser.

Kapittel 3 beskriver datagrunnlag, samt økonometriske modeller. Dette benyttes videre i kapittel 4, som tar for seg analysene og viktige funn som er gjort i denne oppgaven. I oppgavens siste kapittel vil vi diskutere hvilke implikasjoner disse funnene gir, og hvordan de kan benyttes i videre forskning.

2. Teori

I dette kapittelet vil vi se nærmere på boligmarkedets historiske utvikling, samt hvilke modeller og metoder som vanligvis brukes for å analysere dette markedet. Videre vil vi undersøke hvilke faktorer som driver utviklingen i markedet, ofte omtalt som ”fundamentale faktorer” eller kun ”fundamentaler”, før vi ser på hvilken påvirkning markedsaktørenes forventninger kan ha på det norske boligmarkedet. Det teoretiske kapittelet tar også for seg konjunkturer, og hvilke felles faktorer som kan forklare svingninger i norsk BNP og det norske boligmarkedet.

Avslutningsvis vil vi se nærmere på studier fra andre land som benytter regimeskiftende modeller som analyseverktøy på boligmarkedet. Fremstillingen i dette kapittelet er en modifikasjon av ”En litteraturstudie om konjunkturer og prising i boligmarkedet” (Lilleng og Rossow, 2013), som er en del av forarbeidet til masteroppgaven.

2.1. Historisk utvikling

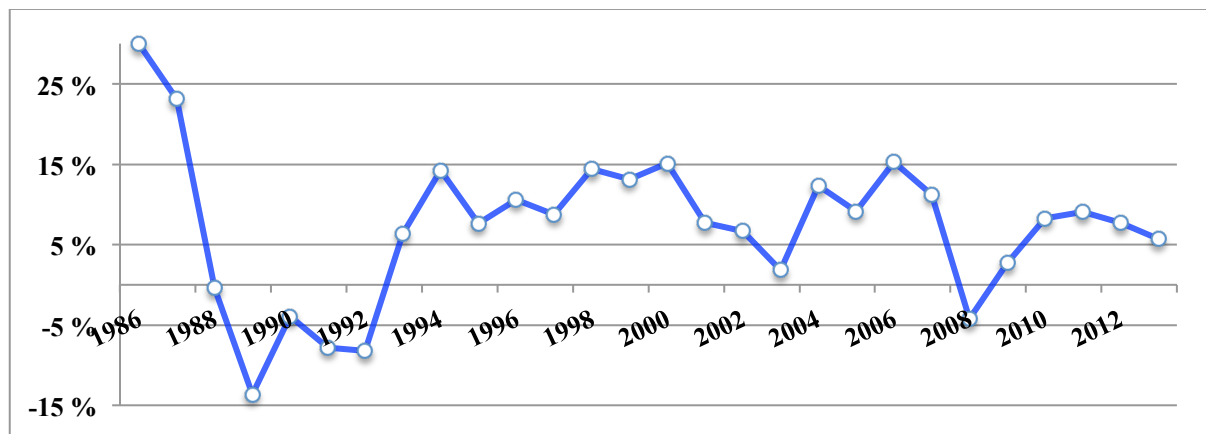
Det norske boligmarkedet har i stor grad vært preget av vekst i løpet av de siste 30 årene. Vi har sjelden hatt lengre perioder med negativ vekst, og de få periodene hvor det har vært tilfelle har vært preget av uroligheter i internasjonale markeder.

Fra 1988 til 1993 opplevde Norge et ekstremt fall i boligpriser. Dette var etter flere år med virkelig god vekst på boligmarkedet hvor renten lå i snitt på 3,4 % (Holter, 2000) og høy etterspørsel etter boliger som følge av at babykullene i etterkrigstiden var vesentlig høyere enn tidligere (SSB, 2013a). Da Norge gikk inn i en lavkonjunktur fra 1988, ofte omtalt som bankkrisen, opplevde Norge konkurser i bankbransjen, så vel som andre private bransjer, samt en ekstrem renteoppgang fra et lavt nivå på rundt 6 % på midten av 70-tallet, til hele 13,6 % i 1986. Et boliglån kostet deg hele 17 % i nominelle renter i 1986 (Holter, 2000).

I følge Store norske leksikon tapte norske banker hele 76 milliarder kroner fra 1987 til 1993, hvor bakgrunnen for dette og krisen i seg selv var oppheving av store mengder reguleringer som hadde gjennomsyret banksektoren fra etterkrigstiden frem til 1980 (Gram, 2013). Krisen, som skapte store uroligheter i norsk økonomi, ble blant annet håndtert ved at den norske stat kjøpte de tre største bankene, DnB, Kredittkassen og Fokus Bank. Statens banksikringsfond ble også opprettet, for å sikre tillitt til banknæringen, samt gi tilskudd til banker i nedgangsperioder (Gram, 2011).

Årene i etterkant av bankkrisen er i stor grad preget av generelt høy vekst, hvorav årene 2002 til 2003 er den eneste perioden som skiller noe ut, med en endring i vekst på nærmere 2 %. Fra 1993 til 2007 hadde Norge positiv vekst i boligprisene, og markedet var preget av generelt høy etterspørsel, spesielt i pressområdene i og rundt de største norske byene (Grytten, 2008).

Finanskrisen i 2008 rammet spesielt finansmarkedene, og boligmarkedet i Norge var ikke like berørt som boligmarkedene i andre land. Flere EU-land har både under og etter finanskrisen vært preget av bankkriser, og boligprisene i USA har falt betydelig (Grytten, 2008). I Norge var 2008 det eneste året med negativ vekst siden de store fallene under bankkrisen.



Figur 1: Vekst i gjennomsnittelig boligpris per år, 1986-2013.

Vektet snitt av hver regions aritmetiske årsgjennomsnitt. (Econ, 2014).

2.2. Modeller og metoder for boligprising og tilhørende vekst

Det er en allmenn oppfatning at egen bolig ikke er et investeringsobjekt. Økonomer tilbakeviser dette og viser til prinsippet bak investeringer, nemlig at konsum i dag ofres mot en fremtidig avkastning. Denne avkastningen trenger ikke nødvendigvis å være i form av penger, men kan for eksempel være i form av boligjenester. I tillegg er det vanlig med lange tidshorisonter, noe som gjør at en boliginvestering skiller seg mye fra andre typer investeringsobjekt. Dette innebærer at det klassiske analyseapparatet innenfor finans ikke lar seg anvende (Fjærli, 2006). Vi skal i dette delkapittelet se nærmere på hvilke metoder og modeller som er vanlige å benytte for å analysere boligpriser.

2.2.1. MODAG

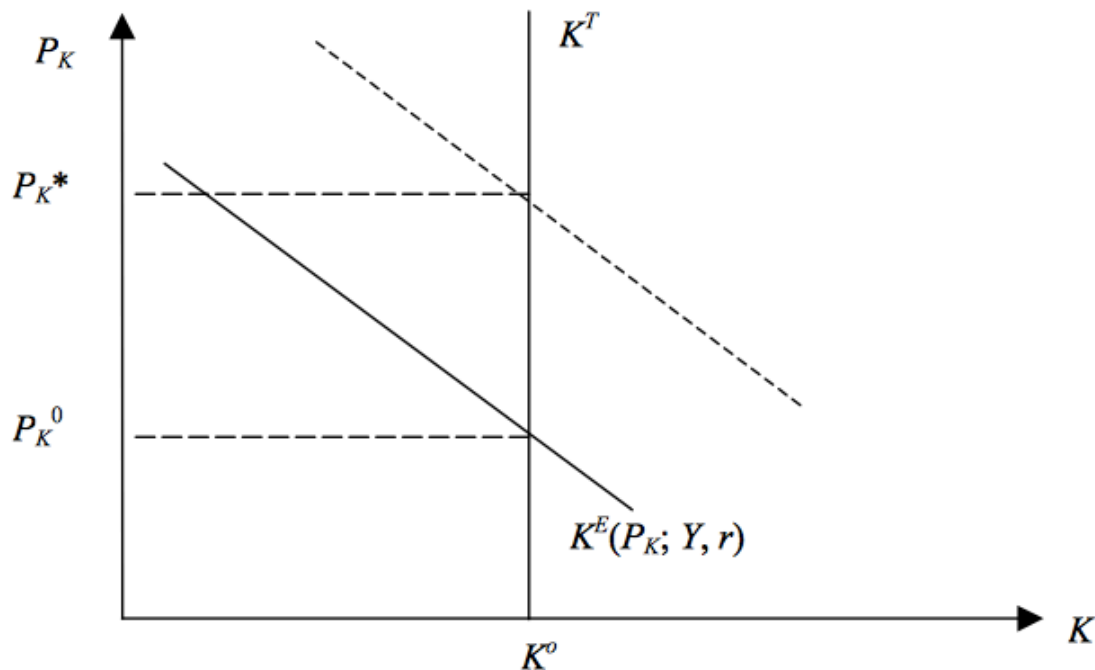
Navnet MODAG er en forkortelse for modell av aggregert type. Dette er en makroøkonomisk modell for norsk økonomi som er utviklet av Statistisk Sentralbyrå, og anvendes som analyseverktøy både av byrået selv og Finansdepartementet. Blant annet har den vært et verktøy i utarbeidelsen av nasjonalbudsjettet for 2003.

MODAG legger til grunn at bruktboligprisen er bestemt av markedets etterspørsel, mens endring i boligkapitalen kommer fra tilbudet i markedet. Videre legges det til grunn at etterspørselen etter den samlede boligkapitalen (K^E) er bestemt av disponibel realinntekt i husholdningene (Y) og prisen på det å holde en bolig i en periode. Sistnevnte er sammensatt av prisen på bolig (P_K), og realrente etter skatt (r) og slitasjen ved bruk av boligkapitalen. Dette til sammen danner grunnlag for markedets samlede etterspørsel etter boligkapital:

$$K = K^E(P_K; Y, r) \quad (2.1)$$

Isolert sett vil en økning i boligpris eller realrente redusere etterspørselen, mens en økning i reallønn vil løfte etterspørselen.

Figur 2 illustrerer sammenhengen mellom etterspørselen og boligkapitalen (tilbudet) på kort sikt (KT).



Figur 2: Tilbud og etterspørsel etter samlet boligkapital, kort sikt (Hungnes, 2008)

Siden tilbudet av boligkapital anses for å være gitt, er den illustrert med en loddrett kurve i figuren (K^0 - K^T). Prisen er gitt der etterspørselskurven krysser tilbudskurven, og siden økt pris gir redusert etterspørsel er sistnevntes kurve fallende. Vi ser av figuren at hvis etterspørselen øker, for eksempel som følge av et fall i realrenten, vil også prisen øke fra P_K^0 til P_K^* som følge av et parallellskift i etterspørselskurven (stiplet i figuren). Ved høy pris vil boligbygging igangsettes, og K^0 vil etter hvert parallellforskyves til høyre. Da vil prisen falle (Hungnes, 2008).

Boligkapitalen som tilbys i markedet er sammensatt av både eksisterende boliger og nye boliger. Oppføringen av nye boliger er avhengig av sammenhengen mellom investeringskostnaden og prisnivået (P_K). Investeringskostnaden for igangsetting av boligbygging kan dekomponeres til byggekostnad (P_I) og tomtepris (P_S). Naturligvis vil oppføring være positivt påvirket av økninger i prisnivået og negativt påvirket av investeringskostnadene. Med utgangspunkt i dette får vi følgende sammenheng på generell form:

$$J_{Igangsetting} = J(P_K, P_I, P_S) \quad (2.2)$$

Når beslutningen om at en boliginvestering foretas tar det tid før denne er ferdigstilt, og investeringene fordeler seg over flere år. MODAG legger til grunn følgende sammenheng:

$$J = 0,6083 * J_{Igangsetting,t} + 0,3541 * J_{Igangsetting,t+1} \\ + 0,0437 * J_{Igangsetting,t+2} + 0,0030 * J_{Igangsetting,t+3} \quad (2.3)$$

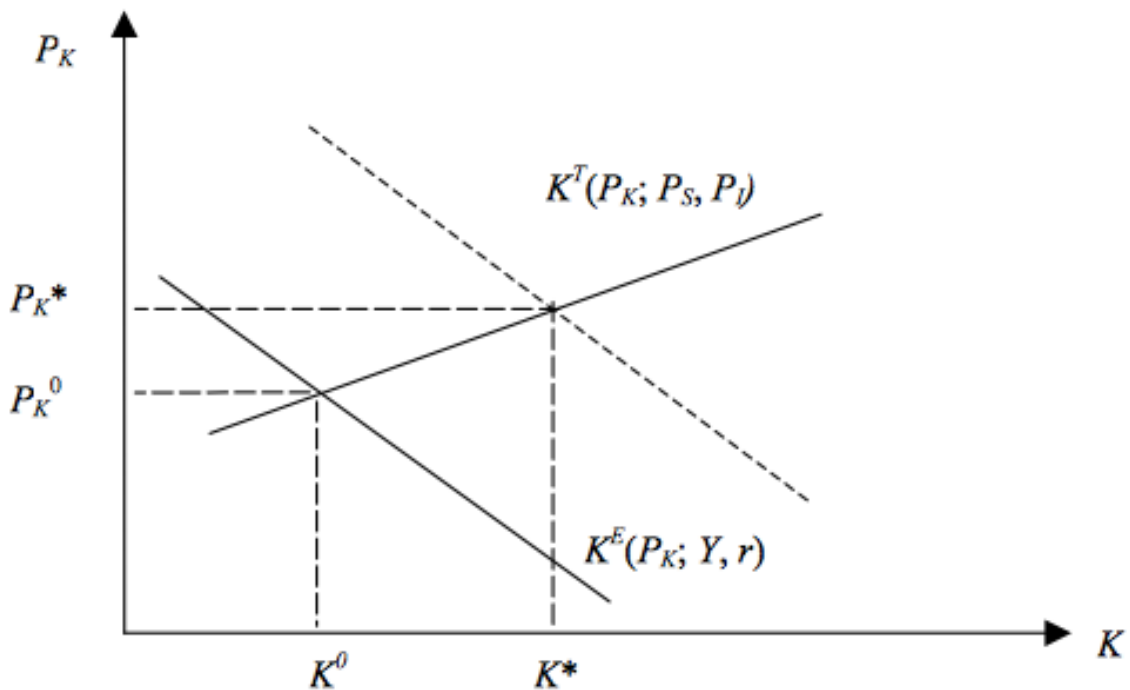
Denne er funksjonen er designet for nyoppførte boliger og større vedlikehold på eldre boliger. Som funksjon for det totale tilbudet av boliger anvendes følgende sammenheng:

$$K = K_{t-1} + J - FD \quad (2.4)$$

hvor K_{t-1} er opprinnelig boligkapital, J er igangsatte boliginvesteringer og FD er slitasje (kapitalslit). Samlet gir disse ligningene følgende langsiktige relasjon:

$$K_{LS}^T = K^T(P_K, P_I, P_S) \quad (2.5)$$

Setter vi den langsiktige tilbudsfunksjonen inn sammen med etterspørselsfunksjonen får vi en sammenheng som i figur 3.



Figur 3: Tilbud og etterspørsel etter samlet boligkapital, lang sikt (Hungnes, 2008)

Her ser vi at et tilsvarende positivt skift i etterspørselen, som i figur 2, også øker prisen, men ikke i like stor grad ettersom tilbudet kompenserer på lang sikt.

2.2.2. Jacobsen og Naugs ECON-modell

For å kunne si noe mer konkret om sammenhengen mellom forklaringsvariabler og boligprisene har Jacobsen og Naug (2004), ved hjelp av minste kvadraters metode, utarbeidet et forslag til en feiljusteringsmodell for logaritmisk endring i boligprisene. De legger til grunn at boligetterspørselen har to formålskomponenter: Investeringsformål og boformål, hvor det er rimelig å anta at sistnevnte er den større av de to komponentene. I likhet med MODAG anser de tilbudet av boliger for å være stabilt på kort sikt. Prisindeksen som modelleres heter ECON, og er utgitt månedlig av Norges Eiendomsmeglerforbund og Eiendomsmeglerforetakenes forening. Den tar utgangspunkt i gjennomsnittlig boligpris per kvadratmeter, korrigert for boligstørrelse, type bolig og beliggenhet. Se utdrag fra studien i figur 4.

$$\begin{aligned} \Delta \text{boligpris}_t = & 0,12 \Delta \text{inntekt}_t - 3,16 \Delta(\text{RENTE} \cdot (1-\tau))_t - 1,47 \Delta(\text{RENTE} \cdot (1-\tau))_{t-1} + 0,04 \text{FORV}_t \\ & (1,94) \qquad (7,04) \qquad (3,27) \qquad (3,09) \\ & - 0,12 [\text{boligpris}_{t-1} + 4,47 (\text{RENTE} \cdot (1-\tau))_{t-1} + 0,45 \text{ledighet}_t - 1,66 (\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1}] \\ & (5,69) \qquad (2,54) \qquad (3,48) \qquad (8,63) \\ & + 0,56 + 0,04 S1 + 0,02 S2 + 0,01 S3. \\ & (3,42) \quad (3,35) \quad (1,80) \quad (0,73) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,8773, \sigma = 0,014166, DW = 2,57.$$

Estimeringsperiode: 2. kv. 1990 – 1. kv. 2004.

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode.

Absolutte t -verdier er oppgitt i parentes under estimatene.

Δ er en differensoperator: $\Delta X_t = (X_t - X_{t-1})$.

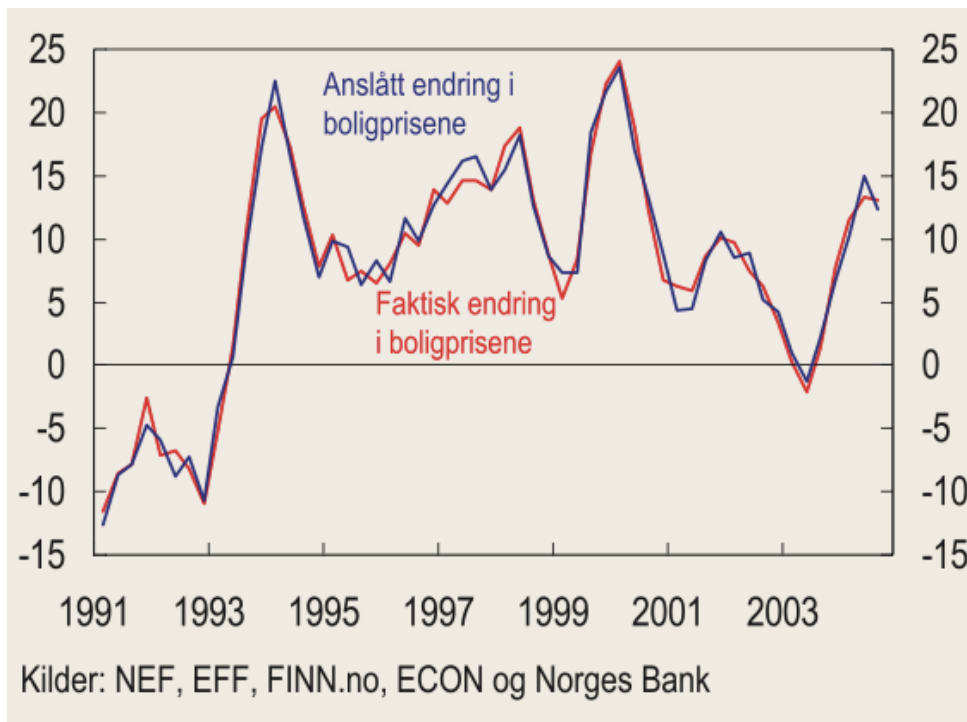
Variablene er definert ved (små bokstaver angir at variable er målt på logaritmisk skala):

<i>boligpris</i>	= Prisindeks for brukte boliger. Kilde: NEF, EFF, FINN.no og ECON
<i>RENTE</i>	= Bankenes gjennomsnittlige utlånsrente. Målt som rate. Kilde: Norges Bank
τ	= Marginalskattesats for kapitalinntekter og -utgifter (0,28 fra og med 1992)
<i>FORV</i>	= $(E-F) + 100 \cdot (E-F)^3$
<i>E</i>	= Indikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi. Målt som rate, sum over to kvartaler. Kilde: TNS Gallup
<i>F</i>	= Verdi av <i>E</i> som kan forklares av utviklingen i rente og ledighet. Beregnet fra en estimert modell for forventningsindikatoren til TNS Gallup, se tabell 2
<i>ledighet</i>	= Arbeidsledighetsrate. Kilde: Aetat
<i>inntekt</i>	= Samlet lønnsinntekt i økonomien. Kilde: SSB
<i>boligmasse</i>	= Boligmassen målt i faste priser. Kilde: SSB
<i>Si</i>	= Variabel som er lik 1 i kvartal <i>i</i> , null ellers.
R^2	= Andelen av variasjonen i venstresidevariabelen som forklares av modellen
σ	= Standardavviket til regresjonsresidualene
<i>DW</i>	= Durbin Watson observatoren

Uttrykket i klammeparentesen måler avvik mellom boligprisen i forrige kvartal og en estimert langtidssammenheng mellom boligprisene, renten, ledighetsraten, lønnsinntektene og boligmassen. Forventningsdataene fra TNS Gallup går tilbake til 3. kv. 1992. Variabelen *FORV* er derfor lik null fra 2. kv. 1990 til og med 3. kv. 1992.

Figur 4: Jacobsen og Naugs ECON modell (Jacobsen og Naug, 2004, s. 235)

Indeksen har blitt testet mot en rekke potensielle forklaringsfaktorer på like tidspunkt, og på tilbakedaterte tidspunkt av hensyn til forsinkelser. Vi ser av modellen at renten er en tungtveiende forklaringsfaktor, som viser seg å ha en stor og rask effekt på boligprisene. Blant forklaringsfaktorene som ble testet, men som ikke ble ansett for å være signifikante var husleie og andre konsumpriser. Nominell rente passet bedre enn en dekomponering til realrente



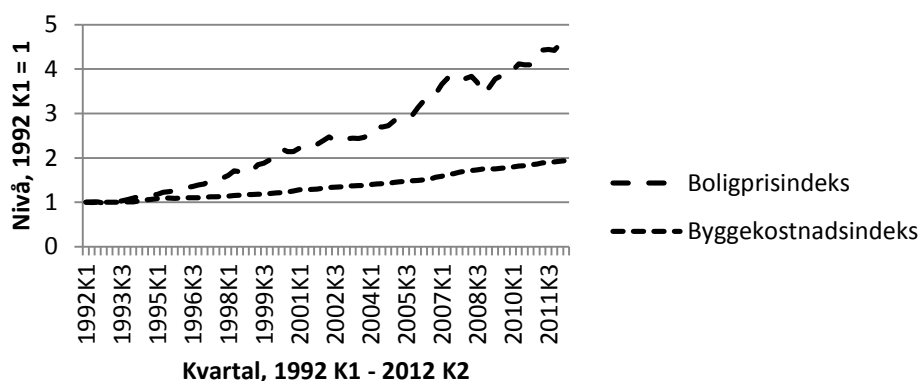
Figur 6: Faktisk og anslått boligpris. Prosentvis endring over fire kvartaler.

(Jacobsen og Naug, 2004)

Forfatterne konkluderer med at rente, nybygging, arbeidsledighet og husholdningsinntekt er faktorene med best evne til å forklare boligprisene, og renten fremheves spesielt. Med utgangspunkt i dette kan de ikke se at boligprisene bygger på noe annet enn fundamentale faktorer, og at det således ikke er en overprising av boliger (Jacobsen og Naug, 2004).

2.2.3. P/B-raten

I økonomisk teori snakker vi vanligvis om pris/bok-raten (Price-to-Book Ratio) i forbindelse med verdsettelse, der pris uttrykker pris per aksje, som deles på begrepet bok, som uttrykker bokført verdi per aksje (Bodie et al., 2011). I denne oppgaven fokuserer vi derimot på boligpriser, der fokuset blir noe annerledes. Røed Larsen (2013) bruker denne raten til å se på forholdet mellom boligpriser og byggekostnader.

