



# En empirisk analyse av det norske boligmarkedet 1985-2013

*-med fokus på befolkningsvekstens effekt på boligprisene i Norge og Oslo*

**Steffen Lilleng og Thomas Mangor-Jensen**

**Veileder: Jan Tore Klovland**

Masterutredning i finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

## Sammendrag

I denne masterutredningen utføres en empirisk analyse av det norske boligmarkedet i perioden 1985-3. kvartal 2013. Det fokuseres på utvalgte faktorer som kan forklare boligprisutviklingen både på landsbasis og i Oslo. Spesielt er vi interessert i å teste befolkningsvektens effekt på boligprisene, og med utgangspunkt i MODAG og boligprismodellen til Jacobsen og Naug, har vi estimert feiljusteringsmodeller som viser de ulike faktorenes effekt på boligprisene. Modellene rapporterer både en kortsiktig dynamikk og en langsiktig løsning.

Våre resultater viser at befolkningsveksten ikke har hatt signifikant effekt på hverken boligprisutviklingen på landsbasis eller i Oslo, men at det er en positiv sammenheng mellom boligprisvekst og befolkningsvekst. Resultatene antyder at den kortsiktige dynamikken i boligprisen påvirkes av husholdningenes realbruttogjeld, realboligprisen i tidligere perioder og skattejustert realrente, mens den langsiktige løsningen påvirkes av husholdningenes realbruttogjeld og disponible realinntekt, utviklingen i boligkapitalen og skattejustert realrente.

## Forord

Denne masterutredningen er skrevet ved Norges Handelshøyskole høsten 2013 og inngår som en avsluttende del av masterstudiet i økonomi og administrasjon med fordypning i finansiell økonomi. Som følge av vår felles interesse for boligmarkedet, samt vårt ønske om å skrive en empirisk oppgave, ble det naturlige valget å analysere hoveddeterminantene bak den eksepsjonelle utviklingen som har funnet sted i det norske boligmarkedet de siste tiårene.

Ved inngangen av semesteret hadde vi begrenset kunnskap om de økonometriske metodene og programmet anvendt i denne utredningen, og vi har dermed brukt mye tid på tilegne oss denne kunnskapen. Underveis i skriveprosessen har vi fulgt kurset Econometric Techniques (ECO402) ved NHH. Arbeidet med utredning har vært krevende og utfordrende, samtidig som det har vært meget lærerikt. Ved å fokusere på empirisk analyse, føler vi at vi har fått anvendt både våre kunnskaper i finansiell økonomi og samfunnsøkonomi. Vi er begge av den oppfatning at sluttproduktet bærer preg av godt samarbeid og betydelige synergieffekter av å være to forfattere.

Først og fremst vil vi takke vår veileder, Jan Tore Klovland, for gode råd og konstruktive tilbakemeldinger. En stor takk rettes også til Kristina Bott for instruksjoner i STATA og Eilev Jansen fra Statistisk sentralbyrå for hjelp med innhenting av data.

Bergen 20. desember 2013

.....  
Thomas Mangor Jensen

.....  
Steffen Lilleng

# Innholdsfortegnelse

Sammendrag .....	2
Forord .....	3
Figuroversikt .....	7
1. Introduksjon .....	9
2. Prisdannelsen i boligmarkedet .....	10
2.1 Etterspørselsiden .....	10
2.2 Tilbudssiden .....	10
2.3 Likevektspris på kort og lang sikt .....	11
2.4 Potensielle forklaringsfaktorer .....	12
3. Måling av boligpriser .....	15
3.1 Gjentatte-salg metoden .....	16
3.2 Den hedoniske metoden .....	16
3.3 Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk .....	17
3.4 Boligprisindeksen (BPI) .....	18
3.5 Ulike mål på inflasjon .....	19
4. Det norske boligmarkedet 1985-2013 .....	22
4.1 Endringer i markedsforhold .....	22
4.2 Historisk boligprisutvikling i Norge 1985-2013 .....	23
4.3 Framtidsutsikter i boligmarkedet .....	25
4.4 Historisk boligprisutvikling i Oslo 1985-2013 .....	26
4.5 Den norske boligmodellen og skattemessige fordeler .....	27
4.5.1 Lavere inntektsbeskatning .....	28
4.5.2 Rabatt i formueskatten .....	29
4.5.3 Skattefavoriseringens innvirkning på boligprisene .....	30
4.6 Risiko og kostnader ved boliginvesteringer .....	30
5. Befolkningsutviklingen 1985-2013 .....	32
5.1 Befolkningsutviklingen i Norge .....	32
5.1.1 Fødselsoverskudd .....	33
5.1.2 Nettoinnvandring .....	34
5.2. Regional befolkningsutvikling .....	36
5.3 Befolkningsutviklingen i Oslo .....	36
6. Tidligere forskning og økonomiske boligprismodeller .....	40
6.1 MODAG (KVARTS) .....	40
6.2 Jacobsen & Naug .....	42