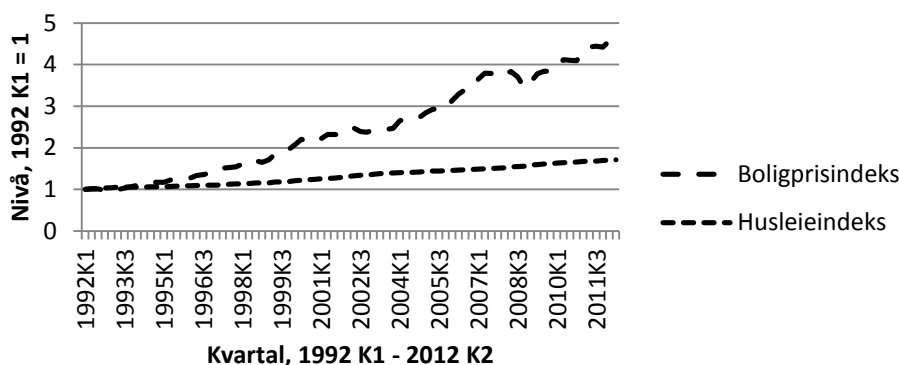


Figur 7: Boligprisindeks i forhold til byggekostnadsindeks (Larsen, 2013, s. 4).

Figur 7 beskriver utviklingen i boligprisindeksen og byggekostnadsindeksen fra første kvartal 1992 til tredje kvartal 2011. Vi ser tydelig at boligprisene har steget mye kraftigere enn byggekostnadene i samme periode, og Røed Larsen mener dette viser til at den sterke prisutviklingen i boligmarkedet ikke kan skyldes en økning i byggekostnader alene. Figuren tar utgangspunkt i statistikk fra Statistisk Sentralbyrå, der økningen i byggekostnader har vært 94 % mens økningen i boligprisene har vært 372 % på landsbasis i perioden. Videre bør man peke på at økning i byggekostnader kan stamme fra økning i KPI, der Statistisk Sentralbyrås konsumprisindeks har økt med 46,7 % i samme periode (SSB, 2013c). Dermed kan vi altså si at generell prisstigning i perioden utgjør omtrent halvparten av økningen i byggekostnader. Det er riktignok andre som mener at Statistisk Sentralbyrås statistikk for økning i byggekostnader er for lave. Senneset et al. (2012) mener økning i byggekostnader har vært betraktelig høyere enn hva Statistisk Sentralbyrås statistikk forteller oss. Likevel er forfatterens beregninger av økning i byggekostnader fortsatt betraktelig lavere enn den betydelige økningen i norske boligpriser. Røed Larsen (2013) mener også det er viktig å poengtere at økningen i boligprisene ikke alene kan tilskrives byggekostnader, ettersom dette ville betydd at norske boligpriser hadde utviklet seg likt i hele landet. Statistisk Sentralbyrås boligprisindeks viser at boliger i Oslo og Bærum har en prisstigning på hele 531 %, mot den nasjonale stigningen på 372 % fra 1992 til 2011. Dette innebærer at andre faktorer enn byggekostnader har en direkte påvirkning på prisstigning, og at sentralitet mest sannsynlig må være en av disse faktorene (Larsen, 2013)

2.2.4. P/E-raten

P/E-raten, eller pris/fortjeneste-raten (Price-Earnings Ratio) brukes gjerne i økonomisk teori som en indikator på en bedrifts eller et selskaps fremtidige vekstmuligheter, der både pris og fortjeneste uttrykkes som enhet per aksje (Bodie et al., 2011). I denne sammenhengen, der vi ønsker å rette fokuset mot boligpriser, ser man på forholdet mellom pris for å eie bolig, og pris for å leie bolig (Andreassen, 2007, Larsen, 2013, Pham, 2010). Urbanisering har vært med på å drive opp prisene på sentralt beliggende tomter. Likevel kan ikke urbanisering alene forklare de store endringene i norske boligpriser, ettersom boligprisene i sentrale strøk har steget mer enn leieprisene i samme område. Dermed kan man trekke slutningen at en endring i P/E-raten, for eksempel $\Delta P > \Delta E$ eller $\Delta P < \Delta E$, innebærer at tilflytning til storbyene ikke er den eneste faktoren som påvirker boligprisene (Larsen, 2013).



Figur 8: P/E. Eiepris versus leiepris (Larsen, 2013, s. 5).

Som vi ser av figuren har boligprisindeksen en vesentlig høyere vekst enn husleieindeksen. Som nevnt tidligere har boligprisindeksen fra 1992 til 2011 økt med 372 % (landsbasis). Statistisk Sentralbyrås husleieindeks har i den samme perioden steget med 71 %. Man kan dermed ikke påstå at leieprisene er eneste forklarende faktor for boligprisindeksens økning (Larsen, 2013).

Brunnermeier og Julliard (2008) har studert sammenhengen mellom boligpriser og inflasjon. De fant at eiepris-leiepris raten (P/E-raten) kun blir påvirket av den nominelle renten, ikke den reelle. Videre fant de at inflasjonen ser ut til å ha stor påvirkning på de perioder i boligprisindeksen der man finner feilprising i markedet, og at dette funnet er statistisk signifikant for både britiske og amerikanske boligpriser. De mener at en logisk tolkning av

dette kan være at boligkjøpere ser på markedet som mer risikabelt i perioder med høy inflasjon, eller at mennesker har mer risikoaversjon i slike perioder.

Brunnermeier og Julliard (2008) har definert begrepet feilprising som avvik fra boligens fundamentale verdi. Her vil vi for ordens skyld påpeke at det er problematisk å bruke begrepene feil og korrekt verdi, da det vanskelig kan sies noe objektivt om en eiendels verdi. Her bør det også nevnes at bruken av ”fundamental verdi” defineres på ulike måter, hvor av noen mener at en boligs fundamentalverdi er nåverdi av fremtidige inntekter (Grytten, 2009), mens andre mener fundamental verdi bestemmes av tilbuds- og etterspørselsfaktorene som nevnes i denne oppgaven (Jacobsen og Naug, 2004). Uavhengig av bruken av begrepet, vil uansett poenget med oppgaven være å komme nærmere inn på hva som påvirker svingninger i faktorer som påvirker boligprisene, også kalt fundamentaler eller fundamentale faktorer (Larsen, 2013), og hvordan prisingen i boligmarkedet bør analyseres.

2.2.5. P/I-raten

I økonomisk teori bruker man sjelden begrepet P/I-raten, men heller om Balassa-Samuelson-effekten. Denne omhandlet opprinnelig at land med høy vekst i produktivitet også opplevde raskt voksende lønninger samt raskt voksende valutakurser (Balassa, 1964). Effekten har senere blitt benyttet til å se på ulikhet i pris på varer og tjenester fra et område til et annet innen samme land, der man ser at kjøpekraften varierer innad i landet (Dedu og Dumitrescu, 2010). Det er logisk å tenke seg at boligpriser øker når inntektene øker, og at økningen i boligprisene de siste 20 årene kan tilskrives en økning i gjennomsnittlig husholdningsinntekt. Her peker likevel Larsen (2013) på et meget viktig poeng: Hvis det er slik at dette er en meget viktig forklaringsvariabel – hvorfor har ikke andre ettertraktede goder, som biler og elektronikk, økt i samme takt? Det er her tilbudssiden igjen blir en viktig faktor. Tilbudet, særlig på elektronikk, har økt betraktelig de siste 20 årene, mens tilbudet på boliger snarere ser ut til å trenge i omvendt retning fra 2007, jamfør figur 9. I følge Norges Bank ble det bygget i underkant av 18 000 nye boliger i 2010, mens det var en økning på i underkant av 31 000 husholdninger samme år. Tabellen under viser differansen mellom antall fullførte boliger og økning i husholdninger fra 2002 til 2010, og vi ser tydelig at det har vært et underskudd på boliger i årene etter finanskrisen:

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Antall fullførte boliger	21 744	21 405	23 609	29 544	28 554	30 970	28 640	21 783	17 832
Økning i husholdninger	16 937	15 141	17 369	25 890	27 951	39 690	38 107	28 255	30 894
Differanse	4 807	6 264	6 240	3 654	603	-8 720	-9 467	-6 472	-13 062
Akkumulert diff ²	4 807	11 071	17 311	20 965	21 568	12 848	3 381	-3 091	-16 153

Figur 9: Antall fullførte boliger, økning i husholdninger og differanser (Molden, 2011).

Her er det meget viktig å påpeke at statistikken gjelder på nasjonalt nivå, og at vi dermed ikke får fremhevet det særlig store presset på Norges aller største byer. I etterkant av 2010 melder Boligprodusentenes Forening (30.01.2013) at det var noe vekst i antall boliger bygd fra 2011 til 2012, men at en vekst på 3,7 % er alt for lite sett i sammenheng med økningen i antall solgte boliger, som var hele 9,2 % høyere i 2012 enn i 2011 (Boligprodusentene, 2013).

Flere har benyttet P/E-raten og P/I-raten i forbindelse med boligpriser, blant dem er Himmelberg et al. (2005). I deres studie forsøker de å avgjøre om boligprisene i 46 større, amerikanske byer er fornuftige, basert på leiepriser i byene samt inntektsnivå. De beskriver blant annet at rater som eiepris-leiepris og pris-inntekt kan gi feil inntrykk, ettersom de ikke tar høyde for utviklingen i tidsserien og reelle, lange renter. I studien finner de at fra 1995 til 2004, stiger boligprisene i høyere grad enn leieprisene, men i de fleste byene var ikke dette nok til å beskrive boligprisene som overpriset.

2.2.6. Lognormal random walk og Brownsk bevegelse

I aksjeprisingsteori er det vanlig å anta at investorers avkastningskrav er konstant over tid, og dermed uavhengig av aksjens pris. Dette innebærer at man har samme forventning til aksjens relative avkastning, uavhengig av om den koster 10 kroner eller 50 kroner. I så fall kunne man, gitt ingen usikkerhet og ingen dividende, sagt at sammenhengen mellom en aksjes pris og tid er slik:

$$\Delta S = \alpha S \Delta t, \quad (2.6)$$

² Akkumulert differanse er beregnet av denne oppgavens forfattere, på bakgrunn av Moldens tall.

hvor α er det konstante avkastningskravet og S er prisen på den aktuelle aksjen. Gitt at Δt går mot uendelig, blir grenseverdien

$$dS(t) = \alpha S(t) dt \quad (2.7)$$

eller på relativ form:

$$\frac{dS(t)}{S(t)} = \alpha dt \quad (2.8)$$

Hvis vi integrerer mellom tidspunkt 0 og T får vi:

$$S_T = S_0 e^{\alpha T}, \quad (2.9)$$

hvor S_0 og S_T er aksjens pris på henholdsvis tidspunkt 0 og T . Ligning 2.10 viser, gitt ingen usikkerhet, at en aksjes pris vokser kontinuerlig med en ”hastighet” på α per tidsenhet.

Forutsetningen om ingen usikkerhet er imidlertid neppe holdbar. Det er rimelig å anta at også usikkerheten knyttet til avkastningen er konstant uavhengig av aksjens pris, det vil si at investor er like usikker på avkastningen uavhengig av om aksjen koster 10 kroner eller 50 kroner. Dette vil i så fall innebære at standardavviket til aksjeprisen innenfor en kort tidsperiode, Δt , burde være proporsjonalt til aksjeprisen:

$$dS(t) = \alpha S(t) dt + \sigma S(t) dz(t) \quad (2.10)$$

eller på relativ form:

$$\frac{dS(t)}{S(t)} = \alpha dt + \sigma dz(t). \quad (2.11)$$

Her representerer $z(t)$ en normalfordelt tilfeldig variabel som følger en prosess kalt Brownsk bevegelse (Hull, 2012), som innebærer at den beveger seg kontinuerlig over tid. Det vil si at variabelen uttrykker ”den kumulative summen av alle bevegelser etter t perioder” (McDonald, 2003, s. 632), og at det har vært et uendelig antall bevegelser før tidspunkt t , for alle verdier av $t > 0$ (McDonald, 2003). Ligning 2.12 er kjent som geometrisk Brownsk bevegelse, og er verdens mest brukte modell for aksjeprising (Hull, 2012). En geometrisk Brownsk bevegelse er lognormalt fordelt, det vil si at den tilhørende naturlige logaritmen til fordelingen er normalfordelt (McDonald, 2003).

Blant studier som viser til at boligprisindekser er lognormalt fordelt finner vi Ohnishi et al. (2010). De har studert prisene på boliger i Stor-Tokyo, for å se om disse er tilnærmet lognormalt fordelt, slik det ofte antas i empiriske studier av boligprisindekser. De finner at dette stemmer dersom boligprisene er justert for boligens størrelse, med unntak av enkelte perioder. Forfatterne mener at disse avvikene kan være avvik i fundamental verdi, og anser dem dermed som boligbobler.

2.3. Tilbud og etterspørsel i boligmarkedet

I en artikkel fra Samfunnsspeilet forklarer Larsen og Sommervoll (2004) hvordan de mener boligprisene genereres. Innledningsvis argumenteres det for at boligprisene på lang sikt er påvirket av kostnaden ved å kjøpe og bygge et nytt hus. Hvis etterspørselen i et marked av ulike årsaker skulle øke, vil man på kort sikt få et prispress hvor de med størst betalingsvillighet får seg bolig, mens de med mindre betalingsvillighet må vente på at nye hus føres opp. Når disse boligene over tid ferdigstilles vil tilbudet øke. Hvis det økte tilbudet klarer å imøtekomme etterspørselen vil markedet falle tilbake i en likevekt hvor boligprisene er lik oppføringskostnad pluss tomtepris. I en omvendt situasjon, hvor markedet har en lavere etterspørsel enn tilbud vil prisene forbli lavere enn teknisk verdi på lang sikt så lenge markedssituasjonen vedvarer. Nye boliger vil da ikke oppføres da det er dyrere enn å kjøpe i nåværende marked. Dette er deres forklaring på at til- og fraflytting, altså endringer i etterspørselen alene, endrer boligprisene innenfor en begrenset tidsperiode. I tillegg er det en geografisk begrensning for hvor stort tilbudet av boliger kan bli innenfor et gitt område, siden eiendomsareal ikke er kopierbart på lik linje med andre goder som kan masseproduseres. Politiske restriksjoner på fortetning, bygging i høyden og anvendbare arealer begrenser muligheten for økt tilbud ytterligere. Tomteverdiene tvinges derfor opp, slik at anskaffelseskostnaden for et nytt hus på ny tomt vil drives oppover.

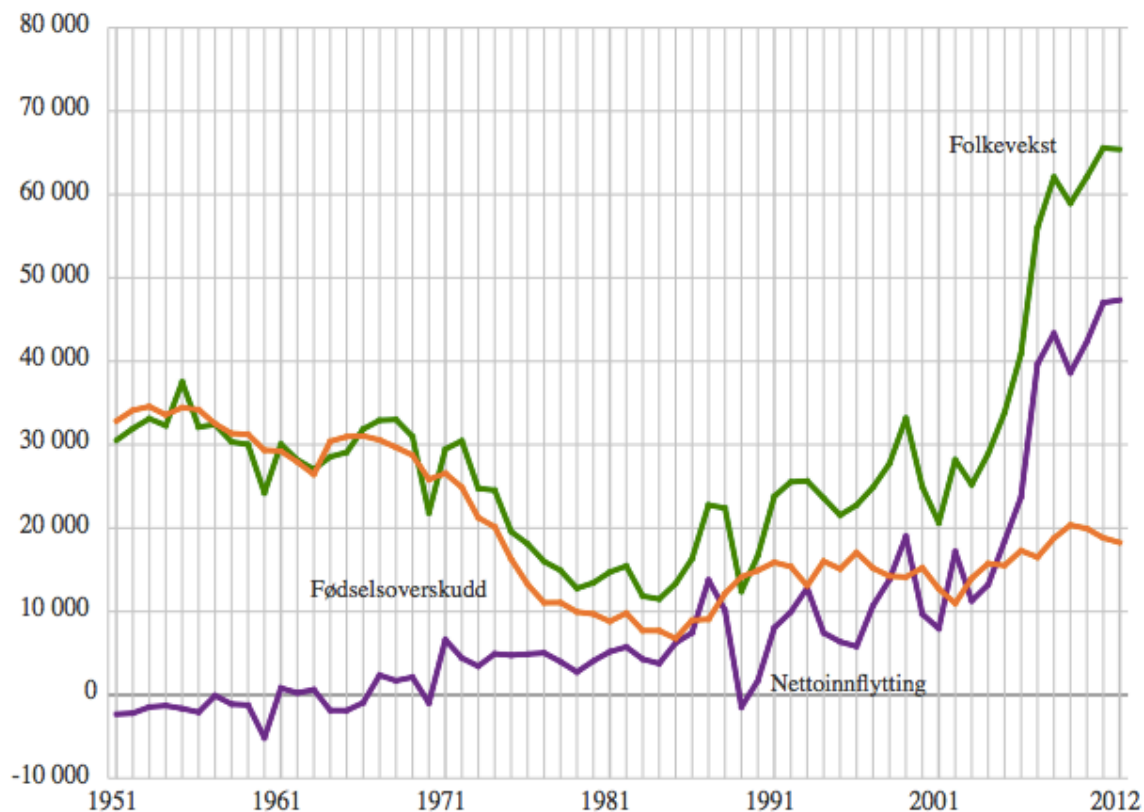
Menneskers smak, krav til standard, levestil og kultur endres også over tid. Dette er med på å endre våre krav til eksisterende boliger. Blant annet har husholdningene blitt mindre enn før, og det har skjedd en sentralisering til de store byene. Dette har flyttet noe av etterspørselen fra distriktene til byene, og fra store eneboliger til mindre leiligheter. Det er nå mer vanlig at også kvinnen i en familiehusholdning er yrkesaktiv, noe som har økt husholdningens totale inntekt og dermed økt betalingsvilligheten. Med høy utdanning kan det være vanskelig å få utnyttet

sin kompetanse i distriktet. Dette fremtvinger enda mer sentralisering og etterspørsel etter boliger i byene. I tider med høy sysselsetting vil det være flere som går inn for å kjøpe, og flere lån vil bli innvilget. Dette driver prisene oppover. I et motsatt tilfelle hvor færre ser seg råd til å kjøpe og færre får innvilget lån, vil etterspørselen falle og dra prisen med seg ned.

Røed Larsen og Sommervoll konkluderer med at boligmarkedet er komplekst, og påvirkes av mange faktorer. Rentenivå, lønnsnivå, arbeidsledighet, optimisme, pessimisme, urbanisering, og kulturendringer for å nevne noe. Det blir et spørsmål om flaks eller uflaks om man gjør en god investering, avhengig av om det i ettertid viser seg at man kjøpte bolig på et høyt eller lavt nivå, noe som kan gi konsekvenser for fremtidig levestandard. Vi vil nå se nærmere på noen av disse faktorene som Røed Larsen og Sommervoll mener har stor innflytelse på norske boligpriser.

2.3.1. Befolkningsutvikling

Siden 2001 har Norge hatt en relativt stor befolkningsvekst, hvor nettoinnflytting har vært en viktig årsak til dette. Fødselsoverskuddet er høyere enn det var en periode på 70- og 80-tallet, men vesentlig lavere enn på 50- og 60-tallet (SSB, 2013b).



Figur 10: Fødselsoverskudd, nettoinnflytting og folkevekst. Hele landet. 1951-2012 (SSB, 2013b)

Norges Bank er blant dem som mener befolkningsveksten er en viktig etterspørselsfaktor for de høye boligprisene: ”Boligbyggingen står ikke i stil til befolkningsveksten”, sier sentralbanksjef Øystein Olsen til økonomimagasinet E24 i 2011. Det påpekes videre at befolkningsveksten ikke hadde vært problematisk om vi ikke hadde hatt høye krav til levestandard. Andreassen peker blant annet på at vi er vesentlig færre mennesker per husholdning, og at vi i tillegg bor i større boliger enn tidligere. Sentralbanksjefen legger til at dersom vi ser til land som USA, kan boligprisen falle voldsomt uten at det har noe med befolkningsveksten å gjøre (Olsen og Andreassen, 2011).

2.3.1.1. Innvandring

I et staff memo, publisert av Norges Bank, ser Nordbø (2013) på den store befolkningsveksten Norge har hatt de siste årene grunnet innvandring, og hvordan dette påvirker norske boligpriser. Studien viser blant annet at i årene etter EU-utvidelsen (2004 til dags dato) har nettoinnvandring til Norge sørget for nærmere 1 % befolkningsvekst årlig, og at dette gjør at

boligprisene kan stige med opp mot 3 % når det kontrolleres for befolkningsutvikling og sysselsetting. Dette er veldig nært funn andre land har gjort i lignende studier (Degen og Fischer, 2010, Gonzalez og Ortega, 2009, Saiz, 2007). Alle disse studiene har funnet omtrent samme endring i prisøkning på boliger, i henholdsvis Sveits, Spania og amerikanske byer.

Nordbø sin studie (2013) viser tydelig at særlig Stavanger og Sandnes har opplevd størst inntektsutvikling og innvandring de siste årene, og Nordbø drar konklusjonen at oljeprisen har betydning for begge deler. Stavanger hadde ikke det samme prisfallet på boliger som resten av Norge i 2007, noe som skyldes mindre sensitivitet til fastlandsøkonomien. De senere årene har den geografiske fordelingen av prisvekst vært jevnt fordelt, med størst vekst der befolkningsvekst også har vært størst, det vil si storbyene (Finanstilsynet, 2013). I følge Statistisk Sentralbyrå er Norge et særlig gunstig land å innvandre til for jobbmuligheter om man har relativt lite utdanning, ettersom ”lønnsstrukturen i Norge er ganske sammenpresset”. Dette innebærer at forskjellen mellom lønninger for høyt utdannede og lavt utdannede er liten, og at Norge dermed har et ettertraktet arbeidsmarked for det som i mange andre land kan beskrives som lavtlønnede yrker. Yrker som krever lite eller ingen utdanning er mindre ettertraktet i den norske befolkningen, og arbeidsinnvandringen gjør at tilbudet av arbeidskraft sammenfaller med etterspørselen (SSB, 2013d).

Med utgangspunkt i kapittel 2.3 kan man slå fast at på kort sikt gir tilflytting høyere etterspørsel, som en følge av at tilflytterne har behov for bolig med det samme de flytter til det nye stedet, uten at tilbudet klarer å justere seg på kort sikt. Dette innebærer at man får et etterspørselspress, og at prisene stiger. Det samme må gjelde tilflytting fra utlandet, altså innvandring. Vi har i kapittel 2.2.2 se på Jacobsen og Naugs modell (2004). Denne modellen inkluderer ikke innvandring som en forklarende faktor for boligprisenes utvikling. Grunnlaget for at dette ikke er en egen forklaringsvariabel i modellen, kan komme av at innvandringen ikke skjøt ordentlig fart i Norge før vi åpnet landegrensene for arbeidsinnvandring, som en følge av EØS. Dermed blir en slik faktor mer interessant å se på for de aller siste årene – og tidsserien blir som følge for kort.

I følge Nordbø (2013) kan man både overdrive og undervurdere innvandringens påvirkning på norske boligpriser. På den ene siden kan man se det som sannsynlig at innvandringen er størst i områder med god økonomisk utvikling, der muligheter for høye lønninger og gode jobber er størst. På den andre siden kan det være slik at innvandrerne bosetter seg der man kan finne

billigere boliger, eller at befolkningen som er bosatt i et område flytter derfra, om innvandringen skulle bli særlig høy. Sistnevnte er tilfellet i en studie av Så (2011) fra Storbritannia, som viser til en negativ sammenheng mellom innvandring og boligpriser.

Nordbø avslutter med å peke på at boligprisene har økt med omkring 80 % på nasjonalt nivå fra 2003 til 2011, mens innvandringen i seg selv har bidratt til omtrent 5 % av befolkningsveksten i samme periode. Hvis det er slik at en økning i befolkning på 1 %, gitt av innvandring, skaper rundt 3 % vekst i boligprisene, kan ikke innvandring være den eneste drivkraften bak boligprisenes økning de siste årene (Nordbø, 2013).

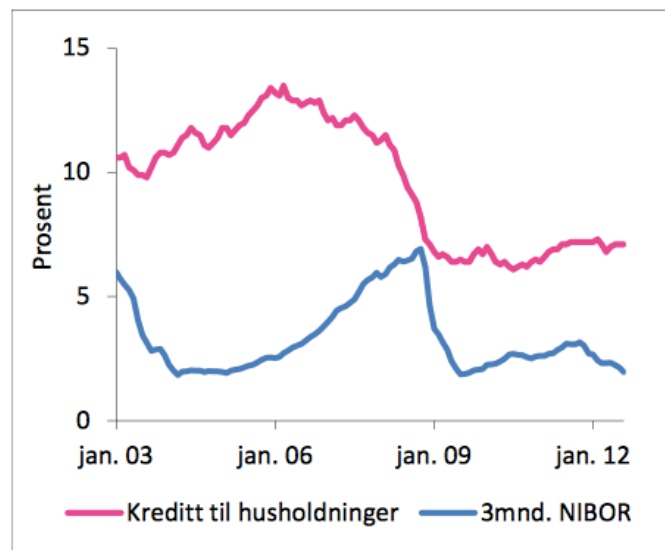
2.3.2. Rentenivå

Rentenivå ser ut til å være et fellestrekk mellom mange studier og ikke minst modeller for prising i boligmarkedet. Himmelberg et al. (2005) trekker frem renten som et viktig poeng for sammenligning av bokostnader fra et sted til et annet, og at renten dermed er den eneste økonomiske basisen for å kunne sammenligne boligpriser. Dette mener også Iacociello og Minetti (2002) – renten er den faktoren som, isolert sett, har størst påvirkning på boligpriser. De mener også å kunne påvise at pengepolitiske virkemidler har stor påvirkning på boligprisene, i den forstand at de studerte landene (Sverige, Finland og Storbritannia) har en tendens til å styre renten etter boligmarkedets situasjon. I følge Bouchouicha og Ftiti (2012) eksisterer det et langsiktig forhold mellom amerikanske og britiske boligpriser, og rente, inflasjon og sysselsettingsvekst. De mener, i likhet med Iacociello og Minetti (2002) å kunne påvise at rentenivået har stor innflytelse på boligprisene – og omvendt. Jacobsen og Naugs ECON-modell (2004) viser også til at renten er en meget tungtveiende faktor i deres feiljusteringsmodell.

2.3.3. Husholdningers inntekt og gjeld

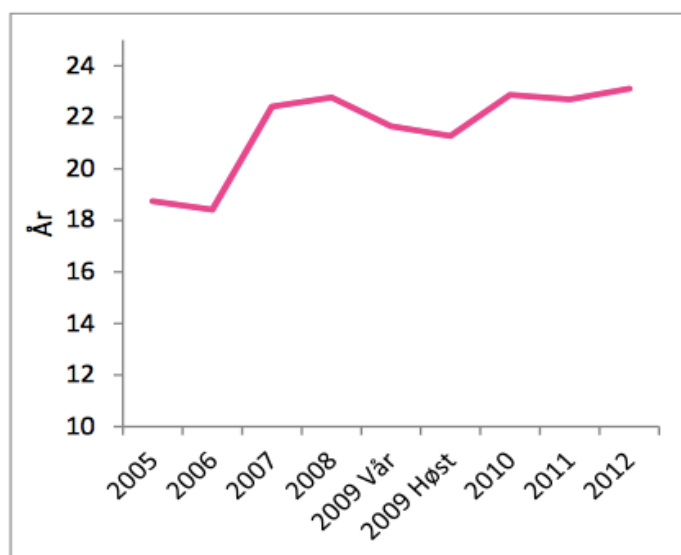
I følge Finanstilsynets årsmelding fra 2012 har husholdningers gjeld hatt en vesentlig økning de siste årene. Finanstilsynet mener dette i kombinasjon med høye boligpriser, kan utgjøre høy risiko for norsk økonomi på sikt. Utviklingen i husholdningers gjeld og utviklingen i boligpriser beskrives som sammenfallende, mens inntektsøkningen ikke er like stor. Grunnen til at dette utgjør en trussel for norsk økonomi, er at gjennomsnittshusholdningen vil bli hardere

rammet ved en økende arbeidsledighet eller lavere inntektsnivå, enn den hadde blitt om inntektsnivået var sammenfallende med boligprisutviklingen og gjeldsutviklingen.



Figur 11: Kredittvekst (t.o.m. august 2012) (Finanstilsynet, 2012a)

Årsmeldingen kommenterer også en økende bruk av avdragsfrihet på boliglån, samt lengre løpetid og høyere belåningsgrad enn tidligere, og at dette også er en risikofaktor for norsk økonomi. Grunnet denne utviklingen har Finanstilsynet i flere omganger strammet inn retningslinjer for bankers utlån, for å øke sannsynligheten for at norske husholdninger kan betjene sine lån (Finanstilsynet, 2012b).



Figur 12: Gjennomsnittlig løpetid (Finanstilsynet, 2012a)



Figur 13: Gjennomsnittlig kredittvekst (Finanstilsynet, 2012a)

Anundsen og Jansen (2011) mener at husholdningers gjeld og boligprisvekst har gjensidig, kausal påvirkning. Dette finner de ved å modellere en likevektsmodell, som viser at norske boligpriser og norsk husholdningsgjeld har gjensidig påvirkning, riktignok kun på lang sikt.

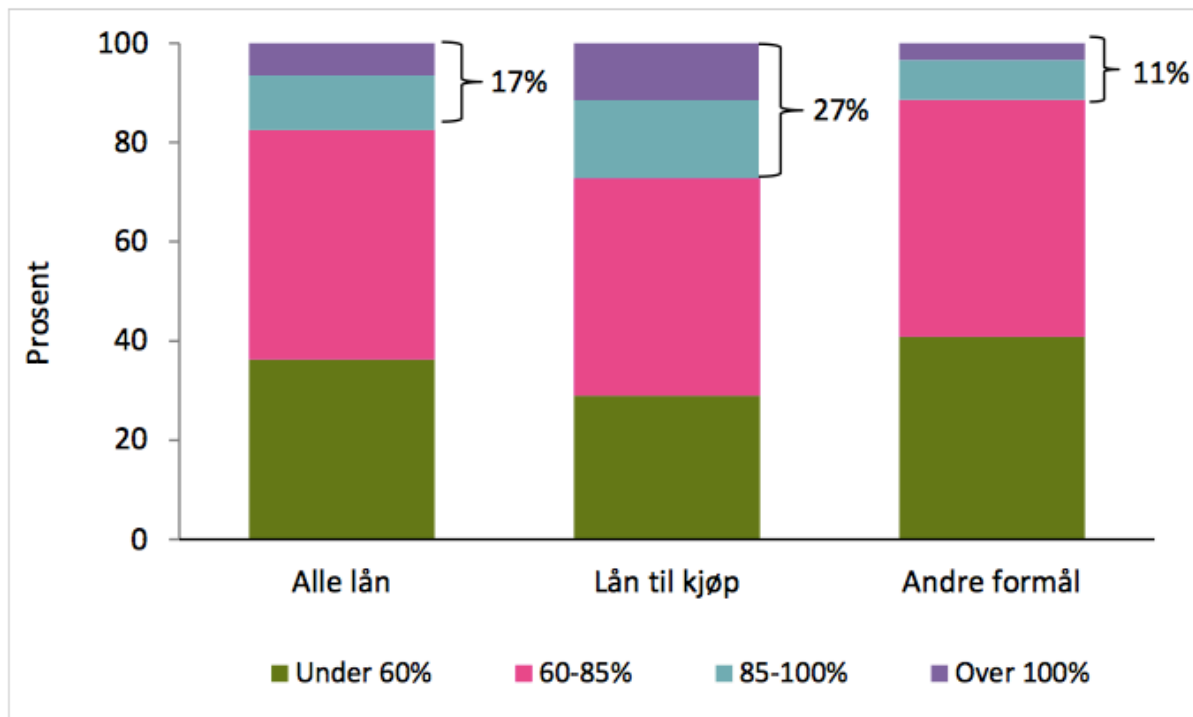
Det finnes utenlandske studier som underbygger påstanden om at kredittgjengselighet og boligpriser er sammenfallende. I studien "Assessing the Role of Income and Interest Rates in Determining House Prices" introduserer McQuinn og O'Reilly (2008) en teoretisk modell for boligprisenes utvikling basert på hvor stort tilbudet på utlån er fra kredittinstitusjoner. Dette

tilbudet avhenger av styringsrenten og gjennomsnittlig inntekt i landet, og modellen testes mot irske boligpriser. Studien finner at det eksisterer en langsiktig relasjon mellom irske boligpriser og den irske befolkningens evne til å betjene lån.

Borgersen og Sommervoll (2006) mener husholdningers økende gjeldsbelastning er spesielt urovekkende når det kommer til førstegangsetablererne. Førstegangsetablererne er i en spesielt vanskelig situasjon ved en eventuell renteoppgang, bortfall av arbeid eller inntektsredusering. Dette bunner i at førstegangsetablererne knytter opp all likviditet i boligen, og at denne likviditeten i seg selv er vesentlig mindre enn de som har vært på boligmarkedet noe lengre. Hvis man ser på kredittilgang som uavhengig, vil forventninger om fremtidig vekst i boligmarkedet øke tilbudet av kreditt, mens det motsatte vil være tilfellet dersom man forventer prisfall i boligmarkedet.

Borgersen og Sommervoll har sett på sammenhengen mellom antall førstegangsetablerere og utviklingen i boligpriser, samt yngre husholdningers totale gjeldsbelastning og utviklingen i boligpriser, og mener variablene henger nært sammen, sett over de siste 20 årene. Forfatterne mener også å se tendenser til at stadig flere førstegangsetablerere får privat finansiering av sine foreldre for å dekke egenkapitalbehovet, og at de yngre boligkjøpernes gjeld dermed er enda høyere enn statistikken tilsier, og også ofte overgår 90 % av boligens verdi. Dette beskrives som at "risikoen da er på sitt høyeste" (Borgersen og Sommervoll, 2006, s. 35).

Av figur 14 ser vi at 27 % av lån til kjøp av bolig hadde en belåningsgrad på mer enn 85 %. Videre hadde 12 % en belåningsgrad på mer enn hva boligen er verdt.



Figur 14: Porteføljen (for boliglån) fordelt på belåningsgrad og formål for lånet. Andel av antall lån (Finanstilsynet, 2012a)

Hele 43 % av lånene til unge låntakere under 35 hadde en belåningsgrad over 85 %, og i 19% av tilfellene var lånet større enn boligens verdi. Bankene oppgir at de har tatt høyde for at låntaker skal kunne betjene en renteøkning på 5 %, i tråd med Finanstilsynets retningslinjer (Finanstilsynet, 2012a).

Holly og Jones (1997) forsøker å få bedre oversikt over boligmarkedet ved å benytte en tidsserie fra 1939 til 1994, noe de mener er lengre enn hva som er vanlig i litteraturen. De undersøker hva som driver prisene i boligmarkedet i Storbritannia, med utgangspunkt i inntekt, demografi, rente og inflasjon. De finner at den viktigste faktoren for boligprisenes utvikling på tvers av landegrenser er inntekt. Videre viser studien at boligpriser har en tendens til å falle fortere tilbake til en form for likevekt når boligprisene er unormalt høye, enn hvis de er unormalt lave.

2.3.4. Byggekostnader

Vi har tidligere nevnt at studier viser at byggekostnader har en innvirkning på boligprisene (se kap 2.3), og i Norge har det vært diskutert om byggekostnadene er for høye. Block Watne-sjef uttaler til Dagens Næringsliv i august i år: ”Byggekostnadene er sammen med den såkalte tomtebelastningen én av de store prisdriverne.” Kvinge et al. (2012) reflekterer rundt nye tekniske forskrifter og byggforskrifter i et NIBR-notat fra 2012, hvor særlig TEK10 belyses – ettersom dette til nå er den ”strengeste” tekniske forskriften. Disse forskriftene er statlige krav, men kommunene er også i stand til å sette egne, bestemte krav, som blant annet at boligkomplekser skal ha boliger av ulik størrelse, eller at leiligheter ikke kun skal ha vinduer i en himmelretning. De statlige kravene gjør blant annet at det kreves større bad, bedre ventilasjon, mer miljøbevisst bygging og ikke minst rullestolvennlige boliger. Alt dette er med på å dra byggekostnadene oppover. Spørsmålet er hvor mye dette påvirker kostnaden, og om dette innebærer at det blir bygget færre boliger. I stor grad vinkler forfatterne dette inn mot storbyene, der presset på boligmarkedet er størst, og prisene er høyest.

Kvinge et al. (2012) har intervjuet fire representanter fra byggebransjen, for å få deres synspunkt på byggekostnader og lovverket. Generelt sier bransjen at det særlig er byggegrunn – det vil si tomtene – som utgjør den store kostnaden i storbyene. I lengre tid har de større utbyggerne kunnet benytte tomter de kjøpte seg før den virkelige store prisstigningen inntok byene, og landet generelt, men når tomtebanken deres er tom, står de ovenfor en større utfordring. Videre beskrives markedet for de minste leilighetene i de største byene som bunnløst, og at det er denne typen boliger som genererer størst profitt for utbyggerne. Dermed beskrives særlig forskrifter som innebærer større areal per boligenhet som de mest kostbare, ettersom etterspørselen etter små boliger er meget høy, da spesielt i Oslo. Som følge av at disse leilighetene har en så ekstremt stor etterspørsel er det disse som selges først, og som dermed garanterer at prosjektet ferdigstilles. I tillegg beskriver informantene fra byggebransjen at en del av profitten fra salg av de små leilighetene gjerne benyttes for å ha råd til å bygge de større leilighetene i samme kompleks.

Grunnlaget for at etterspørselen etter de små boenhetene er særlig stor, begrunnes i at kjøpegruppen er mangfoldig. Her finner vi interessenter som de unge i etableringsfasen, voksne som kjøper leilighet til barn eller barnebarn, voksne som ønsker leiligheten som utleieobjekt eller investeringsobjekt, samt investeringselskaper. Alt i alt kan nye tekniske forskrifter være

med på å redusere inntekten fra salg av denne typen boliger, som dermed gjør at det blir vanskeligere å ferdigstille prosjektet, og dette ”kan medføre reduksjon i totalt antall prosjekter som kan finansieres og igangsettes” (Kvinge et al., 2012, s. 12). Det er særlig viktig å poengtere at dette enda ikke er bevist, da tall for byggekostnader i 2013 ikke vil være offentlige før våren 2014, og at det er denne statistikken som eventuelt kan vise om TEK10 medfører større kostnadsendringer for boligbyggerne. Så langt har ikke forfatterne funnet at overgangen fra TEK97 til TEK07, har medført signifikant høyere byggekostnader. Til en viss grad påpeker også informantene i studien at utvikling i tekniske forskrifter kan ha positive effekter for bransjen, som for eksempel at det blir nødvendig å tenke nytt, og ikke minst mer miljøvennlig.

Studien stiller videre det meget interessante spørsmålet: ”Er reduserte kvalitetskrav løsningen på boligproblemet?” (Kvinge et al., 2012, s. 12). Her setter forfatterne fokuset i stor grad på økning i tomtepriser, og at disse utgjør en stor del av veksten i boligpriser. Det vi vet med sikkerhet er at kostnadene for å bygge bolig er økende, og at de i 2012 var 40 % høyere enn i 2005. Det påpekes at studien ikke har kommentert prisøkning på arbeidskraft de siste årene, og hvor vidt dette er en faktor av betydning for kostnadsøkningen på boligbygging.

2.3.5. Oppsummering av tilbud og etterspørsel

Befolkningsutvikling (+), rentenivå (-), inntekt(+) og tilgang på gjeld (+) er altså det som i litteraturen trekkes frem som viktige etterspørselsdrivere. Tilbudet er i hovedsak drevet av byggekostnader og tilgang på tomteareal. Vi kommer i påfølgende kapittel til å se at flere av disse faktorene tas i bruk i ulike prisingsmodeller. Deretter følger vi opp med å foreslå en alternativ tilnærming til prising i boligmarkedet.

2.4. En alternativ tilnærming

Til tross for relativt lav boligbygging og stadig økende befolkning i Norge, ser det ikke ut til at den enorme prisstigningen kun kan begrunnes i faktorene som til nå er beskrevet i denne oppgaven. Jacobsen og Naug (2004) kom i sin boligprismodell frem til at husholdningenes forventning til egen og landets fremtidige økonomi spiller en rolle for boligprisen. Kan selvoppfyllende profeti være en forklaring på den enorme prisveksten de siste 20 årene? Privatøkonom i Sparebank 1 SMN, Endre Jo Reite, uttalte til adressa.no at han mener nettopp dette: ”Det blir en selvoppfyllende profeti. Når folk forventer at prisene skal opp, strekker alle

seg litt lenger. Det er ikke lenger et spørsmål om hvorvidt, men hvor mye og hvor fort prisene skal stige” (Sved, 2012).

En forventningsvariabel, slik Jacobsen og Naug viser i sin ECON-modell (2004), benyttes også av Anundsen og Jansen (2011). De finner at menneskers forventning om økonomisk utvikling har signifikant påvirkning på boligprisene i Norge. Dette påviser de også videre, ved å utsette en likevektsmodell for sjokk. Her finner de at slike sjokk har ”selvforsterkende effekter” (Anundsen og Jansen, 2011).

Flere har spekulert i om dette er tilfellet – blant dem er Erling Røed Larsen. I en boligmelding fra 2013 studerer han hva som driver boligprisene, og i likhet med veldig mange andre peker han på faktorer som inntektsutvikling, byggekostnader, befolkningsvekst og sentralisering, samt rentenivået. Larsen mener at disse faktorene alene ikke er nok til å forklare den formidable veksten vi har sett de siste to tiårene, og det er da han kommenterer adferdsøkonomi og at menneskers forventninger kan være en ytterligere forklaringsvariabel. ”Adferdsøkonomi dokumenterer at noen danner sine prisforventninger ved å se på historisk utvikling” (Larsen, 2013). Han mener dermed at om mennesker forventer ytterligere boligprisvekst som følge av at vi historisk sett har hatt enorm boligprisvekst, kan dette være en reell årsak til at vi investerer ytterligere i bolig, og at dette til syvende og sist ender opp som en selvoppfyllende profeti. Sjefsøkonom i Nordea Markets, Steinar Juel uttaler seg også om dette fenomenet. Til Dagens Næringsliv (2013) sier han ”dersom vi får flere måneder med slikt prisfall (et prisfall som ligner september og oktober 2013, anm.), risikerer vi at det påvirker folks forventninger, at den negative prisutviklingen blir en selvforsterkende effekt”.

Lauvsnes (2013) argumenterer for muligheten for et gjensidig påvirkningsforhold mellom forventninger og utfall som årsak til persistens i vekstrater. Det vil si at feilleddet i likevektsrelasjonen³ mellom forventninger og utfall må være stasjonært med gjennomsnitt lik null, og dermed at forventninger i gjennomsnitt blir korrekte. Dette mener han er et viktig element som teorien om rasjonelle forventninger ikke tar hensyn til.

Tradisjonell økonomisk teori har antatt at alle markedsaktører opptrer på spesifikke måter som gjør hypotesen om markedseffisiens gjeldende. I dette ligger det blant annet at vi mennesker er

³ Likevektsrelasjonen omtales nærmere under 3.4.2.

fullkomment rasjonelle i våre økonomiske beslutninger, samt at vi er utelukkende egeninteressert. Adferdsøkonomi ser ut til å delvis forkaste denne teorien, til fordel for en teori om at mennesket er begrenset rasjonelt, samt opptatt av blant annet moralske hensyn. Empiriske undersøkelser viser til at vi generelt har problemer med å motstå for eksempel impulsivitet, og at vi er dårlig på å skille mellom ulike grader av risiko (Cappelen og Tungodden, 2012). Ut over dette kommenterer Laibson (1997) at vi ser ut til å ha dynamisk inkonsistente preferanser, som innebærer at vi til stadighet avviker fra våre opprinnelige planer om for eksempel sparing, til fordel for forbruk i dag. Med andre ord mener han at mennesket ikke ser ut til å være perfekt rasjonelt, slik tradisjonell økonomisk teori har antatt. Videre skriver Nygaard (2012) at mennesket har en tendens til å unngå å prosessere informasjon, hvor av vi heller foretrekker snarveier som tommelfingerregler for å nå en beslutning. Vi mennesker ser ut til å ha ulike begrensninger, hvor av begrenset hukommelse, irrasjonelle preferanser og beslutningstaking basert på følelser ser ut til å spille inn i vår økonomiske adferd (Nygaard, 2012).

I denne oppgaven, der boligprisindeksen er gjenstand for analyse, er det helt vanlige mennesker som påvirker vårt datagrunnlag, gjennom sine boligtransaksjoner. Dermed er det mennesker som kan opptre irrasjonelt som også bidrar til utviklingen, og det er dermed grunnlag for å anta at boligmarkedet ikke er å anse som effisient.

Vi vil videre i vår oppgave bevege diskusjonen om boligmarkedets prising mot en eksplorativ tilnærming om at boligmarkedet oppfører seg som konjunktursvingninger, som forsterkes av menneskers forventning til markedets videre utvikling.

2.4.1. Konjunkturer

Økonomien i moderne markeder går i oppturer og nedturer hele tiden. Graden av oppgang og nedgang, samt varigheten på opp- og nedgangsperiodene varierer. Dette gjentakende mønsteret har fått betegnelsen konjunktursvingninger (Bodie et al., 2011). Konjunkturen reflekterer den økonomiske situasjon i et land, en gruppe land eller en bransje. I en høykonjunktur er økonomisk aktivitet høyere enn i lavkonjunktur. På grunn av den kraftige avhengigheten mellom aktørene i de forskjellige markedene vil en nedgangstid fort spre seg. Utviklingen viser seg tidlig i aksjepriser, råvarepriser og lignende, og slår etter hvert også ut i sysselsetting og

produksjon (Stoltz, 2009). Konjunktursvingninger innen et land måles vanligvis ved svingninger i bruttonasjonalprodukt (Dedekam jr, 2006).

Foldvary (1991) mener at boligmarkedet har en signifikant kausal effekt på konjunktorene. Opprinnelig var dette en teori Henry George ([1879] 1935) beskrev, datert helt tilbake til 1879, og Foldvary har med empiriske undersøkelser ikke vært i stand til å avvise at samme teori også gjelder i 1991. Med bakgrunn i det skriver han at konjunkturteori er ufullstendig dersom den ikke inkluderer boligmarkedets rolle.

Lee (2011) snakker om egne konjunkturer for bare boligmarkedet. Han har hatt erfaring og kontakt med omtrent fem hundre virksomheter innenfor bolig og eiendom de siste tretti årene. Han mener at boligmarkedet følger et tårsmønster, mer eller mindre. Denne perioden påvirkes selvfølgelig av politiske, globale og regionale påvirkninger, hvor terrorangrepene i USA den 11. september trekkes frem som et eksempel på noe som utsatte en oppgangskonjunktur med rundt 12 til 18 måneder.

2.4.1.1. Boligbygging og konjunkturer

En masteroppgave skrevet av Aarnes (2012) ser på sammenhengen mellom boligbygging og konjunktursvingninger. For å komme frem til en konklusjon anvendes korrelasjonskoeffisienter på relevante tallmaterialer. Bruttonasjonalprodukt representerer konjunktursvingningene, og antallet fullførte boliger representerer boligbygging. I tillegg ser hun på boligprisindeksen, konsumprisindeksen og sysselsetting. Hun kommer frem til at boligbygging er signifikant positivt korrelert med konjunktorene.

I likhet med Aarnes (2012), mener også Leamer (2007), at boligbygging påvirker konjunktursvingninger. Han diskuterer sammenheng mellom både volumet av boliger og boligpriser i sammenheng med konjunkturer, og mener volumet direkte påvirker bruttonasjonalprodukt. Dette begrunnes i at boligbygging skaper produksjon, i form av jobber innen byggebransjen, samt høyere etterspørsel etter analytikere, rådgivere og prosjektutviklere, for å ferdigstille boliger. Leamer (2007) diskuterer videre ulike scenarioer der pris kan gi utslag, hvor han finner at husholdningers kredittilgang, som beskrevet i kapittel 2.3.3, kan gjøre utslag. Dette skjer i form av at en prisøkning på boligen din, gir deg mulighet til å låne mer penger med pant i boligen, og dermed økes det generelle forbruket i samfunnet. Dette gir videre

økt etterspørsel etter varer og tjenester, som gir økende produksjon og dermed også sysselsetting. Dermed knytter Leamer (2007) både tilbuds- og etterspørselsfaktorer, som vi tidligere har vist er relevante for norske boligpriser, opp mot konjunkturer.

2.4.1.2. *Befolkningsvekst i lys av konjunkturer*

Som beskrevet i delkapittel 2.3.1 har befolkningsvekst en påvirkning på boligprisene, ettersom høy nettoinnvandring skaper et umiddelbart press på boligmarkedet. Vi har sett at befolkningsveksten har steget kraftig de siste årene, som følge av flere og flere arbeidsinnvandrere. I følge Nordbø (2013) stammer den høye arbeidsinnvandringen til Norge fra gode muligheter for arbeid og høye lønninger. Men hva er grunnen til at Norge har disse høye lønningene og stadig økende etterspørsel etter arbeidskraft? Gjelsvik (2013) begrunner dette i økende velstand. For å forstå dette bedre må vi se nærmere på hva som legges i begrepet velstand.

I følge Stortingsmelding nummer 30 måles velstand som summen av offentlig og privat forbruk, og velstandsutvikling bestemmes av faktorer som yrkesdeltaking, utvikling i produktivitet, oljeprisen og avkastning på investeringer, hvor avkastning på landets investeringer i stor grad består av avkastning på petroleumsfondet. Summen av offentlig og privat forbruk er en del av samlet BNP, gitt likevektsbetingelsen (Dedekam jr, 2006). I dette ligger det at økende velstand skaper større etterspørsel etter varer og tjenester, som videre skaper økende etterspørsel etter arbeidskraft. En økende etterspørsel etter arbeidskraft gjør Norge attraktivt for arbeidsinnvandrere, og dermed får vi en økende befolkningsvekst. Denne befolkningsveksten er en av faktorene som er beskrevet som viktig for vekst i boligpriser.

I følge Finanstilsynet (2013) har man sett at nettoinnvandring påvirkes av et lands økonomiske situasjon. Irland er et eksempel på et land som gikk fra å ha en stor nettoinnvandring under gode økonomiske forhold, før finanskrisen inntraff og landet gikk inn i en nedgangskonjunktur. Fra 2007 til 2010 gikk Irland fra å ha relativt stor nettoinnvandring til nettoutvandring, noe som tyder på at arbeidsinnvandring er avhengig av gode økonomiske utsikter (Finanstilsynet, 2013). For første gang på fem år ser man nå at boligprisene i Irland stiger. Fra juni 2012 til juni 2013 har boligprisene steget med 1,2 %, selv om nivået fortsatt bare er halvparten av det det var før krakket i 2007. Dette gjør at økonomien fortsatt går langsomt (NTB, 2013).

2.4.1.3. Rentenivå og konjunkturer

Makroøkonomisk teori sier at rentenivået har påvirkning på konjunkturer, ettersom rente påvirker bruttonasjonalproduktet. Steigum (2004) modellerer faktorene konsum og investering i generalbudsjettlikningen (likevektsbetingelsen) slik:

$$Y = C + I + G + NX \quad (2.12)$$

hvor

$$\begin{aligned} C &= a(Y - T) - nr + b, & 0 < a < 1, & \quad n, b > 0 \\ I &= vY - hr + e, & v, h, e > 0 \end{aligned}$$

Av dette får vi at

$$Y = \frac{1}{1 - a - v} [b + e - r(n + h) - aT + G + NX] \quad (2.13)$$

hvor

Y – Bruttonasjonalprodukt

C – privat konsum (konsumfunksjonen privat)

I – privat realinvestering (investeringsfunksjonen)

G – offentlige utgifter til varer og tjenester (konsumfunksjonen offentlig)

NX – netto eksport (netto eksportfunksjonen), der

r – rente

a – marginal konsumtilbøyelighet

n, v, h – koeffisienter

b, e – konstantledd

Av dette ser vi at det er et negativt forhold mellom rente og bruttonasjonalprodukt (Steigum, 2004) i likhet med rentens forhold til boligprisene, jfr. kapittel 2.1 (Historisk utvikling i det norske boligmarkedet). Gjennom renten kan pengepolitikken være med på å regulere og begrense konjunktursvingningene (Bodie et al., 2011). Man kan også se for seg at disse faktorene har gjensidig påvirkning på hverandre, slik Iacociello og Minetti (2002), samt

Bouchouicha og Ftiti (2012), viser til i sin studie. Dette antyder i så fall kointegrasjon mellom boligmarkedet og pengepolitikk.

2.4.1.4. Inntektsnivå

Etter en periode med høykonjunktur, altså relativt høy BNP, vil et lønnspress kunne svekke norsk konkurranseevne og vi kan da havne i en nedgangskonjunktur. Da faller prisen på arbeidskraft, det vil si husholdningens inntekt (Böhmer og Hagen, 2002). I figur 4 av Jacobsen og Naug (2004) ser vi at dersom inntekt faller, vil dette påvirke modellens forventning til boligpris. Av dette forstår man at det gjennom inntektsnivå, isolert sett, foreligger en positiv sammenheng mellom boligpris og konjunkturer.

2.4.1.5. Boligpriser og konjunkturer

Vi kan oppsummere en sammenligning mellom faktorer som påvirker boligprisene og faktorer som påvirker bruttonasjonalprodukt på følgende måte:

- Sysselsetting
 - Høy sysselsetting skaper høyt produksjonsnivå, som igjen skaper vekst i BNP.
 - Høy sysselsetting skaper bedre økonomiske utsikter for husholdninger, som skaper større press på boliger, og dermed høyere boligpriser.
- Arbeidsinnvandring
 - Høy grad av arbeidsinnvandring skaper høyere produksjonsnivå, ettersom arbeidsinnvandringen fyller arbeidsplasser som ellers ville stått ledig.
 - Høy grad av innvandring skaper etterspørselspress på boligmarkedet, som igjen skaper høyere priser (se kapittel 2.3.1.1).
- Kredittilgang
 - Høy kredittilgang skaper større etterspørsel etter varer og tjenester, som igjen skaper vekst i BNP.
 - Høy kredittilgang gjør det enklere å komme inn på boligmarkedet, og skaper dermed høyere etterspørsel etter eieboliger. Dette presser prisene opp. Høy kredittilgang kan stamme fra vekst i boligpriser, som gjør at husholdninger øker sitt generelle forbruk, og dermed påvirker BNP.
- Boligbygging
 - Boligbygging forekommer når boligprisene er høye i forhold til byggekostnadene.

- Bygging av nye boliger skaper flere arbeidsplasser, som igjen er en del av verdiskapning. Byggingen skaper også realinvesteringer, og begge disse faktorene skaper vekst i BNP.
- Husholdningers inntekt
 - Vekst i husholdningers inntekter, som følge av generell vekst i velstand, skaper vekst i BNP, gjennom høyere forbruk.
 - Vekst i husholdningers inntekter presser opp etterspørselen etter boliger, som skaper et høyere prisnivå på boliger.
- Renteendringer
 - Renteendringer forandrer vårt forbruksmønster, samt villighet til å investere. Dette påvirker bruttonasjonalprodukt.
 - Renteendringer forandrer vår villighet til å ta opp større lån for kjøp av bolig. Dette endrer etterspørselen etter boliger, og dermed også boligprisene.

Med utgangspunkt i disse punktene, anser vi faktorer som påvirker boligprisene til å være faktorer som også påvirker BNP, og dermed også konjunktorene. Dermed er det rimelig å anta at endringer i boligprisene i en langsiktig tidsserie oppfører seg på samme måte som nasjonale konjunktursvingninger. En konjunkturendring kan være knyttet til en finansiell krise, slik man så i Europa i den siste finanskrisen, eller det kan komme av et politisk skifte som har større økonomiske konsekvenser (Hamilton, 1989).

2.5. Hvem har gjort lignende studier tidligere?

Som nevnt innledningsvis ønsker vi å se nærmere på hvordan boligprisdata kan analyseres ved bruk av regimeskiftende modeller. Vi vil nå se på noen studier fra Storbritannia, USA og Frankrike som har benyttet slike modeller for analysing av boligmarkedet tidligere.

2.5.1. Maitland-Smith og Brooks (1999)

I 1999 gjorde Maitland-Smith og Brooks en studie der de så på næringseiendommers avvik fra normalfordeling. De mener at lineære regresjoner, som er avhengig av stasjonære data, ikke tar høyde for de ikke-stasjonære egenskapene ved datamaterialet. Tidligere har ofte priser på eiendommer og andre eiendeler vært testet som om de tilhører en normalfordeling, ved å benytte ulike versjoner av lineær regresjon. Maitland-Smith og Brooks har benyttet en to ulike

regimeskiftende modeller, en TAR-modell (Threshold Autoregressiv) og en Markovskiftende modell. Dette er begrunnet i at både Markovskiftende modeller og TAR-modeller åpner for å fjerne antakelsen om at avkastning på eiendeler (return on assets) stammer fra en enkelt tilstand, eller et regime, med konstante parametere, slik lineære regresjoner gjør.

Forfatterne konkluderer med at både TAR-modellen og en Markovskiftende modell med to tilstander passer prisdata for næringseiendom godt, og at modellene derfor forklarer viktige trekk ved tidsseriene. I studiens konklusjon trekkes det frem at det eksisterer både positive og negative sider ved denne ulikheten mellom modellene, men at det ses på som en fordel at regimeskiftende modeller har den egenskapen at man kan generalisere den ved å inkludere en vektor av andre variabler – slik som eksempelvis lånerente.

2.5.2. Maurin, de Palma og Picard (2012)

En fransk studie utgitt i 2012 av SustainCity (Maurin, de Palma og Picard), har sett på boligpriser i Ile-de-France fra 1991 til 2006. Ile-de-France er en ekspansjon av Paris, som innebærer at større boligområder i utkanten og utenfor Paris inkluderes i studien. Studien bygger på kvartalsvis boligpriser per kvadratmeter, utarbeidet av INSEE – det franske institutt for statistikk – hvor disse prisene er justert for ulike boligegenskaper.

Metodisk har studien valgt å benytte to ulike modeller, autoregressiv, hedonisk regresjon og regimeskiftende modeller, for å avgjøre hvilken modell som passer dataene best. På denne måten kan man si noe om hvilke utviklinger det er naturlig å se videre i dette markedet. Studien gjør flere analytiske grep. I første omgang ser forfatterne på korrelasjon mellom det de kaller ”départements” – ulike områder i Ile-de-France. Korrelasjonsmatrisen viser høy korrelasjon mellom alle de ulike områdene, og de konkluderer derfor med at det er sannsynlig at det er de samme underliggende faktorene som påvirker boligprisene i de ulike områdene. Når det gjelder estimering av den regimeskiftende modellen, viser det seg at tre av områdene i Ile-de-France ikke har en tilstand med negativt gjennomsnitt. Forfatterne begrunner dette i at disse tre områdene kun har 60 tilgjengelige observasjoner totalt, og dermed ikke har observasjoner tilbake til forrige ”boligkrise”, på slutten av 80-tallet/starten av 90-tallet. Totalt har studien data fra seks områder med kun 60 observasjoner, og med bakgrunn i at tre av disse områdene ikke har en tilstand med negativt snitt, velger forfatterne i fortsettelsen å kun se på områdene med 79 observasjoner eller flere. For disse områdene konstruerer de en felles regimeskiftende modell,

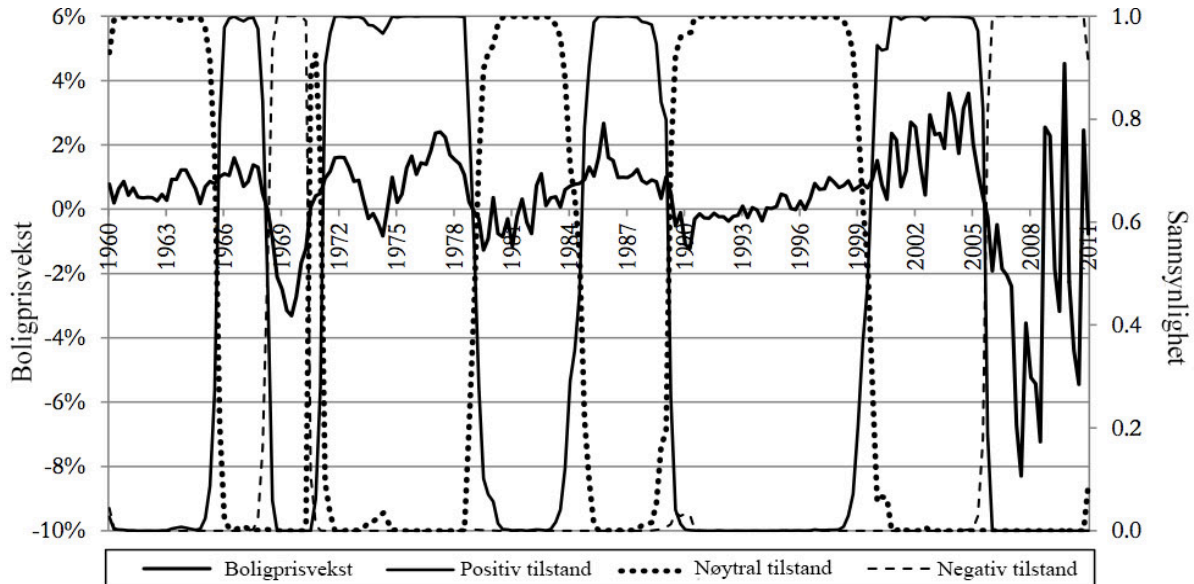
for å oppnå felles overgangssannsynligheter. Det er disse sannsynlighetene som forteller oss hvor sannsynlig det er å bli i en tilstand, og hvor sannsynlig det er å gå fra en tilstand til en annen. I studien kommer de frem til at det er større sannsynlighet for å bli i en positiv tilstand, enn det er for å bli i en negativ tilstand, og at sannsynlighetene for å bevege seg fra en tilstand til en annen er meget liten (2 % fra den positive til den negative tilstanden og 7 % fra den negative til den positive tilstanden). I den regimeskiftende delen av analysen konstruerer forfatterne en siste modell – en regimeskiftende modell med en eksplisitt variabel. De tester korrelasjon for ulike variabler, blant annet den franske aksjeindeksen, men det er kun utlånsrenten som gir statistisk signifikans. Denne modellen gir også to tilstander, men med et noe ulikt utfall når det kommer til overgangssannsynlighetene. Her viser det seg at utlånsrenten har innvirkning i den positive tilstanden, ved at en nedgang i utlånsrenten fører til en økning i boligprisindeksen. Den gir også en større sannsynlighet for å gå fra den negative til den positive tilstanden, mens det blir mindre sannsynlig å gå fra den positive til den negative tilstanden.

Studiens konklusjon viser at regimeskiftende modeller i større grad klarer å fange opp strukturelle endringer i boligmarkedet, enn autoregressiv, hedonisk regresjon. Når man benytter indekser som er regulert for viktige egenskaper som gjør boliger til heterogene produkter, slik INSEE-indeksene gjør, gir modellen bakgrunn for å identifisere raskt skiftende regimer. Når modellen benyttes i sammenheng med lånerenten, mener forfatterne at dette bekrefter deres konklusjon – nettopp at regimeskiftende modeller er best egnet for analysering av datamaterialet.

2.5.3. Nneji, Brooks og Ward (2013)

Nneji et al. (2013) har studert boligmarkedet i USA fra 1960 til 2011 med utgangspunkt i en regimeskiftende modell. Forfatterne stiller spørsmål om hvorvidt markedet er mer sensitivt for økonomiske endringer i positiv og negativ tilstand. Videre spør de seg hvilke faktorer som har størst påvirkning på markedet i hver tilstand. Faktorene de har valgt ut er korte renter (US Treasury bills), rentedifferanse (lange renter minus korte renter), disponibel inntekt og inflasjon (konsumprisindeksen). Til slutt spørres det om det vil være mulig å påvirke markedet til å bevege seg ut av negativ tilstand.

Ved hjelp av informasjonskriteriene Akaike, Hannan-Quinn, Schwartz har de beregnet det antallet regimer som egner seg best til det kvartalsvise datamaterialet. Valget falt på tre regimer som de kaller ”boom”, ”steady-state” og ”crash”. Vi bruker begrepene positiv, nøytral og negativ tilstand.



Figur 15: Boligprisendringer og tilstandene.

Kilde: Nneji, Brooks og Ward (2013)

Modellen kommer frem til en tilstandsfordeling som vist i figur 15. Vi ser at tilstandsgrafene er oppe på sannsynlighetsnivå lik 1 hver sin gang, noen oftere enn de andre. Spesielt nøytral tilstand markerer seg med sannsynlighet 1. Negativ tilstand inntreffer kun to ganger i løpet av perioden.

Modellen gir oss også en sannsynlighetsmatrise som forteller oss sannsynligheten for å gå fra en tilstand til en annen (eller bli i samme tilstand) i neste periode. Matrisen i denne studien ser slik ut:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & P_{13} \\ P_{21} & P_{22} & P_{23} \\ P_{31} & P_{32} & P_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,953 & 0,025 & 0,039 \\ 0,047 & 0,951 & 0,000 \\ 0,000 & 0,024 & 0,960 \end{bmatrix} \quad (2.14)$$

hvor 1 = Nøytral tilstand, 2 = Positiv tilstand og 3 = Negativ tilstand.

Av denne matrisen kan vi lese at dersom det amerikanske boligmarkedet befinner seg i nøytral tilstand (1) er det 95,3 % sannsynlighet for at de blir værende i samme tilstand i neste periode. Tilsvarende er det 95,1 % og 96 % sannsynlighet for henholdsvis positiv (2) og negativ (3) tilstand. Negativ tilstand er med andre ord den mest vedvarende tilstanden. Sannsynligheten for å gå fra negativ til nøytral tilstand, og fra positiv til negativ tilstand er beregnet til å være null.

Disse sannsynlighetene lar forskerne komme frem til en forventet varighet (ED, expected duration) av tilstandene via følgende formel:

$$ED = \frac{1}{1 - p_{ii}} \quad (2.15)$$

Med andre ord kan positiv og nøytral tilstand forventes å vare i 20 og 21 perioder (kvartal), hvilket utgjør 5 år, mens negativ tilstand er estimert til 25 perioder, altså litt over 6 år.

For å besvare det første spørsmålet om hvilke faktorer som påvirker prisveksten for boliger har de ved hjelp av tidsserieregresjon funnet standardiserte koeffisienter til hver forklaringsvariabel, hvorav omtrent halvparten av alle koeffisientene kommer ut som statistisk signifikante (10% eller bedre). Forfatterne skriver at kort rente gjør klart størst utslag i nøytral tilstand. Endring i rentedifferansen har kun påvirkning i positiv tilstand, mens inflasjon har innvirkning i positiv og nøytral tilstand. Disponibel inntekt har positiv innvirkning kun i nøytral tilstand.

Generelt virker det som boligprisveksten er mest sensitiv i positiv tilstand, selv om dette varierer med hvilken variabel en ser på. Studien finner en positiv sammenheng mellom rentedifferansen og sannsynligheten for å forbli i negativ tilstand. Med andre ord kan man ved hjelp av pengepolitikk redusere rentedifferansen, som videre kan redusere sjansen for å bli værende i negativ tilstand.

Nneji, Brooks og Ward (2013) konkluderer med at dersom forskere hadde fått tilgang til mer finanspolitiske data kunne denne forskningen blitt utvidet til å avdekke om også finanspolitiske virkemidler kan bidra til å unngå en negativ tilstand for boligprisutviklingen.

3. Metode

I dette kapitlet vil vi redegjøre for metoden og modellene vi senere anvender i dataanalysen. Innledningsvis beskrives vårt datagrunnlag, og bearbeiding av datagrunnlaget. Videre forklares to testmetoder som undersøker parameterstabiliteten i datamaterialet, rullende regresjon med en konstant forventningsverdi og rullende regresjon ved hjelp av AR(p)-modellens likevekt, samt den Markovskiftende modellen. Det er denne modellen som forhåpentligvis gir oss svar på første del av problemstillingen. For å besvare andre del av problemstillingen anvender vi en vektor feilkorreksjonsmodell, med tilhørende testing av feilledd, og dette forklares avslutningsvis i metodekapitlet.

Med bakgrunn i tidligere omtalte fellestrekk mellom konjunkturer og boligpriser, samt hypotesen om selvpoppfyllende profeti, mener vi det er grunnlag for å undersøke om boligprisdata genereres av en tilstandsavhengig utvikling, og dermed ikke har konstante parametere over tid. Dette danner bakgrunnen for vårt valg av økonometrisk metode i oppgaven.

3.1. Vitenskapsteori

Epistemologi er antakelser om hvordan kunnskap faktisk produseres. Innen vitenskapsteorien skilles det primært mellom to ulike epistemologiske standpunkt: Positivism og sosial konstruktivism. Positivism kjennetegnes ved at den sosiale verden eksisterer eksternt, og at sosiale begivenheter kan måles objektivt. Sosial konstruktivism fokuserer på at virkeligheten ikke er objektiv eller eksternt, men heller konstruert av mennesker, særlig gjennom delte erfaringer. (Easterby-Smith et al., 2012).

Ontologi handler om fortolkning av virkelighet og eksistens, og har skapt mye debatt mellom filosofer. Vanligvis skiller vi mellom fire ulike ontologier: Realisme, intern realisme, relativisme og nominalisme, hvorav førstnevnte og sistnevnte vil være ytterpunkter. Realismen fokuserer på at det kun eksisterer en sannhet, og at fakta eksisterer og kan avdekkes. Nominalismen kjennetegnes ved at det ikke eksisterer noen sannhet, og at fakta kun er menneskelige kreasjoner. (Easterby-Smith et al., 2012).

Forskningsdesign er alle stadier i forskningsprosessen i etterkant av at formål og undersøkelsesspørsmål er bestemt. Det vil si at designet innebærer ”en beskrivelse av hvordan hele analyseprosessen skal legges opp for at man skal kunne løse den aktuelle oppgaven” (Gripsrud et al., 2006, s. 58). Det eksisterer tre hovedtyper forskningsdesign; eksplorativt, deskriptivt og kausalt. I denne oppgaven benyttes det et deskriptivt forskningsdesign, ettersom formålet er å beskrive situasjonen på et bestemt område. Ved å benytte et deskriptivt forskningsdesign skal man være forsiktig med å påstå at det foreligger kausale sammenhenger, men vi ønsker gjerne å lete etter indikasjon på at slike sammenhenger kan foreligge. (Gripsrud et al., 2006).

Denne oppgaven er en positivistisk, realistisk og deskriptiv studie, med en eksplorativ tilnærming. Det vil si at vi ønsker å undersøke om vår eksplorative hypotese angående et tilstandsavhengig boligmarked, gjenspeiles i virkeligheten, her representert i kvantitative data.

Vår metode består av økonometri. Ordet økonometri betyr ”måling i økonomi” (Brooks, 2008). I økonometri bruker vi data fra den virkelige verden i matematiske modeller, sannsynlighetslover og statistiske metoder for å trekke konklusjoner.

3.1.1. Kritikk av økonometri

Økonometri som utgangspunkt for deduktiv metode er ikke ukritisert i den akademiske verden. I et intervju av Mathiassen (1989) trekker Haavelmo frem et godt poeng hva angår økonometriens begrensninger:

“Dette er økonometri, det å finne sammenhengen mellom ting og tallfeste den. [...]. Siden vi ikke har laboratorier hvor vi kan teste økonomiske sammenhenger, må vi prøve å tyne mest mulig informasjon ut av den eksisterende økonomis egen aktivitet. Men her er det store problemer. Vi kan godt ha en teori som stemmer med fakta. Men mange andre teorier kan også stemme med de samme fakta.” (Haavelmo til Mathiassen, 1989, s. 23.)

Videre går Lawson (2009) hardt ut mot økonometri, og sier at de matematiske modellene har et bruksområde som er begrenset til de rammene som modellen ble utviklet under. Han sammenligner de økonometriske modellene med naturvitenskapelige regulariteter, som har blitt oppdaget under begrensede forhold i kontrollerte laboratorier. Videre mener han at slike situasjoner er uvanlige, og at det er god grunn til å anta at relevante omstendigheter tilhører

sjeldenheten. Han mener også at det å isolere begivenheter ut av tilhørende kontekst ikke gir relevante resultater, da alt som skjer i en sosial virkelighet har sammenheng med sin fullstendige kontekst.

Lawson (2009) mener også at økonometrien er kunstig utbredt da ”de med makt” selekterer ut forskning med matematisk modellering, foran det han mener er suksessfulle alternativer. Dette mener han fører til at forskere velger denne typen metode, foran det de bedre alternativene, fordi det er disse som fører til finansiering, publisering og forfremmelse. Av samme årsak mener han at matematisk modellering unngår kritikk fra metodikere.

3.2. Datagrunnlag

Våre data er såkalte sekundærdata, det vil si at vi ikke har observert de selv, men tar i bruk observasjoner gjort av en tredjepart. Boligprisindeksen vi benytter (ECON) er hentet fra hjemmesiden til Norges Eiendomsmeglerforbund, som hver måned publiserer data utarbeidet av Eiendomsverdi AS. Dataene er basert på omsatte boliger på finn.no, og gjelder kun boliger med boformål, slik at næringseiendom og fritidsboliger holdes utenfor⁴. Dette reiser med en gang spørsmål om dataenes representativitet for vår oppgaves populasjon. Dersom det er system i hvilke boliger som omsettes, kontra de som ikke presenteres for markedet med jevne mellomrom, vil det være problematisk for oss å generalisere basert på våre data. Det er nærliggende å tro at det omsettes vesentlig flere leiligheter enn eneboliger, samt at markedet i de store byene er mer likvid. Det vil kunne medføre at prisene på leiligheter i Norges største byer vil være ferskere og bedre representert i dataene, enn eneboliger i strøk med lavt omsetningsvolum.

Prisindeksen ble fra 1985 til og med 1989 kun utgitt én gang per år. Fra 1990 til og med 1996 kom disse ut kvartalsvis, og fra påfølgende år til i dag har de blitt utgitt hver måned. Dette innebærer at dess lenger tilbake i tid vi ønsker å analysere data, dess færre data må vi nøye oss med per år. Å starte analysen fra 1997, med tolv datapunkter per år, var for oss ikke aktuelt, da vi ønsker å inkludere mest mulig av bankkrisen fra 1989 til 1993 (se avsnitt 2.1) samt en lengst mulig tidsperiode, i lys av at konjunkturer bruker relativt lang tid på å fremtone seg. Likevel kunne vi heller ikke benytte årlige data fra 1985, da dette hadde gitt for få datapunkter frem til

⁴ Opplysninger hentet fra vår e-postkorrespondanse med Anders Lund, Key Account Manager i Eiendomsverdi AS, ansvarlig for boligprisstatistikken.

2013. Vi landet derfor på kvartalsvis data, fra 1990 til 2013. Kvartalsdataene er gjennomsnitt av månedene (ikke en utvalgt dato)¹, derfor har vi konvertert alle månedsdataene om til kvartal ved hjelp av gjennomsnitt.

Vi ber leseren være oppmerksom på at BPI benyttes som forkortelse for boligprisindeksen i figurer og diagrammer i analysen.

Bruttonasjonalprodukt eksisterer i mange størrelser, og på flere ulike nivå. For å avgjøre hvilken type makrovariabel som var aktuell å benytte, måtte disse undersøkes for tilstandsavhengighet. Dette beskrives nærmere i kapittel 4.2. Totalt sett har vi benyttet 16 ulike mål på BNP i denne oppgaven, der vi har funnet at BNP for fastlands-Norge utenom offentlig sektor (sesongjustert) er det mest optimale målet på BNP å benytte for vår oppgaves formål. Denne variabelen eksisterer som kvartalsdata, og passer dermed også godt å benytte som sammenligningsgrunnlag for boligprisindeksen.

3.3. Konstante parametere

Før vi går videre med vår teori om tilstandsavhengighet, kommer vi til å undersøke om gjennomsnitt og varians endrer seg gjennom ulike deler av tidsserien. Gitt at tidsserien viser store endringer i gjennomsnitt og varians, er det sannsynlig å tenke seg at den genereres av flere enn en sannsynlighetsfordeling. Vi presenterer her en metode for å undersøke dette.

3.3.1. Rullende regresjon

En vanlig måte å undersøke om en tidsserie har konstante eller skiftende parametere er å bruke rullende regresjon. Denne testen bruker forskjellige deler av en tidsserie for å se om parameterne skifter eller forblir de samme. Dette gjøres vanligvis på en av følgende tre måter:

1. Beregne parameterne i forskjellige perioder med fast størrelse ("fixed, moving window").
2. Beregne parameterne i en periode med varierende størrelse ved å legge til data i slutten av perioden ("expanding window").
3. Beregne parameterne i en periode med varierende størrelse ved å fjerne data fra starten av perioden.

Av disse er perioder med fast størrelse det vanligste (Estima, 2013b).

Dersom det er indikasjoner på parameterustabilitet, vil det være aktuelt for oss å benytte en regimeskiftende modell.

3.3.1.1. Rullende regresjon med konstant forventningsverdi

En rullende regresjon uten stigningstall kan defineres slik:

$$y_t = \beta_1 + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

der β_1 representerer en konstant forventningsverdi for hvert vindu. Skriptet for rullende regresjon i RATS krever imidlertid minimum en forklarende variabel. For å løse dette teknisk har vi benyttet en forklarende variabel som alltid er lik null. På denne måten vil tidsseriens tilhørende koeffisient alltid være null. Ligningen blir dermed slik:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 * 0 + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

3.3.1.2. Rullende regresjon ved hjelp av AR(p)-modellen

En alternativ løsning til rullende regresjon med konstant forventningsverdi, er benyttelse av en autoregressiv modell (AR-modell). Et eksempel på en AR(1)-modell kan være:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

En autoregressiv modell er en modell der den endogene variabelen forklares av sin egen verdi i tidligere perioder – altså av en tilbakedatert versjon av samme tidsserie ("lag"). En AR-modell kan benytte en eller flere tilbakedateringer. Antallet tilbakedateringer i en AR(p)-modell forklares av p. Dette innebærer at en AR(1)-modell har én tilbakedatering og dermed en forklaringsvariabel, $y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ mens en AR(2)-modell har to tilbakedateringer og dermed to forklaringsvariabler, $y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \varepsilon_t$. Da valget av antall tilbakedateringer ikke vil spille en vesentlig rolle, har vi valgt å benytte én i vår modell, ettersom vi ønsker å beholde tidsserien så lang som mulig, da en observasjon går tapt per tilbakedatering man tilfører.

Med utgangspunkt i en antakelse om at boligprisindeksen på vekstform kan behandles som en autoregressiv prosess, kan vi i stedet avdekke variasjoner i prosessens likevekt. Når vi bruker denne modellen som utgangspunkt for rullende regresjon, finner vi tilhørende parametere i

hvert enkelt vindu. Disse parameterne gir utgangspunktet for å utlede formelen for likevektsverdiene. Likevektsverdiene finnes med utgangspunkt i at y_t og y_{t-1} på lang sikt vil konvergere mot en og samme konstant, slik at:

$$E(y_t) = E(y_{t-1}) \quad (3.4)$$

Vi antar også

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad (3.5)$$

Vi kan da utlede denne sammenhengen:

$$y = \beta_1 + \beta_2 y + 0 \quad (3.6)$$

$$y - \beta_2 y = \beta_1 \quad (3.7)$$

$$y(1 - \beta_2) = \beta_1 \quad (3.8)$$

$$y = \frac{\beta_1}{1 - \beta_2} \quad (3.9)$$

Vi benytter denne likevektssammenhengen for alle koeffisientene gitt av rullende regresjon, og ender opp med en ny tidsserie. Det er variasjonene i denne tidsserien vi skal se nærmere på.

3.3.1.3. *Deskriptiv analyse*

Vi ønsker å undersøke i hvilken grad variasjonene i de konstruerte tidsseriene (jamfør 3.3.1.1 og 3.3.1.2) avviker fra originaltidsseriens gjennomsnitt. Dette gjør vi ved å beregne et konfidensintervall rundt gjennomsnittet, slik at man får inntrykk av hvor mye av tidsserien som faller utenfor intervallet, og ikke minst i hvilke perioder det skjer. Sistnevnte er interessant fordi det kan ses i sammenheng med økonomisk tilstand i Norge og verden som helhet. Basert på dette gjør vi en subjektiv vurdering av utviklingen i de to tidsseriene i en grafisk fremstilling.

3.4. Regimeskiftende modeller

Man ser ofte at økonomiske tidsserier opplever brudd i utviklingen. Finansielle kriser eller endringer i lover og regler kan være årsaker til slike brudd. (Hamilton, 2005). Mange har studert effektene på ulike økonomiske tidsserier i nedgangstider, ettersom man da har sett at variablene endrer oppførsel dramatisk. En markovkjede, eller en markovprosess, er en følge av forsøk som gjør at overgangsmatrisen (P-matrisen) fra en tilstand til en annen er konstant. I 1989 benyttet Hamilton markovkjeder for å konstruere en modell som gir tidsserier mulighet til å inneha mer enn en tilstand – eller et regime om man vil. Dette innebærer at modellen identifiserer variasjoner i variablenes koeffisienter (Chauvet og Hamilton, 2005, Hamilton, 1989). I nyere tid har denne modellen blitt benyttet for å se på endringer i makroøkonomiske variabler i lys av konjunktursvingninger (Ang og Bekaert, 2002, Sims og Zha, 2006, Dai et al., 2007, Gali, 2008, Davig og Doh, 2009). Ut over dette har også Markovskiftende modeller blitt svært populære for å se på sammenhengen mellom forventninger og konjunkturskifter (Farmer et al., 2009, Bianchi, 2013, Bianchi og Melosi, 2013).

Et eksempel på en regimeskiftende modell er gitt ved

$$\Delta Y_t = \mu(S_t) + \varepsilon(S_t) \quad (3.10)$$

hvor S_t representerer den psykologiske tilstanden i markedet på tidspunkt t . Gitt en makroøkonomisk modell vil fortegnet til μ indikere hvorvidt vi er i en optimistisk eller pessimistisk markedstilstand. Ettersom vekslingen mellom regimeene kan være visuelt lik stokastiske trender, er det fare for å feilaktig anta at tidsserien er en stokastisk trend med driftsledd ("random walk with drift"). I en stokastisk trend med driftledd skaper feilledet stokastiske trender som ved for eksempel en myntkastmodell. Det vil si at det er like stor sjanse for positiv og negativ utvikling. Hvis denne bevegelsen er kontinuerlig, det vil si at den skjer uendelig antall ganger med uendelig små steg hver gang, omtales dette som en Brownsk bevegelse, jamfør kapittel 2.2.6. En regimeskiftende modell vil derimot la tidsserieutviklingen ha en trend som varierer med tilstand. Et skifte fra en tilstand til en annen bestemmes av en sannsynlighetsfordeling, som presenteres ved en overgangsmatrise. I en modell med to tilstander vil matrisen se slik ut:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{bmatrix} \quad (3.11)$$

hvor

P_{11} er sannsynligheten for å bli værende i tilstand 1

P_{12} er sannsynligheten for å gå fra tilstand 1 til tilstand 2

P_{21} er sannsynligheten for å gå fra tilstand 2 til tilstand 1

P_{22} er sannsynligheten for å bli værende i tilstand 2.

Summen av hver enkelt rad summeres til 1, da man enten må bli værende, eller bytte tilstand. Med utgangspunkt i dette kan vi også beregne ergodiske sannsynligheter, fordi:

$$P = \begin{bmatrix} 1 - p_{12} & p_{12} \\ p_{21} & 1 - p_{21} \end{bmatrix} \quad (3.12)$$

Hvis $0 < P_{ij} < 1$ er Markovkjeden stasjonær, også kalt ergodisk. Det vil si at det er mulig å gå fra en tilstand til en annen, og tilbake. En stasjonær distribusjon med to tilstander innebærer at sannsynlighetsvektoren

$$\bar{\pi}' = (\bar{\pi}_1, \bar{\pi}_2)' \quad (3.13)$$

tilfredstiller

$$\bar{\pi} = P'\bar{\pi} \text{ eller } I\bar{\pi} = P'\bar{\pi} \text{ eller } I\bar{\pi} - P'\bar{\pi} = 0 \text{ eller } (I - P')\bar{\pi} = 0$$

Vi snur ligningen og får

$$0 = (I - P')\bar{\pi} \quad (3.14)$$

hvor I er enhetsmatrisen. På matriseform får vi

$$\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} = \left\{ \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} 1 - p_{12} & p_{21} \\ p_{12} & 1 - p_{21} \end{bmatrix} \right\} \begin{bmatrix} \bar{\pi}_1 \\ \bar{\pi}_2 \end{bmatrix} \quad (3.15)$$

Sannsynlighetsmatrisen trekkes fra enhetsmatrisen og vi får

$$\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{12} & -p_{21} \\ -p_{12} & p_{21} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \bar{\pi}_1 \\ \bar{\pi}_2 \end{bmatrix} \quad (3.16)$$

Matrisene ganges ut:

$$\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{12}\bar{\pi}_1 - p_{21}\bar{\pi}_2 \\ -p_{12}\bar{\pi}_1 + p_{21}\bar{\pi}_2 \end{bmatrix} \quad (3.17)$$

Begge radene i matrisen gir samme informasjon, nemlig at $p_{12}\bar{\pi}_1 = p_{21}\bar{\pi}_2$, slik at det er tilstrekkelig å løse en av de. Dersom vi snur på ligningen ender vi opp med følgende sammenhenger:

$$\bar{\pi}_1 = \frac{p_{21}}{p_{12}}\bar{\pi}_2 \text{ og } \bar{\pi}_2 = \frac{p_{12}}{p_{21}}\bar{\pi}_1 \quad (3.18)$$

Vi vet også at summen av $\bar{\pi}_1$ og $\bar{\pi}_2$ må bli 1 til sammen, siden vi alltid er i en av tilstandene. Med bakgrunn i dette kan vi utlede⁵:

$$\bar{\pi}_1 = \frac{p_{21}}{p_{12}}(1 - \bar{\pi}_1) \quad (3.19)$$

$$\bar{\pi}_1 = \frac{p_{21}}{p_{12}} - \frac{p_{21}}{p_{12}}\bar{\pi}_1 \quad (3.20)$$

$$p_{12}\bar{\pi}_1 + p_{21}\bar{\pi}_1 = p_{21} \quad (3.21)$$

$$\bar{\pi}_1(p_{12} + p_{21}) = p_{21} \quad (3.22)$$

$$\bar{\pi}_1 = \frac{p_{21}}{p_{12} + p_{21}} \quad (3.23)$$

Tilsvarende får vi da at

$$\bar{\pi}_2 = \frac{p_{12}}{p_{12} + p_{21}} \quad (3.24)$$

Mens p er sannsynligheten for å bli i, eller gå fra, en gitt tilstand til en annen, uttrykker $\bar{\pi}_1$ og $\bar{\pi}_2$ ergodiske sannsynligheter, det vil si gjennomsnittlig langsiktig fordeling av tilstandene. Det kan tolkes som sannsynligheten for å være i en gitt tilstand på et hvilket som helst tidspunkt. I et tilfelle hvor $\bar{\pi}_1 > \bar{\pi}_2$ sier vi at tidsserien er dominert av tilstand 1 (S_1).

⁵ Leamer, E. E. (2007) uttrykker dette som $\bar{\pi}_1 = \frac{1-p_{22}}{2-p_{11}-p_{22}}$.

3.4. Kointegrasjon

For å undersøke om det er en sammenheng mellom utviklingen i bruttonasjonalprodukt og boligprisene, og dermed kunne si noe om en eventuell felles konjunkturutvikling, vil vi undersøke om tallseriene har et langsiktig likevektsforhold. For å forklare kointegrasjon må vi kort gjøre rede for prinsippet om stasjonaritet og enhetsrøtter, da en viss forståelse av dette blir nødvendig.

Stasjonaritet er et viktig tema, ettersom det kreves for å redusere sannsynligheten for spuriøse regresjoner. Spuriøse regresjoner innebærer at variablene er korrelert fordi de trender i samme retning, uten at det nødvendigvis eksisterer et forhold mellom dem. Stasjonaritet karakteriseres ved at tidsserien har;

konstant gjennomsnitt	$E(X_t) = \mu$
konstant varians	$var(X_t) = \sigma^2$
og konstant kovarians	$cov(x_t, x_{t-s}) = \gamma_s.$

Dette innebærer at en stasjonær tidsserie har samme statistiske egenskaper uansett hvilken periode av tidsserien vi undersøker.

Vi skiller vanligvis mellom ulike typer ikke-stasjonære tidsserier. Tidsserien kan være en ren stokastisk trend ("pure random walk"), en stokastisk trend med et driftsledd ("random walk with drift") eller en deterministisk trend.

En måte å undersøke om en variabel er stasjonær er gjennom "enhetsrot"-metodologien. Her undersøker vi om en variabel inneholder en enhetsrot. Hvis det er tilfelle, sier vi at variabelen er ikke-stasjonær. Dette kan vi skrive som $y_t \sim I(1)$. Hvorvidt variabelen er stasjonær eller ikke avhenger av størrelsen på de autoregressive koeffisientene. Den vanligste testen for stasjonaritet er en Dickey-Fuller-test. Utgangspunktet for denne testen er en AR(1)-modell:

$$y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.25)$$

Vi vil vite om koeffisienten $\beta_1 = |1|$ eller ikke. Hvis $\beta_1 = 1$ er y_t en ikke-stasjonær variabel. Nullhypotesen blir følgelig at $\beta_1 = |1|$, og alternativhypotesen blir $\beta_1 < |1|$. Hvis $\beta_1 < |1|$ er y_t en stasjonær variabel (Lauvsnes, 2012).

Med dette i bakhodet kan vi forklare kointegrasjon slik: Når y_t og x_t er dataserier med én enhetsrot [I(1)-prosess] vil vanligvis $y_t - \beta x_t$ også være en prosess med én enhetsrot. Hvis y_t og x_t inngår i en langsiktig likevektsrelasjon, vil det finnes en $\beta \neq 0$ som gjør at $y_t - \beta x_t$ blir en dataserie uten enhetsrøtter. Hvis dette er tilfellet sier vi at y og x er kointegrerte, og vi kan kalle β kointegrasjonsparameteren (Wooldridge, 2013).

3.4.1. Feilkorreksjonsmodeller

Med utgangspunkt i to kointegrerte variabler, vil en feilkorreksjonsmodell kunne bidra til å indikere kausalitetsforholdet mellom disse. En generell feilkorreksjonsmodell kan formuleres slik:

$$\Delta y_t = v_1 + \alpha_1(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \varepsilon_{1,t} \quad (3.26)$$

$$\Delta x_t = v_2 + \alpha_2(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \varepsilon_{2,t} \quad (3.27)$$

hvor

v_i er den respektive lignings konstantledd

α_i er den respektive lignings justeringskoeffisient

β_0 er likevektsrelasjonens konstantledd

β_1 er kointegrasjonsparameteren

Hvis begge ligningenes justeringskoeffisient er signifikante, kan vi anta toveiskausalitet. Hvis ingen av dem er signifikante konkluderer vi med at det ikke finnes et langsiktig forhold mellom variablene. I så tilfelle estimerer man i stedet en VAR-modell⁶. Hvis α_1 er signifikant (og < 0) og α_2 ikke er signifikant, så er y_t endogen, og x_t er langsiktig svakt eksogen, i forhold til parameterne i kointegrasjonsvektoren. Vi antar da at endringer i x_t driver endringer i y_t . Dette innebærer, i så fall, en indikasjon på at kausalitet går fra x_t til y_t og vica versa.

Vanligvis antar vi at justeringskoeffisientene, α_i , har ulike fortegn, og at $\alpha_1 < 0$ for at normal likevektsskorreksjon skal oppstå.

⁶ Da en VAR-modell ikke benyttes i vår oppgave blir den heller ikke gjort rede for.

En feilkorreksjonsmodell kan også formuleres på matriseform som en vektor feilkorreksjonsmodell, bedre kjent som VECM⁷:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} (y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \quad (3.28)$$

Leddene i parentes omtales som likevektsleddet (Lauvsnes, 2012).

3.4.2. Engle-Granger tostegs metode

Engle og Granger (1987) har utviklet en tostegs metode for å teste kointegrasjonsforholdet mellom to variabler. Første steg er å teste for stasjonaritet i likevektsrelasjonen:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t \quad (3.29)$$

Denne relasjonen er stasjonær hvis feilleddet, u_t , er stasjonært. Dette kan illustreres ved å omformulere likevektsrelasjonen:

$$u_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t \quad (3.30)$$

Vi kan benytte en Dickey-Fuller-test for å teste om residualleddet er stasjonært, det vil si $\hat{u}_t \sim I(0)$. Det er viktig å påpeke at begge variablene i utgangspunktet må være $I(1)$ -prosesser for at denne tilnærmingen for testing av kointegrasjon skal fungere. Nullhypotesen er $\hat{u}_t \sim I(1)$, mens alternativhypotesen er at $\hat{u}_t \sim I(0)$. Dersom nullhypotesen kan forkastes kan vi estimere feilkorreksjonsmodellen, som er andre steg i Engle-Grangers tostegs metode. Vi får da:

$$\Delta y_t = \hat{v}_1 + \hat{\alpha}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\varepsilon}_{1,t} \quad (3.31)$$

hvor

$$\hat{u}_{t-1} = y_{t-1} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{t-1} \quad (3.32)$$

På samme måte kan vi estimere samme ligning for Δx_t .

I tillegg til Engle-Grangers tostegs metode er Johansen-testen⁸ en velkjent metode for å undersøke for kointegrasjon. Denne testen har sine fordeler på andre områder enn Engle-

⁷ Vector Error Correction Model

⁸ Det gjøres ikke rede for detaljene i Johansen-testen i denne oppgaven, da testen ikke benyttes her. Viser til Hamilton, J. D. (1994).

Grangers metode. Johansens metodologi er, i følge Alexander (1999), å foretrekke om man benytter flere enn to variabler. Vi skal i vår oppgave kun bruke to variabler: Boligpriser og BNP, og vi har en kvartalsvis dataserie fra 1990 til 2013, som utgjør 92 datapunkter. Til dette er Engle-Grangers metode tilstrekkelig. (Alexander, 1999).

3.4.1. Testing av feilledd i lineære regresjoner (MKM)

Når vi senere benytter oss av Engle-Grangers tostegs metode vil vi ta i bruk lineære regresjoner. For at regresjonene vi modellerer skal bli tilfredsstillende stilles det krav til regresjonens feilledd. Vi skal derfor se nærmere på heteroskedastisitet, autokorrelasjon og normalfordeling. Det er kun sistnevnte som er ønskelig å finne i feilleddet.

3.4.1.1. Normalitet

Minste kvadraters metode krever normalfordelte parametere for å sikre at den forventede verdien til estimatoren svarer til den faktiske verdien. For å undersøke om de estimerte parametere følger en normalfordeling tester vi om feilleddet er normalfordelt. Ved lange tidsserier, der man har mange observasjoner, antar man at parametere er normalfordelt gitt av asymptotisk teori. I denne oppgaven er tidsseriene noe kortere, med i underkant av 100 observasjoner, og det er dermed valgt å benytte en Jarque-Bera test for å sikre at feilleddet er normalfordelt.

Jarque-Bera undersøker skjevhet, gitt ved \hat{t} , og overflødig kurtose, gitt ved $\hat{\chi}$, i et utvalg. Testverdien er gitt ved:

$$JB = \left(\frac{\hat{t}}{\text{est. s. e.}(\hat{t})} \right)^2 + \left(\frac{\hat{\chi}}{\text{est. s. e.}(\hat{\chi})} \right)^2 \sim \lim_{T \rightarrow \infty} X_2^2 \quad (3.33)$$

hvor testverdien kun er spesifisert asymptotisk, slik at når T går mot uendelig, vil distribusjonen av testverdien konvergere mot en kji-kvadratsfordelt distribusjon med to frihetsgrader. Under nullhypotesen om et normalfordelt feilledd (og for lange tidsserier) vil

estimert standard feil for skjevhet være $(\text{est. s. e.}(\hat{t})) \approx \sqrt{\frac{6}{T}}$

og estimert standard feil for overflødig kurtose være $(\text{est. s. e.}(\hat{\chi})) \approx \sqrt{\frac{24}{T}}$. (Brooks, 2002).

3.4.1.2. Heteroskedastisitet og autokorrelasjon

Når variansen i en tidsserie ikke er konstant over tid sier vi at tidsserien er heteroskedastisk. Dette problematiserer estimering av koeffisientenes standardfeil, som medfører at hypotesetesting blir upålitelig. Motsetningen til dette er homoskedastisk (Alexander, 2008). Denne kan være betinget eller ubetinget. Betinget heteroskedastisitet er når vi ikke kan forutse fremtidig endring i varians. Begrepet ubetinget heteroskedastisitet benyttes når fremtidig endring i varians kan forutses på grunn av sesongvariasjoner (Investopedia, 2014). Korrelasjon mellom feilledd på forskjellige tidspunkt er et større problem enn heteroskedastisitet. Dette kalles seriekorrelasjon eller autokorrelasjon (Estima, 2013a). Årsaken til autokorrelasjon og heteroskedastisitet kan være mange. Ofte er den avhengige variabelen forklart av uavhengige variabler som ikke har blitt tatt med i regresjonen. Karakteristikken i den avhengige variabelen, som skulle vært forklart av den utelatte forklaringsvariabelen, ender i stedet opp i feilleddet. Funksjonen kan også være feildefinert, for eksempel at det er variabelens logaritme som er den faktiske forklaringsvariabelen. Brudd på forutsetningen om stasjonaritet, enten ved å under- eller overdifferensiere, vil også kunne være en årsak til autokorrelasjon.

Når vi skal bruke minste kvadraters metode i Engle-Granger-modellen blir det nødvendig å undersøke om feilleddet er autokorrelert eller heteroskedastisk (eller begge deler). Vi gjør her rede for testene som senere benyttes.

For å undersøke om en tidsserie er gjenstand for autokorrelasjon i feilleddet ved å kjøre en Durbin-Watson-test. Testverdien er gitt ved

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^T e_t^2} \quad (3.34)$$

hvor e_t er regresjonens feilledd på tidspunkt t . Verdiene varierer mellom cirka 0 og 4, hvor cirka 2 indikerer ingen autokorrelasjon. Høye verdier betyr negativ autokorrelasjon og lave verdier indikerer positiv autokorrelasjon. Øvre og nedre signifikansnivå for testen gitt i testens tilhørende tabell. Dersom DW-verdien er større enn øvre signifikansnivå avviser vi ikke nullhypotesen om ingen autokorrelasjon. Vi antar med andre ord ingen autokorrelasjon i feilleddet. Dersom DW-verdien er mindre enn nedre signifikansnivå avviser vi nullhypotesen, og konkluderer med autokorrelasjon (Alexander, 2008).

En annen test for autokorrelasjon er Ljung-Box-testen. Den tester om autokorrelasjonskoeffisientene samlet er signifikant forskjellig fra null. Testens testverdi beregnes slik:

$$Q^* = T(T + 2) \sum_{k=1}^m \frac{\tau_k^2}{T - k} \sim \chi_m^2 \quad (3.35)$$

der T er antall observasjoner, m er frihetsgrader, τ_k er feilleddets autokorrelasjonskoeffisient ved gitte tilbakedateringer, og k er tilbakedateringer. $\sim \chi_m^2$ angir at testverdien er gitt ved en kji-kvadratsfordeling. Nullhypotesen er at alle autokorrelasjonskoeffisientene er lik null, og følgelig at det ikke er autokorrelasjon i feilleddet (Lauvsnes, 2012).

For å teste et feilledd for heteroskedastisitet kan vi bruke White's test. Det må da gjøres en tilleggsregresjon med feilleddet som skal testes, kvadrert, som avhengig variabel. De uavhengige variablene i denne regresjonen skal være forklaringsvariablene i den opprinnelige regresjonen, pluss hver av disse i kvadrert form, samt produktet av disse. En konstant må også inkluderes, da de kvadrerte variablene i regresjonen vil gjøre at gjennomsnittet holdes unna null. Det er flere måter å gå videre herfra. Tilnærmingen vi bruker heter Lagrange Multiplier test som tar utgangspunkt i R^2 i tilleggsregresjonen. R^2 blir relativt høy når en eller flere av variablene er signifikante, og relativt lav når ingen variabler er signifikante. Testverdien er gitt ved

$$TR^2 \sim \chi_m^2 \quad (3.36)$$

Dersom denne verdien er høyere enn tilhørende kritisk verdi, gitt av kji-kvadratsfordelingen, må vi avvise nullhypotesen om at feilleddene er homoskedastisk, og følgelig anse dem som heteroskedastisk, og vica versa (Brooks, 2008).

Vi benytter også en ARCH(m)-modell (autoregressiv betinget heteroskedastisk modell) for å avdekke betinget heteroskedastisitet. Bakgrunnen for at ARCH(m)-modellen ble utviklet er at volatilitet i finansiell avkastning ofte ser ut til å hope seg opp i gruppe. Brooks (2008, s. 387) skriver "Abusing the terminology slightly, it could be stated that *volatility is autocorrelated*". Med dette mener han at det er en sammenheng mellom σ_t og σ_{t-i} . Det er dette fenomenet ARCH(m)-modellen tar for seg. Modellen bruker en multivariat regresjon (MKM) med den

betingede variansen på tidspunkt t , σ_t^2 , som avhengig variabel, og hver av de kvadrerte feilleddene i m antall perioder tilbake i tid som uavhengige variabler.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m u_{t-m}^2 \quad (3.37)$$

Dette bygger på antakelsen om at den betingede variansen til et tilfeldig fordelt feilledd med gjennomsnitt lik null er lik den betingede forventede verdien av u_t kvadrert. Denne antakelsen kan komme frem til på følgende måte.

$$\sigma_t^2 = \text{var}(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) = E[(u_t - E(u_t))^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots] \quad (3.38)$$

hvor $E(u_t)$ som oftest er antatt å være null. Det gjør at vi kan omskrive ligningen til

$$\sigma_t^2 = \text{var}(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) = E[u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots] \quad (3.39)$$

For å teste for ”autokorrelasjon i volatiliteten” beregnes \hat{u}_t^2 for hele tidsserien med utgangspunkt i ønsket regresjonsmodell. Denne benyttes i følgende regresjon:

$$\hat{u}_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \gamma_2 \hat{u}_{t-2}^2 + \dots + \gamma_m \hat{u}_{t-m}^2 \quad (3.40)$$

Regresjonens R^2 multipliseres med T for å beregne testverdien som er kjikvadratsfordelt med m frihetsgrader. Nullhypotesen er at samtlige γ er lik null, mens alternativhypotesen er at en eller flere γ er ulik 0. Med andre ord er nullhypotesen at det ikke er sammenheng mellom varians på ulike tidspunkt. (Brooks, 2008).

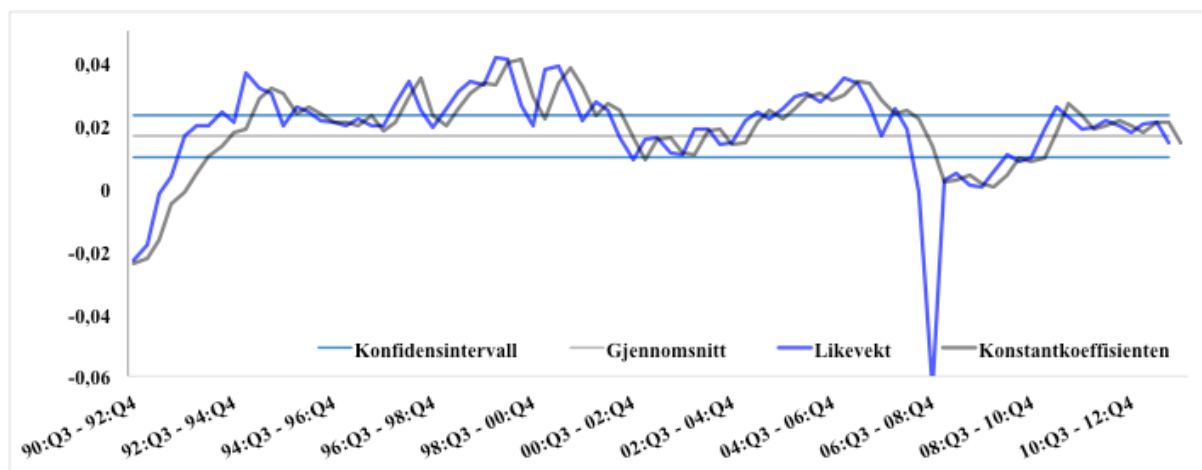
4. Analyse

For å kunne svare på vårt forskningsspørsmål skal vi i det følgende ta i bruk datagrunnlag og modeller, omtalt i metodekapittelet. Vi starter med å gjøre en deskriptiv vurdering av om boligprisindeksen på avkastningsform har skiftende gjennomsnitt og varians, ved hjelp av rullende regresjon. Deretter følger presentasjon av Markovmodellen på vårt datagrunnlag. Denne bidrar til å avdekke mulige tilstandsskift med tilhørende sannsynlighetsmatrise. Avslutningsvis i kapittelet presenteres en kointegrasjonsanalyse av boligprisindeksen og BNP for fastlands-Norge utenom offentlig sektor ved hjelp av VECM. Sistnevnte analyse gjøres naturligvis med forhåpning om å kunne sannsynliggjøre at svingninger i boligprisindeksen er relatert til konjunkturer i BNP. Funn i analysen vil bli nevnt fortløpende, i tillegg til å bli oppsummert og diskutert i påfølgende kapittel.

4.1. En eller flere sannsynlighetsfordelinger?

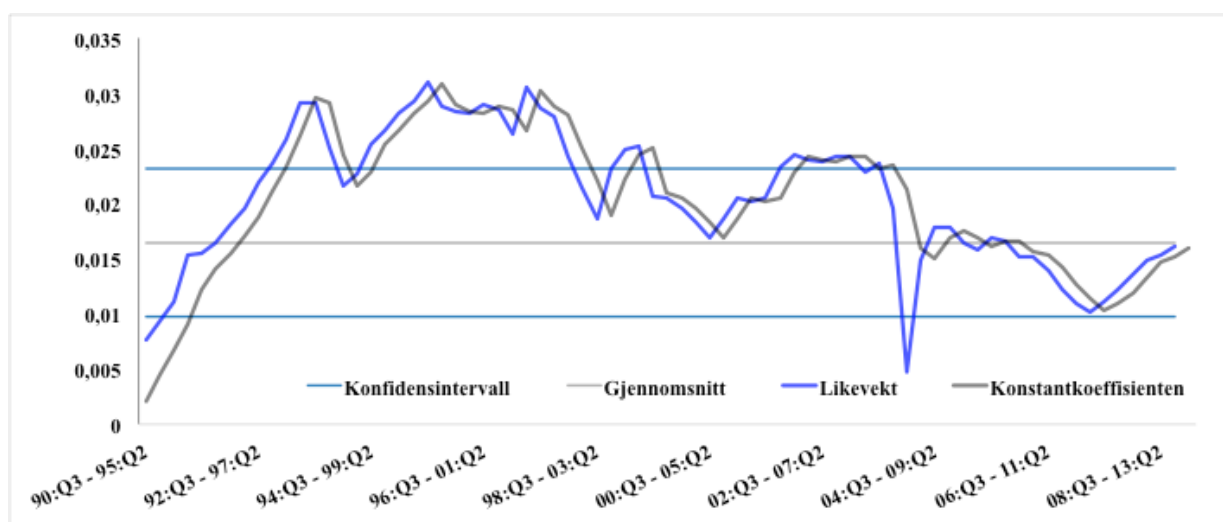
Med utgangspunkt i tidligere omtalt rullende regresjon (se kapittel 3.3.1) skal vi se nærmere på datamaterialets endring i konstant forventningsverdi og likevekt over tid. Resultatet fra denne analysen presenteres ved hver sin kurve i figur 16, 17 og 18, der y er fremstilt som serier av den enkelte regresjons konstante forventningsverdi, samt serier av langsiktige likevektsverdier på y^9 basert på koeffisientene fra rullende regresjon. Begge metodene utføres tre ganger med vindusstørrelse på henholdsvis 10, 20 og 30. Disse størrelsene er valgt på bakgrunn av en subjektiv vurdering vi har gjort for å balansere antall regresjoner det er plass til i dataserien (94 kvartal), og antallet kvartal innad en regresjon. Vi presenterer dette i diagrammer, sammen med gjennomsnittlig vekst i boligprisindeksen, og tilhørende 95% konfidensintervall beregnet på bakgrunn av standardfeil. Vi ber leseren legge merke til at y -aksen har ulik skala i de forskjellige figurene, avhengig av likevektens volatilitet.

⁹ Likevekten er gitt ved $\frac{\beta_1}{1-\beta_2}$ med forutsetning om at $E(\sum_{t=1}^n \varepsilon_t) = 0$.



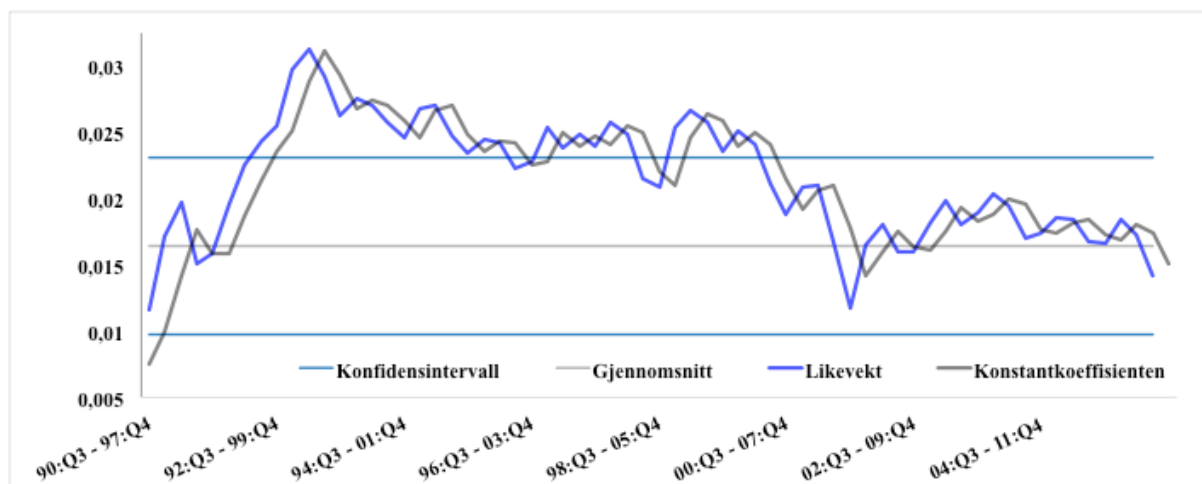
Figur 16: Likevektens og konstantkoeffisientens utvikling i en rullende regresjon med vindu lik 10

Vi ser av fremstillingen at begge seriene i stor grad befinner seg utenfor det konstruerte konfidensintervallet. Vi vil i de neste figurene se at seriene flater mer og mer ut, dess flere observasjoner som inkluderes i regresjonsvinduet.



Figur 17: Likevektens og konstantkoeffisientens utvikling i en rullende regresjon med vindu lik 20

Ved en utvidelse på ytterligere 10 observasjoner, forholder seriene seg i vesentlig større grad innenfor konfidensintervallet. Dette er ikke overraskende da flere observasjoner i regresjonsvinduet vil sørge for at vi nærmer oss en regresjon på hele tidsserien. Likevel ser vi fortsatt at deler av tidsseriene beveger seg utenfor intervallet.



Figur 18: Likevektens og konstantkoeffisientens utvikling i en rullende regresjon med vindu lik 30

Vi ser, til tross for en bredde på hele 30 observasjoner, at seriene fortsatt beveger seg utenfor konfidensintervallet.

Ettersom vi ser at seriene ved flere anledninger beveger seg utenfor konfidensintervallet, mener vi det er rimelig å anta at boligprisdata genereres av to eller flere sannsynlighetsfordelinger. Vårt teoretiske grunnlag, jamfør kapittel 2.4, gir også grunn til å se det som rimelig å anta at boligprisdata er tilstandsavhengig, og dermed avhengig av omgivelser i form av forventninger. Med bakgrunn i dette kommer vi til å anvende en Markovskiftende modell for boligprisindeksen.

4.2. Tilstandsavhengighet i boligprisindeksen

Ved hjelp av RATS har vi estimert en Markovskiftende modell:

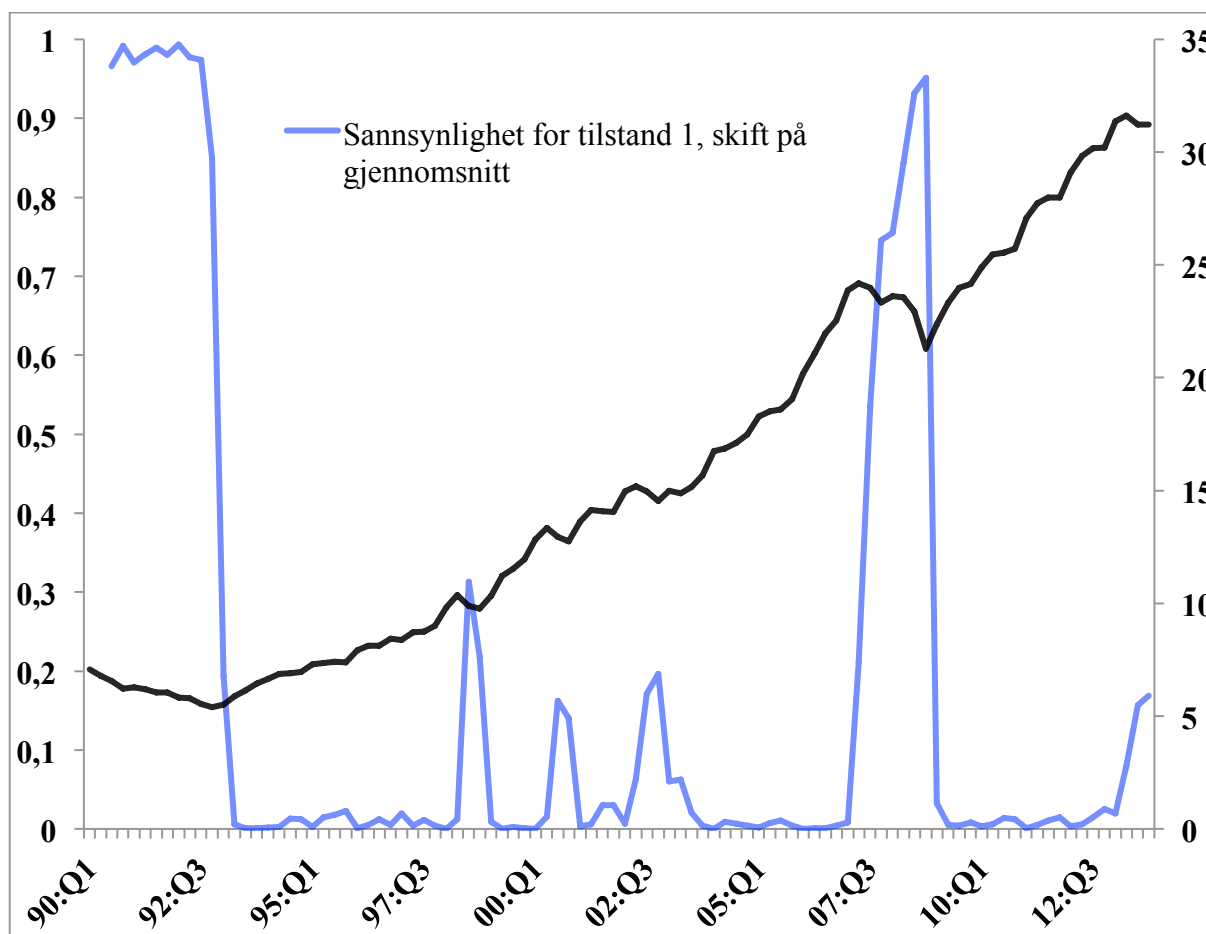
$$\Delta BPI_t = \mu(S_t) + \varepsilon(S_t) \quad (4.1)$$

Modellen gir oss estimater på gjennomsnittlig kvartalsvekst i hver av tilstandene, gitt ved μ . Det fremgår av estimatene at tilstand 1 og 2 er preget av henholdsvis negativ og positiv utvikling (signifikansnivåer presenteres i appendiks I).

μ_1	μ_2	P_{11}	P_{12}	P_{21}	P_{22}	π_1	π_2
-2,01	2,52	86 %	14 %	4 %	96 %	22 %	78 %

Figur 19: Resultater fra Markovskiftende modell, boligprisindeksen

Overgangssannsynlighetene viser at det er vesentlig større sannsynlighet for å bli værende i en tilstand, enn å skifte. Samtidig ser vi at det er noe større sannsynlighet for å forbli i, og skifte til, positiv tilstand (2). Dette gjenspeiles også i de ergodiske sannsynlighetene, som viser at det er betydelig mer sannsynlig å være i positiv tilstand, enn i negativ. Vi har hatt en intensjon om å justere boligprisindeksen for befolkningsvekst. Dessverre har vi ikke lyktes i å finne befolkningsdata på kvartalsnivå tilstrekkelig langt tilbake i tid. Det ville ikke vært tilfredsstillende å gjøre en slik analyse på årsdata eller en kortere periode, da det ikke ville vært sammenlignbart med analysen vi allerede har utført. I figur 20 fremstilles sannsynligheten for tilstand 1 til en hver tid.



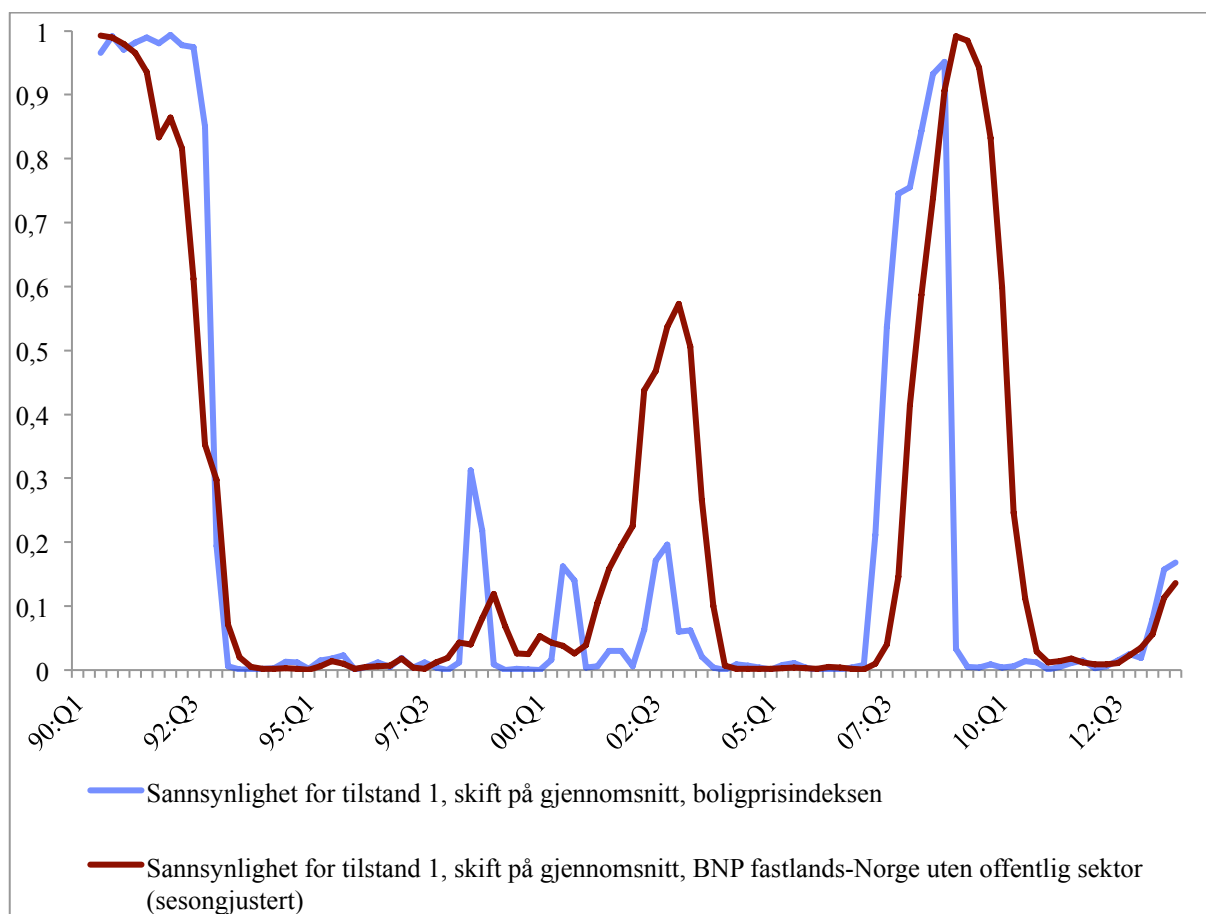
Figur 20: Markovskiftende modell, sannsynlighet for tilstand 1 og boligprisindeksen

Sannsynlighetskurvene slik de fremstår i figuren representerer tilstand 1. Siden det kun er definert to tilstander, vil disse være gjensidig utelukkende. Dermed vil sannsynlighet lik 0 innebære sannsynlighet lik 1 for tilstand 2, og vica versa.

Vi ser at periodene med størst sannsynlighet for tilstand 1 gjenkjennes som perioder med uroligheter i banksektoren. Dette gjelder blant annet fra og med våre første kvartalsdata, frem til ca 1993. Denne negative tilstanden stammer høyst sannsynlig fra bankkrisen omtalt i avsnitt 2.1. I desember 1998 sank prisen på råolje til under 10 dollar fatet for første gang siden 60-tallet. Dette kan være en forklaring på opprykket i sannsynlighetskurven på tilsvarende tidspunkt. I avsnitt 2.1 har vi også omtalt finanskrisen i 2008 som tydelig markerer seg i figuren. Utviklingen i boligmarkedet fra sommeren 2013 og frem til dags dato har vært mye omtalt i media, der det diskuteres årsaken til den negative utviklingen vi ser i boligprisindeksen helt til høyre i figuren over. Den Markovskiftende modellen ser ut til å reagere på denne utviklingen, ved å øke estimert sannsynlighet for tilstand 1. Med utgangspunkt i disse historiske koblingene, ser det ut til at resultatene har en logisk forankring.

På bakgrunn av resultatene fra rullende regresjon og den Markovskiftende modellen finner vi det rimelig å anta at boligprisindeksen genereres av to normalfordelte sannsynlighetsfordelinger og dermed ikke har konstante parametere. Hvilke implikasjoner dette innebærer vil vi se nærmere på i diskusjonskapittelet.

For å undersøke om disse tilstandene har sammenheng med tilstander i BNP presenteres sannsynligheten for tilstand 1 for både boligprisindeksen og sesongjustert BNP (fastlands-Norge utenom offentlig forvaltning) i figur 21:



Figur 21: Sammenligning av sannsynlighet for tilstand 1, boligprisindeksen og BNP¹⁰

Årsaken til at akkurat denne bestemte BNP-størrelsen benyttes handler i stor grad om at Norge driver motsyklisk finanspolitikk. Dette innebærer at BNP-markedsverdi ikke er tilstandsavhengig, mest sannsynlig av den grunn at økonomisk aktivitet i offentlig sektor aktivt motvirker konjunktursvingninger. Som nevnt har vi testet 16 ulike mål på norsk BNP, der vi ser at det er nødvendig å utelate offentlig sektor, samt benytte en sesongjustert tidsserie, for å se tilstandsavhengighet i variabelen. Her bør det også nevnes at alle de ulike BNP-størrelsene er testet for flere enn to sannsynlighetsfordelinger, der vi ser at modellen ikke konvergerer ved verken tre, fire eller fem skifter. Med andre ord identifiserer ikke modellen distinkte regimer med mindre den spesifiseres som en totaltilstandsmodell.

Av figuren ser det ut til at sannsynligheten for negativ tilstand i BNP og boligprisindeksen samvarierer godt. Tilhørende korrelasjonskoeffisient ligger på cirka 0,7, og støtter opp om det visuelle inntrykket.

¹⁰ Fullstendig output fra RATS relatert til Markovmodellen og BNP finnes i appendiks II.

For å kunne anta at boligprisindeksen og BNP dannes på bakgrunn av de samme konjunktorene, vil vi undersøke om de to variablene har et langsiktig likevektsforhold. Dette gjøres ved hjelp av testen for kointegrasjon utviklet av Engle og Granger, som forklart i kapittel 3.4.2. Denne testen baserer seg på lineær regresjon, og er dermed i utgangspunktet ikke tilpasset tidsserier som er generert av flere sannsynlighetsfordelinger. Hovedårsaken til at vi likevel benytter Engle-Grangers testets metode er at kvaliteten på kointegrasjonsmodeller for tidsserier med ikke-konstante parametere er usikker, ettersom disse fortsatt er på forsøksstadiet. Ettersom både BNP og boligprisindeksen ser ut til å være tilstandsavhengige med lignende utvikling i sannsynlighet for de ulike tilstandene, antar vi at variablene består av samme stokastiske trender. Vi går dermed ut fra, i likhet med Lauvsnes (2013, s. 39) at ”*et stasjonært likevektsavvik oppstår ved at disse trendene opphever hverandre når variablene settes sammen i en lineær kombinasjon*”.

4.3. Langsiktig likevekt

For å undersøke et eventuelt kointegrasjonsforhold mellom boligprisindeksen og BNP er det nødvendig å fastslå i hvilken orden disse variablene er integrert. Hvis variabelen er integrert ved første orden ($Y \sim I[1]$), det vil si at førstedifferansen av variabelen er stasjonær, skal dataserien benyttes på nivå i feilkorreksjonsmodellen. Nedenfor vises output for Dickey Fuller-test gjennomført på både boligprisindeksen og BNP, på nivå og førstedifferanse.

Variabel	T-stat		Signifikansnivå	Kritisk verdi
	Nivå	Førstediff.		
Boligprisindeksen	5,53403	-5,99738**	1 % (**)	-2,58754
Bruttonasjonalprodukt	2,77898	-9,57452**	5 % (*)	-1,94349
			10 %	-1,61751

Figur 22: Dickey-Fuller test av boligprisindeksen og BNP¹¹

¹¹ Fullstendig output fra RATS i appendiks III og IV.

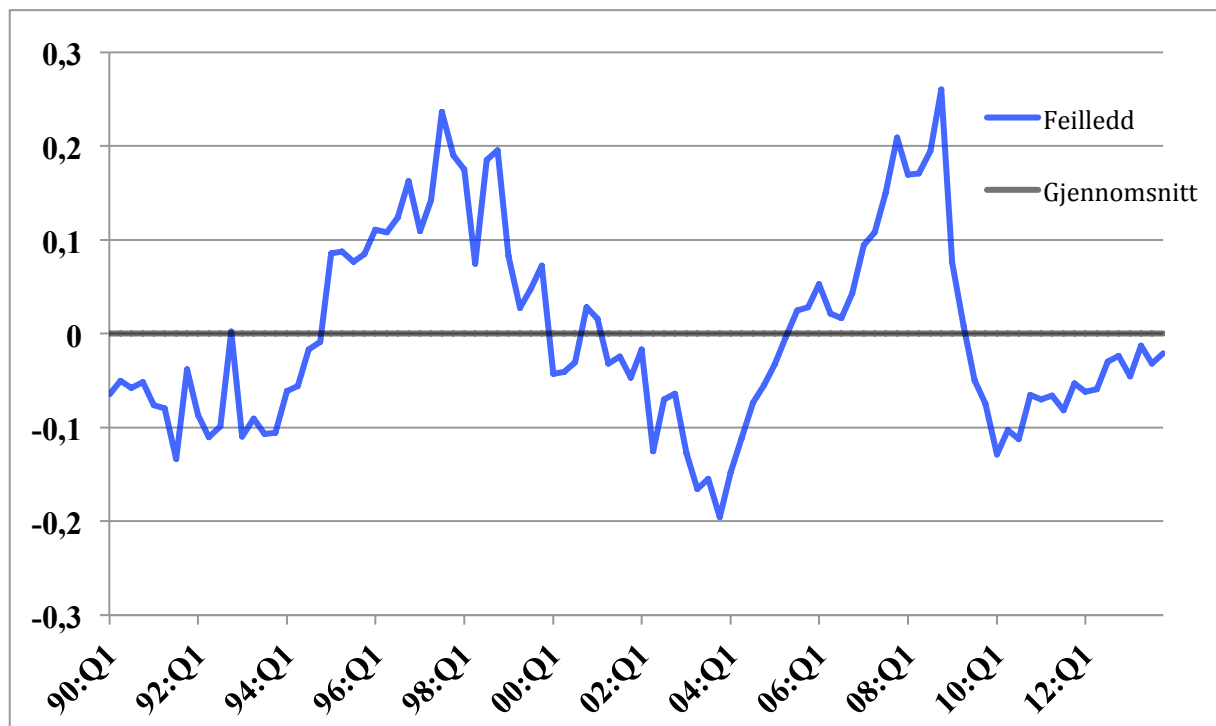
Av tabellen vises det at begge tidslinjene er stasjonære når de testes på vekstform, men ikke på nivå. Dette innebærer at vi konstaterer at tidsseriene er integrert ved første orden ($Y \sim I[1]$), og at vi dermed benytter dem på nivå i feilkorreksjonsmodellen.

På grunn av at boligprisindeksen er en indeks, mens BNP er målt i reelle tall, er det svært stor differanse mellom de absolutte verdiene i tidsseriene. Begge seriene er derfor behandlet på logaritmisk form i det følgende.

Likevektsrelasjonen formuleres slik:

$$BNP_t = \beta_0 + \beta_1 BPI_t + \mu_t \quad (4.2)$$

Feilleddet isoleres, og ser slik ut grafisk:



Figur 23: Feilleddet i likevektsrelasjonen

Dette feilleddet testes, ved hjelp av en Dickey Fuller-test, for stasjonaritet. Denne er signifikant forskjellig fra null på 5 % nivå med en t-stat $\approx -2,43$. Som beskrevet i kapittel 3.4.2 innebærer dette at vi forkaster nullhypotesen om en eksisterende enhetsrot i kointegrasjonregresjonens feilledd, det vil si at $\mu_t \sim I(0)$ og $[BNP_t - \beta_0 - \beta_1 BPI_t] \sim I(0)$.

Videre er formålet å undersøke justeringskoeffisientene i feilkorreksjonsmodellen tilknyttet hver enkelt regresjon. Her utformes det to lineære regresjoner, med endringsverdi til hver enkelt tidsserie, det vil si BNP og boligprisindeksen, som avhengig variabel og feilleddet til den opprinnelige regresjonen som uavhengig variabel. I tillegg kan regresjonene tilpasses ved å benytte tilbakedaterte variabler av begge tidsserier som uavhengige variabler. Denne tilpasningen benyttes gjerne for å oppnå et feilledd som er homoskedastisk, normalfordelt og ikke autokorrelert. I denne vektor feilkorreksjonsmodellen er det ikke benyttet dummyvariabler. Modellen ser slik ut:

$$\begin{bmatrix} \Delta BNP_t \\ \Delta BPI_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \nu_1 \\ \nu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} (BNP_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 BPI_{t-1}) + \begin{bmatrix} \beta_{1,2} \Delta BPI_t \\ \beta_{2,2} \Delta BPI_{t-1} + \beta_{2,3} \Delta BNP_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \quad (4.3)$$

der $\alpha_1 \approx -0,105$ med tilhørende p-verdi $\approx 0,027$ og $\alpha_2 \approx 0,034$ med tilhørende p-verdi $\approx 0,286$. Dette betyr at α_1 er signifikant og mindre enn null og at α_2 ikke er signifikant¹². Vi kan dermed fastslå at det eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom boligprisindeksen og BNP (fastlands-Norge uten offentlig sektor, sesongjustert), der boligprisindeksen er langsiktig svakt eksogen, og BNP er endogen, i forhold til parameterne i kointegrasjonsvektoren. Modellen indikerer dermed at boligprisindeksen er en underliggende driver i BNP's utvikling.

Feilleddene i disse to regresjonene er testet for heteroskedastisitet, normalitet og autokorrelasjon. I denne modellen kan vi ikke forkaste nullhypotesen om verken normalitet (p-verdi hhv. $\approx 0,138$ og $0,826$) eller ingen autokorrelasjon (p-verdi hhv. $\approx 0,156$ og $0,113$). Med andre ord antar vi ingen autokorrelasjon og et normalfordelt feilledd. Homoskedastisiteten er helt på grensen med p-verdier hhv. $\approx 0,043$ og $0,05$ og vi har dermed utført en ARCH(5)-test med fem frihetsgrader for å sikre homoskedastisitet i feilleddet. Denne testen gir ikke grunnlag for å forkaste nullhypotesen om ingen ARCH-effekt i de fem første laggede verdiene av det kvadrerte feilleddet. Vi antar dermed at feilleddene er homoskedastiske, og at regresjonene er å se på som ikke-spuriøse.

¹² Fullstendige resultater relatert til VECM kan ses i appendiks V.

5. Konkluderende bemerkninger

I det følgende skal vi gi konkrete svar på vårt problemstilling, samt diskutere disse. Vår problemstilling har vært:

Karakteriseres endringer i boligprisindeksen av mer enn en tilstand? Har disse tilstandene i så fall sammenheng med konjunkturer i bruttonasjonalprodukt?

Med utgangspunkt i våre resultater fra den Markovskiftende modellen er det rimelig å anta at boligprisindeksen genereres av to tilstander. Dette samsvarer med funn gjort av Maitland-Smith og Brooks (1999) og Maurin et al. (2012) på næringseiendom i USA og Storbritannia, samt boligprisindeksen i Ile-de-France, jamfør kapittel 2.5.1 og 2.5.2.

Videre viser feilkorreksjonsmodellen at det er god grunn til å anta at boligprisindeksen er med på å drive endringer i det aktuelle BNP-målet. Det er derfor nærliggende å tro at konjunkturer i boligprisindeksen er relatert til bruttonasjonalprodukt. Dette er i tråd med resultatene fra Foldvary (1991) sin studie, som mener at boligmarkedet har stor betydning for konjunkturer i bruttonasjonalprodukt.

I det følgende vil vi diskutere hvilke implikasjoner dette medfører, og hvilke ytterligere analyser det er aktuelt å anvende i forskning for å få bedre og bredere forståelse for boligprisindeksens utvikling.

5.1. Konklusjonens implikasjoner

Først og fremst kan man diskutere i hvilken grad menneskers adferd bidrar til prisendringer, som følge av det vi har valgt å kalle ”selvoppfyllende profeti”. Vi ser av modellen at sannsynlighetsforholdet er ujevnt, i den forstand at det er vesentlig mer sannsynlig å bli i en tilstand enn å skifte tilstand. Dette står i motsetning til Brownsk bevegelse, der utfallene beveger seg som en myntkastmodell. En mulig forklaring på denne persistensen er at det eksisterer et gjensidig påvirkningsforhold mellom våre subjektive forventninger og faktiske utfall. I et optimistisk regime vil vi være villige til å ta større risiko, som gjør at økonomien vokser, våre forventninger innfris og risikovilligheten opprettholdes. Dette gir grunn til å spørre

seg om nivået på siste observerte verdi i en oppgangsperiode, som her er den mest persistente tilstanden, kun er et ”luftslott” av forventninger som ikke kan begrunnes i annet enn at forventninger skaper utfall. Dermed kan man også tenke seg at et tilstandsskifte stammer fra kollektive forventningsendringer, og at disse forventningsendringene enten kommer som et svar på uroligheter i finansmarkeder i inn- og utland, eller som en korreksjon til den kontinuerlige, optimistiske utviklingen (Lauvsnes, 2013). Av figur 20 kan det se ut til at vi danner oss radikalt endrede forventninger under bankkrisen og finanskrisen grunnet endrede omstendigheter, mens utviklingen som skjer i nåtid kan stamme fra en generell korreksjon i forventninger, der markedsaktørene innser at den ekstreme utviklingen ikke kan fortsette i det evige. Gitt våre resultater er det dermed rimelig å tro at menneskers forventninger er en stor bidragsyter til prisendringer i det norske boligmarkedet.

Videre kan man diskutere hvor vidt fundamentalfaktorer, som rente, inntekt, sysselsetting og boligmasse, vil ha ulik påvirkning på boligprisindeksen avhengig av hvilken tilstand indeksen befinner seg i på et endringstidspunkt. Dette vil i så fall innebære at boligkjøpere og –selgere vektlegger en endring i en fundamentalfaktor annerledes avhengig av om vi er i en oppgangs- eller nedgangskonjunktur, og dermed endrer oppfatning om prisen på en bolig annerledes. Som eksempel kan man gjerne benytte renteendring, der man kan tenke seg at en endring i renten vil oppfattes og/eller vektlegges annerledes i oppgangskonjunktur enn i nedgangskonjunktur, og dermed påvirke kjøp og salg av boliger annerledes. I tillegg kan det tenkes at man kan se tilsvarende forventningsendringer hos aktørene som fastsetter rente. Dette vil være et godt utgangspunkt for videre forskning, der man benytter en Markovskiftende modell for å estimere om fundamentalfaktorene har ulik vektning, det vil si forskjellige koeffisienter, i ulike tilstander. Videre vil det vært interessant å gjenta vår analyse på et senere tidspunkt med vesentlig flere observasjoner, for eksempel om 10 år.

Vår kointegrasjonsmodell gir en sterk antydning til at det eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom boligprisindeksen og BNP. Dette kan reise spørsmålet om boligmarkedet har en naturlig rolle i enhver diskusjon angående konjunktursvingninger og BNP's utvikling. Dette vil i så fall være i tråd med de empiriske resultatene til Henry George (1936), samt Fred Foldvarys ([1879] 1935)¹³ forskningsresultater. Sistnevnte skriver

¹³ Sidetall benyttes ikke. Tilgjengelig på forfatterens nettside (8. mai 2014): <http://www.foldvary.net/works/rebc.html>

"The results of this study are that the proposition that real estate plays a significant role in business cycles is consistent with modern economic analysis, and that the cycle data fail to reject it. Hence, cycle theory is incomplete without taking into account the role of real estate".

Videre kan man si at våre empiriske resultater støtter Leamers utsagn (1991, s. 1-2) om at boligpriser burde vektlegges i makroøkonomisk teori:

"I have not been able to find any macroeconomic textbook that places real estate front and center, where it belongs."

Denne analysen vil også være interessant å gjenta en gang i fremtiden, med vesentlig flere observasjoner enn vi har tilgjengelig i dag. Med utgangspunkt i vår konklusjon om at det er en sammenheng mellom boligprisindeksen og bruttonasjonalprodukt, vil en dypere undersøkelse av hvilke eventuelle årsaker til dette kointegrasjonsforholdet egne seg godt i videre forskning.

5.2. Kritik av oppgaven

Vi har tidligere vært inne på kritikk av økonometri som metode i kapittel 3.1 og datagrunnlagets representativitet i kapittel 3.2. Som nevnt tidligere skulle vi veldig gjerne gjort en analyse av våre data per capita, for å rense tidsserien for effekten av befolkningsutvikling. Da slike data bare finnes som årsdata, ville det tvunget oss over på en analyse av boligprisindeksen med årsdata, som igjen ville gitt oss vesentlig færre observasjoner å jobbe med. Siden vi mener at tidsserien allerede er kortere enn ønskelig, spesielt med tanke på at konjunkturer kan strekke seg over flere år, holder ikke en slik analyse stor grad av verdi.

Referanseliste

- Alexander, Carol (1999): "*Optimal Hedging Using Cointegration*" Philosophical Transactions of the Royal Society, Series A 357, s. 2039-2058.
- Alexander, Carol (2008). "*Market Risk Analysis, Quantitative Methods in Finance*", John Wiley & Sons Ltd.
- Andreassen, Harald Magnus 2007. Eiendomsmarkedet - mot priskrakk eller myk landing? Eller evig opptur? *Jubileumsseminar for Knut Boye*. Bergen.
- Ang, Andrew og Bekaert, Geert (2002): "*Regime Switches in Interest Rates*" Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 20(2), s. 163-182.
- Anundsen, André K. og Jansen, Eilev S. (2011): "*Self-reinforcing effects between housing prices and credit, Evidence from Norway*", Discussion Papers 651, Statistisk Sentralbyrå.
- Balassa, Bela (1964): "*The Purchasing-Power Parity Doctrine: Hourly Appraisal*" The Journal of Political Economy, Vol. 72, s. 584 - 596.
- Bianchi, Francesco (2013): "*Regime Switches, Agents' Beliefs, and Post-World War II U.S. Macroeconomic Dynamics*" Review of Economic Studies, Vol. 80(2), s. 463-490.
- Bianchi, Francesco og Melosi, Leonardo (2013): "*Modeling the Evolution of Expectations and Uncertainty in General Equilibrium*", Working Papers 13-14, Duke University, Department of Economics.
- Bodie, Z., Kane, A. og Marcus, A. J. (2011). "*Investments and Portfolio Management*", 9. utgave, McGraw-Hill Irwin.
- Boligprodusentene (2013): "*Pressemelding: Boliggapet øker*", publisert 30.01.2013 på <http://www.boligprodusentene.no>
- Borgersen, Trond-Arne og Sommervoll, Dag Einar (2006): "*Boligpriser, førstegangsetablering og kredittilgang*", Økonomisk Forum 6, Samfunnsøkonomene.
- Bouchouicha, Ranoua og Ftiti, Zied (2012): "*Real estate markets and the macroeconomy: A dynamic coherence framework*" Economic Modelling, Vol. 29(5), s. 1820-1829.
- Brooks, Chris (2002). "*Introductory Econometrics for Finance*", First Edition, Cambridge University Press.
- Brooks, Chris (2008). "*Introductory Econometrics for Finance*", Second Edition, Cambridge University Press.
- Brunnermeier, M K og Julliard, Christian (2008): "*Money Illusions and Housing Frenzies*", NBER Working Paper.
- Cappelen, Aleksander W. og Tungodden, Bertil (2012): "*Adferdsøkonomi og økonomiske eksperimenter*" Magma, Nr. 5, s. 26 - 30.
- Chauvet, Marcelle og Hamilton, James D. (2005): "*Dating Business Cycle Turning Points*", NBER Working Paper 11422, National Bureau
- Dai, Qiang, Singleton, Kenneth J. og Yang, Wei (2007): "*Regime Shifts in a Dynamic Term Structure Model of U.S. Treasury Bond Yields*" The Review of Financial Studies, Vol. 20(5), s. 1669-1706.
- Davig, Troy og Doh, Taeyoung (2009): "*Monetary Policy Regime Shifts and Inflation Persistence*", Research Working Papers 08-16, The Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Research Department.
- Dedekam jr, Anders (2006). "*Makroøkonomi - Samfunnsøkonomi og økonomisk politikk*", 4. utgave, 2. opplag, Fagbokforlaget.
- Dedu, V. og Dumitrescu, B. A. (2010): "*The Balassa-Samuelson Effect in Romania*" Romanian Journal of Economic Forecasting, (Nr. 4), s. 44 - 53.
- Degen, K. og Fischer, A. M. (2010): "*Immigration and Swiss House Prices*", Swiss National Bank Working Papers 2010-16.

- Easterby-Smith, Mark, Thorpe, Richard og Jackson, Paul (2012). "*Management Research*", Sage.
- Econ. (2014): "*Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk 1986-2013, Norges Eiendomsmeglerforbund og Eiendomsmeglerforetakenes Forening, Oslo.*" [Online]. Tilgjengelig: <http://www.nef.no/xp/pub/topp/hovedside> [Hentet 8. januar 2014].
- Engle, Robert F. og Granger, C. W. J. (1987): "*Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing*" *Econometrica*, Vol. 55(2), s. 251-276.
- Estima (2013a): "*RATS User Guide*", Version 8.3.
- Estima 2013b. Rats User's Guide Version 8.3. *The Economist*.
- Farmer, Roger E. A., Waggoner, Daniel F. og Zha, Tao (2009): "*Undertanding Markov Swithcing Rational Expectations Models*" *Journal of Economic Theory*, Vol. 144(5), s. 1849-1867.
- Finanstilsynet (2012a): "*Boliglånsundersøkelsen*", Offentlig rapport, Finanstilsynet.
- Finanstilsynet (2012b): "*Årsmelding 2012*", s. 31-33.
- Finanstilsynet (2013): "*Finansielt utsyn 2013*", s. 12.
- Fjærli, Erik (2006): "*Risiko i boligmarkedet*", Økonomiske analyser 5, Statistisk Sentralbyrå, s. 31-38.
- Foldvary, Fred E. 1991. Real Estate and Business Cycles: Henry George's Theory of the Trade Cycle. *Presented at the Lafayette College Henry George Conference*. Latvia University of Agriculture.
- Gali, Jordi (2008). "*Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*", United Kingdom, Princeton University Press.
- George, Henry ([1879] 1935). "*Progress Poverty*", Fiftieth Anniversary Edition, Tennessee, United States of America, Kingsport Press, INC.
- Gjelsvik, M. L. (2013): "*The Demand for Labour by Education: A Sectoral Model of the Norwegian Economy*", Statistisk Sentralbyrå rapport nr. 41.
- Gonzalez, L. og Ortega, F. (2009): "*Immigration and Housing Booms: Evidence from Spain*", Discussion Paper, The Institute for the Study of Labour (IZA).
- Gram, Trond (2011): "*Når staten tar kontroll: Bankkrisen fra 1991 - 1993*". Master Thesis, University of Oslo.
- Gram, Trond. (2013): "*Store Norske Leksikon*" [Online]. Tilgjengelig: <http://snl.no/bankkrise> [Hentet 13. november 2013].
- Gripsrud, Geir, Olsson, Ulf Henning og Silkoset, Ragnhild (2006). "*Metode og dataanalyse med fokus på beslutninger i bedrifter*", Høyskoleforlaget.
- Grytten, Ola (2008): "*Krakk og kriser i historisk perspektiv*", Presentert på vårkonferansen, NHH, 20. mai 2008.
- Grytten, Ola. (2009). "*Bobler*".
- Hamilton, James D. (1989): "*A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle*" *Econometrica*, 57(2), 357-384.
- Hamilton, James D. (2005): "*Regime-Switching Models*", Palgrave Dictionary of Economics, Palgrave MacMillan Ltd.
- Himmelberg, Charles, Mayer, Christopher og Sinai, Todd (2005): "*Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions*", Staff Reports.
- Holly, Sean og Jones, Natasha (1997): "*House prices since the 1940s- Cointegration, deography and asymmetries*" *Economic Modelling*, Vol. 14(4), s. 549-465.
- Holter, Jon Petter (2000): "*Historisk rentestatistikk 1820-1999*" *Penger og kreditt*, Vol. 4, s. 269 - 277.
- Hull, John C. (2012). "*Options, Futures, and Other Derivatives*", Pearson Education.

- Hungnes, H. 2008. Boligpriser, boligkapital og boligkonsum. *P. Boug og Y. Dyvi (Red.): MODAG – en makroøkonomisk modell for norsk økonomi, Sosiale og økonomiske studier III*. Statistisk sentralbyrå.
- Iacociello, Matteo og Minetti, Raoul (2002): "*Financial liberalization and the sensitivity of house prices to monetary policy- Theory and evidence*" Boston College Working Papers in Economics, Vol. 538,
- Investopedia. (2014): "*Heteroskedasticity*" [Online]. Investopedia US. Tilgjengelig: <http://www.investopedia.com/terms/h/heteroskedasticity.asp> [Hentet 2. april 2014].
- Jacobsen, Dag Henning og Naug, Bjørn E. (2004): "*Hva driver boligprisene?*", Penger og Kreditt 4, Norges Bank.
- Juel, Steinar. (2013): "*- Boligmarkedet kan falle ti prosent det neste året*" [Online]. Dagens Næringsliv. Tilgjengelig: <http://www.dn.no/privat/eiendom/2013/11/01/-boligmarkedet-kan-falle-ti-prosent-det-neste-aret> [Hentet 31. mars 2013].
- Keynes, John Maynard (1936): "*The General Theory of Employment, Interest and Money*" Macmillan Cambridge University Press, for Royal Economic Society
- Kvinge, Torunn, Langset, Bjørg og Nørve, Siri (2012): "*Hva betyr kvalitetskrav for byggekostnader og boligtilbud?*", NIBR-Notat 112, Norsk Institutt for by- og regionforskning.
- Laibson, David (1997): "*Golden Eggs and Hyperbolic Discounting*" The Quarterly Journal of Economics, Vo.. 112(2), s. 443 - 477.
- Larsen, Erling Røed (2013): "*Et bærekraftig boligmarked*", Boligmelding 2013, Regjeringen, s. 4-5.
- Larsen, Erling Røed og Sommervoll, Dag Einar (2004): "*Hva bestemmer boligprisene*", Samfunnsspeilet nr. 2, Statistisk Sentralbyrå.
- Lauvsnes, Svein Oskar (2012): "Time series econometrics", Compendium 1.
- Lauvsnes, Svein Oskar (2013): "*Konjunkturanalyse*" Samfunnsøkonomen, Nr. 9, s. 31-42.
- Lawson, Tony (2009): "*Contemporary economics and the crisis*" Real-World Economics Review, Nr. 50,
- Leamer, Edward E. (2007): "*Housing is the Business Cycle*", NBER Working Paper 13428, National Bureau of Economic Research.
- Lee, Christopher (2011): "*Real Estate Cycles: They exist... and Are Predictable*" Center for Real Estate Quarterly Journal, vol. 5(2),
- Lilleng, Thomas og Rossow, Liv Oftedal (2013): "*En litteraturstudie om konjunkturer og prising i boligmarkedet*", Prosjektoppgave, Universitetet i Nordland.
- Maitland-Smith, James K. og Brooks, Chris (1999): "*Threshold autoregressive and Markov switching models: an application to commercial real estate*" Journal of Property Research, Vol. 16(1), s. 1-19.
- Mathiassen, Sofie (1989): "*Intervju med Trygve Haavelmo*" Sosialøkonomen, nr. 11, s. 23.
- Maurin, Charles, Palma, André de og Picard, Nathalie (2012): "*Regime Switching Models: An Application to the Real Estate Market in Ile-de-France*", Working Paper 3,5, SustainCity.
- McDonald, Robert L. (2003). "*Derivatives Markets*", Pearson Education.
- McQuinn, Kieran og O'Reilly, Gerard (2008): "*Assessing the role of income and interest rates in determining house prices*" Journal of Economic Modelling, Vol. 25(nr. 3),
- Molden, Birgitte Hovdan (2011): "*Beregninger av boligbehov i Norge*", Aktuell kommentar 6, Norges Bank.
- Nneji, Ogonna, Brooks, Chris og Ward, Charles (2013): "*House Price Dynamics and Their Reaction to Macroeconomic Changes_Brooks 2013*" Economic Modelling, Vol. 32, s. 172-178.
- Nordbø, Einar W. (2013): "*Innvandring og boligpriser i Norge*", Staff Memo 8.

- NTB, Norsk Telegrambyrå. (2013): "*Stiger for første gang på fem år*" [Online]. E24. Tilgjengelig: <http://e24.no/eiendom/boligprisene-stiger-i-irland-for-foerste-gang-paa-fem-aar/21106526> [Hentet 27. november 2013].
- Nygaard, Knut (2012): "*Finans og psykologi*" Magma, Nr. 5, s. 31 - 37.
- Ohnishi, Takaaki, Mizuno, Takayuki, Shimizu, Chihiro og Watanabe, Tsutomu (2010): "*On the Evolution of the House Price Distribution*", Discussion Paper, Research Institute of Economy, Trade and Industry.
- Olsen, Øystein og Andreassen, H. M. (2011): "*Derfor stiger boligprisene*" [Online]. Tilgjengelig: <http://e24.no/eiendom/norges-bank-derfor-stiger-boligprisene/20126237> [Hentet 5. november 2013].
- Pham, H. (2010): "*Det norske boliginntaket*" [Online]. forskning.no. Tilgjengelig: <http://www.forskning.no/artikler/2010/mars/245496> [Hentet 26. mars 2014].
- Sà, F. (2011): "*Immigration and House Prices in the UK*", IZA Discussion Paper.
- Saiz, A. (2007): "*Immigration and Housing Rents in American Cities*" Journal of Urban Economics, 61, s. 345-371.
- Senneset, K, Andersen, K. A. og Lund, D (2012): "*Boligmarked og boligpriser*" Samfunnsøkonomen, Vol. 126(Nr. 5), s. 24-28.
- Sims, Christopher A. og Zha, Tao (2006): "*Were There Regime Switches in U.S. Monetary Policy?*" American Economic Review, Vol. 96(1), s. 54-81.
- SSB, Statistisk Sentralbyrå 2013a. Folkemengde per. 1 januar, fødte, døde, flyttinger og folketilvekst. *Statistisk årbok 2013*.
- SSB, Statistisk Sentralbyrå. (2013b): "*Fødselsoverskudd, nettoinnflytting og folkevekst. Hele landet. 1951-2012*" [Online]. Tilgjengelig: <http://www.ssb.no/befolkning/statistikker/folkendrhist/aar/2013-03-21 - content> [Hentet 5. november 2013].
- SSB, Statistisk Sentralbyrå. (2013c): "*Konsumprisindeksen, Statistikkbanken*" [Online]. Tilgjengelig: <http://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/kpi/maaned> [Hentet 6. november 2013].
- SSB, Statistisk Sentralbyrå. (2013d): "*Økte lønninger gir lavere sysselsetting blant lavt utdannet arbeidskraft*" [Online]. Statistisk Sentralbyrå. Tilgjengelig: <http://www.ssb.no/forskning/offentlig-okonomi/arbeidsmarked/%C3%B8kte-l%C3%B8nninger-gir-lavere-sysselsetting-blant-lavt-utdannet-arbeidskraft> [Hentet 20. mars 2014].
- Steigum, E. (2004). "*Moderne makroøkonomi*", Gyldendal Akademiske forlag.
- Stoltz, G. (2009): "*Konjunktur*" [Online]. Tilgjengelig: <http://snl.no/konjunktur> [Hentet 4. november 2013].
- Sved, B. (2012). "*To av tre trøndere tror boligprisene skal opp*". adressa.no.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2013). "*Introductory Econometrics*", 5th, South-Western Cengage Learning.
- Aarnes, L. A. (2012): "*Boligbygging og konjunkturer i Norge 1980 - 2011*". Master Thesis, Universitetet i Agder.

I. Appendiks 1: Markovresultater, boligprisindeksen

MAXIMIZE - Estimation by BFGS Convergence in 12 Iterations. Final criterion was 0.0000092 <= 0.0000100 Quarterly Data From 1990:03 To 2013:04	
Usable Observations	94
Function Value	-235.8948

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. MU(1)(1)	-2.009283560	0.802542793	-2.50365	0.01229207
2. MU(2)(1)	2.515821985	0.422075183	5.96060	0.00000000
3. PHI(1)(1,1)	0.105129540	0.113137367	0.92922	0.35277492
4. SIGMA(1,1)	7.026498404	1.286509453	5.46168	0.00000005
5. P(1,1)	0.859093849	0.127789447	6.72273	0.00000000
6. P(1,2)	0.038890497	0.034369930	1.13153	0.25783343

II. Appendiks 2: Markovresultater, BNP

MAXIMIZE - Estimation by BFGS Convergence in 11 Iterations. Final criterion was 0.0000028 <= 0.0000100 Quarterly Data From 1978:03 To 2013:04	
Usable Observations	142
Function Value	-437.4435

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. MU(1)(1)	-2.50363924	0.95774892	-2.61409	0.00894662
2. MU(2)(1)	2.65077181	0.49380430	5.36806	0.00000008
3. PHI(1)(1,1)	-0.27354029	0.09085905	-3.01060	0.00260732
4. SIGMA(1,1)	23.61664543	3.20484344	7.36905	0.00000000
5. P(1,1)	0.88097532	0.07243557	12.16219	0.00000000
6. P(1,2)	0.03977548	0.02932179	1.35652	0.17493505

III. Appendiks 3: Dickey-Fuller test, boligprisindeksen

a. På nivå

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series BPI Regression Run From 1990:02 to 2013:04 Observations 96 Without intercept or trend Using fixed lags 0	
Signif. Level	Crit. Value
1 % (**)	-2.58731
5 % (*)	-1.94345
10 %	-1.61749
T-Statistic	5.53403

b. På vekstform

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series G (førstediff av BPI) Regression Run From 1990:03 to 2013:04 Observations 95 Without intercept or trend Using fixed lags 0	
Signif. Level	Crit. Value
1 % (**)	-2.58731
5 % (*)	-1.94345
10 %	-1.61749
T-Statistic	-5.99738**

IV. Appendiks 4: Dickey-Fuller test, BNP

a. På nivå

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series BNP Regression Run From 1990:02 to 2013:04 Observations 96 Without intercept or trend Using fixed lags 0	
Signif. Level	Crit. Value
1 % (**)	-2.58731
5 % (*)	-1.94345
10 %	-1.61749
T-Statistic	2.77898

b. På vekstform

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series B (førstediff. av BNP) Regression Run From 1990:03 to 2013:04 Observations 95 Without intercept or trend Using fixed lags 0	
Signif. Level	Crit. Value
1 % (**)	-2.58731
5 % (*)	-1.94345
10 %	-1.61749
T-Statistic	-9.57452**

V. Appendiks 5: Feilkorreksjonsmodellen

a. Lineær regresjon, likevektsrelasjonen

Linear Regression - Estimation by Least Squares	
Dependent Variable B	
Quarterly Data From 1990:01 To 2013:04	
Usable Observations	96
Degrees of Freedom	94
Centered R ²	0.9585740
R-Bar ²	0.9581333
Uncentered R ²	0.9999083
Mean of Dependent Variable	10.621191212
Std Error of Dependent Variable	0.502972537
Standard Error of Estimate	0.102915037
Sum of Squared Residuals	0.9956014472
Regression F(5,83)	2175.1044
Significance Level of F	0.0000000
Log Likelihood	83.0822
Durbin-Watson Statistic	0.2296

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	8.3460570189	0.0499008251	167.25289	0.00000000
2. P	0.8747241806	0.0187556049	46.63801	0.00000000

hvor:

B – logaritmen av BNP (fastlands-Norge uten offentlig sektor, sesongjustert)

P – logaritmen av boligprisindeksen

b. Dickey-Fuller test av feilleddet i likevektsrelasjonen

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series ERR	
Regression Run From 1990:02 to 2013:04	
Observations 96	
Without intercept or trend	
Using fixed lags 0	
Signif. Level	Crit. Value
1 % (**)	-2.58731
5 % (*)	-1.94345
10 %	-1.61749
T-Statistic	-2.43446*

c. Lineær regresjon, BNP som avhengig

Linear Regression - Estimation by Least Squares	
Dependent Variable DB	
Quarterly Data From 1990:02 To 2013:04	
Usable Observations	95
Degrees of Freedom	92
Centered R ²	0.1241826
R-Bar ²	0.1051431
Uncentered R ²	0.1918506
Mean of Dependent Variable	0.0141189509
Std Error of Dependent Variable	0.0490517253
Standard Error of Estimate	0.0464014011
Sum of Squared Residuals	0.1980842826
Regression F(2,92)	6.5224
Significance Level of F	0.0022440
Log Likelihood	158.4155
Durbin-Watson Statistic	2.1654

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.007062416	0.005306845	1.33081	0.18653963
2. ERR{1}	-0.104958073	0.046702982	-2.24735	0.02700792
3. DP	0.453344343	0.150216193	3.01795	0.00329194

hvor:

DB – logaritmisk endring i BNP (fastlands-Norge uten offentlig sektor, sesongjustert)

DP – logaritmisk endring i boligprisindeksen

i. Testing av feilledet

I. White's Heteroskedasticity Test		Significance Level
Chi-Squared(5)	11.455189	0.04306563

Statistics on Series U1 (U1 er feilledet til ligning 1, dvs. regresjon med BNP som avhengig variabel) Quarterly Data From 1990:02 To 2013:04			
Observations	95		
Sample Mean	-0.000000	Variance	0.002107
Standard Error	0.045905	SE of Sample Mean	0.004710
T-Statistic (Mean=0)	-0.000000	Signif. Level (Mean=0)	1.000000
Skewness	-0.393783	Signif. Level (Sk=0)	0.123038
Kurtosis (excess)	0.615835	Signif Level (Ku=0)	0.237807
Jarque-Bera	3.956410	Signif. Level (JB=0)	0.138317

Correlations of Series U1 Quarterly Data From 1990:02 To 2013:04		
Autocorrelations	1	2
	-0.08360	0.17503
Ljung-Box Q-Statistics	Statistic	Signif. Level
Lags = 2	3.721	0.155608

Linear Regression - Estimation by Least Squares Dependent Variable U12 (Feilledet i ligning 1) Quarterly Data From 1991:03 To 2013:04	
Usable Observations	90
Degrees of Freedom	84
Centered R ²	0.0365100
R-Bar ²	-0.0208406
Uncentered R ²	0.3143972
Mean of Dependent Variable	0.0021560327
Std Error of Dependent Variable	0.0034055212
Standard Error of Estimate	0.0034408248
Sum of Squared Residuals	0.0009944992
Regression F(5,83)	0.6366
Significance Level of F	0.6723408
Log Likelihood	385.8842
Durbin-Watson Statistic	1.9492

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.002080456	0.000627800	3.31388	0.00135921
2. U12{1}	0.063501163	0.108674547	0.58432	0.56056829
3. U12{2}	-0.052852602	0.107670529	-0.49087	0.62479595
4. U12{3}	-0.028613449	0.107805259	-0.26542	0.79133781
5. U12{4}	0.151101695	0.107822436	1.40139	0.16478033
6. U12{5}	-0.098304502	0.108927367	-0.90248	0.36938386

Dette gir $TR^2 \approx 3,07$, som er vesentlig lavere enn kritisk verdi (34,17).

a. Lineær regresjon, boligprisindeksen som avhengig

Linear Regression - Estimation by Least Squares	
Dependent Variable DP	
Quarterly Data From 1990:03 To 2013:04	
Usable Observations	94
Degrees of Freedom	90
Centered R ²	0.1077401
R-Bar ²	0.0779981
Uncentered R ²	0.2959359
Mean of Dependent Variable	0.0162386979
Std Error of Dependent Variable	0.0315772872
Standard Error of Estimate	0.0303208054
Sum of Squared Residuals	0.0827416116
Regression F(3,90)	3.6225
Significance Level of F	0.0160625
Log Likelihood	197.2802
Durbin-Watson Statistic	1.9032

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.011650150	0.003523073	3.30681	0.00135693
2. ERR{1}	0.033625222	0.031355722	1.07238	0.28641689
3. DB{1}	-0.041725837	0.068193671	-0.61187	0.54216473
4. DP{1}	0.326221338	0.102535694	3.18154	0.00201076

hvor:

DB – logaritmisk endring i BNP (fastlands-Norge uten offentlig sektor, sesongjustert)

DP – logaritmisk endring i boligprisindeksen

i. Testing av feilledet

White's Heteroskedasticity Test		Significance Level
Chi-Squared(9)	16.934383	0.04975350

Statistics on Series U2 (U2 er feilledet til ligning 2, dvs. regresjon med boligprisindeksen som avhengig variabel) Quarterly Data From 1990:03 To 2013:04			
Observations	94		
Sample Mean	0.000000	Variance	0.000890
Standard Error	0.029828	SE of Sample Mean	0.003076
T-Statistic (Mean=0)	0.000000	Signif. Level (Mean=0)	1.000000
Skewness	-0.149702	Signif. Level (Sk=0)	0.559844
Kurtosis (excess)	0.087915	Signif Level (Ku=0)	0.866925
Jarque-Bera	0.381373	Signif. Level (JB=0)	0.826392

Correlations of Series U2 Quarterly Data From 1990:03 To 2013:04		
Autocorrelations	1	2
	0.04182	-0.20672
Ljung-Box Q-Statistics	Statistic	Signif. Level
Lags = 2	4.361	0.112974

Linear Regression - Estimation by Least Squares Dependent Variable U22 (Feilledet i ligning 2 kvadrert) Quarterly Data From 1991:04 To 2013:04	
Usable Observations	89
Degrees of Freedom	83
Centered R ²	0.0441081
R-Bar ²	-0.0134757
Uncentered R ²	0.3488170
Mean of Dependent Variable	0.0008679493
Std Error of Dependent Variable	0.0012760187
Standard Error of Estimate	0.0012845875
Sum of Squared Residuals	0.0001369637
Regression F(5,83)	0.7660
Significance Level of F	0.5769190
Log Likelihood	469.3216
Durbin-Watson Statistic	1.9836

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.000751677	0.000247043	3.04270	0.00313897
2. U22{1}	-0.027754587	0.109863440	-0.25263	0.80118025
3. U22{2}	0.165107272	0.109562841	1.50696	0.13561663
4. U22{3}	-0.070565491	0.110652206	-0.63772	0.52540925
5. U22{4}	0.063985720	0.108450573	0.59000	0.55679424
6. U22{5}	0.000033492	0.108722674	3.08047e-04	0.99975495

Dette gir $TR^2 \approx 3,66$, som er vesentlig lavere enn kritisk verdi (34,17).