7. Utviklingen i utvalgte faktorer og forventet effekt på boligprisene .....	46
7.1 Husholdningenes bruttogjeld .....	46
7.2 Husholdningenes realrente etter skatt .....	50
7.3 Husholdningenes inntekter .....	52
7.4 Husholdningenes forventninger .....	55
7.5 Arbeidsledighet .....	57
7.6 Byggekostnader og investeringer i nybygging .....	58
7.7 Boligomsetning .....	60
7.8 Befolkningsvekst .....	61
8. Statistisk teori og metode .....	65
8.1 Regresjonsanalyse .....	65
8.2 Sesongjustering .....	65
8.3 Stasjonæritet .....	67
8.3.1 Strengt stasjonær .....	67
8.3.2 Svak stasjonær .....	68
8.3.3 Stasjonæritetstesting .....	69
8.4 Autokorrelasjon .....	72
8.4.1 Grafisk test for autokorrelasjon .....	73
8.4.2 Statistiske tester for autokorrelasjon .....	73
8.4.3 Ljung-Box test .....	73
8.4.4 Breusch-Godfrey test .....	74
8.5 Normalitet $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ .....	75
8.5.1 Statistisk test for normalitet .....	75
8.6 Homoskedasitet .....	76
8.6.1 Grafisk test .....	76
8.6.2 White's test .....	77
8.6.3 ARCH-test (Engle's lagrange multiplier test) .....	78
8.6.4 Ramsey's RESET test .....	79
8.7 Kointegrasjon .....	79
8.8 Feiljusteringsmodeller .....	80
8.8.1 Johansen-test for kointegrasjon .....	81
9. Konstruksjon av økonometriske boligmodeller .....	84
9.1 Presentasjon av variablene og forventninger til stasjonæritet .....	84
9.2 Stasjonæritetsanalyse .....	89
9.2.1 Realboligprisen .....	90
9.2.2 Samlet boligkapital i faste priser (k83) .....	91

---

9.2.3 Sesongjustert arbeidsledighet.....	92
9.2.4 Husholdningenes disponible realinntekt.....	93
9.2.5 Husholdningenes realbruttogjeld.....	93
9.2.6 Husholdningenes realrente etter skatt .....	94
9.2.7 Husholdningenes forventninger .....	95
9.2.8 Nettoinnvandring til Norge og nettoinnflytting til Oslo .....	95
9.2.9 Folketilvekst i Norge og Oslo .....	96
9.3 Kointegrerte variabler .....	99
10. Estimering av modell .....	103
10.1 Norge-modellen .....	108
10.2 Oslo-modellen .....	113
10.3 Sammenligning med tidligere resultater .....	116
11. Validitet av modellen .....	118
11.1 Autokorrelasjon.....	118
11.2 Heteroskedastisitet .....	119
11.3 Normalfordeling .....	119
11.4 Funksjonell form.....	120
12. Kritikk av modell .....	121
13. Konklusjon .....	123
Kildeliste .....	124
Appendiks.....	130
Resultater fra Johansen-testen .....	130
Statistiske tester for autokorrelasjon.....	131
Statistiske tester for homoskedastisitet.....	131
Statistiske tester for normalitet .....	132
Statistisk test for funksjonell form og utelatte variabler .....	132

## Figuroversikt

Figur 1. Prismekanismene på kort sikt .....	11
Figur 2. Prismekanismene på lang sikt .....	12
Figur 3. Årlig endring fra 1985-2013 (i prosent).....	20
Figur 4. Utviklingen i boligprisindeksene.....	24
Figur 5. EFF-indeksen Oslo og Norge (VA: nivåform HA: vekstform) .....	26
Figur 6. Befolkningsutviklingen på landsbasis (nivåform) .....	33
Figur 7. Befolkningsutviklingen i Oslo (nivåform).....	37
Figur 8. Nettoinnvandring Oslo (nivåform) .....	38
Figur 9. Andel av befolkningsvekst (i prosent) .....	39
Figur 10. SSB-indeksen og bruttogjeld .....	48
Figur 11. Husholdningenes gjeldsbelastning.....	49
Figur 12. Realrente etter skatt vs. SSB-indeksen.....	50
Figur 13. SSB-indeksen vs. justert hovedindikator .....	56
Figur 14. NAV vs. SSB.....	57
Figur 15. SSB-indeksen vs. byggekostnadsindeksen.....	59
Figur 16. Igangsatte boliger vs. SSB-indeksen .....	60
Figur 17. SSB-indeksen, gjeld og omsatte boliger (indeksform).....	61
Figur 18. Alderssammensetning innvandrere og norskfødte med innvandrerforeldre .....	62
Figur 19. Folketilvekst, igangsatte og fullførte boliger i Norge .....	63
Figur 20. Folketilvekst, igangsatte og fullførte boliger i Oslo.....	64
Figur 21. Stokastisk vs. deterministisk trend.....	69
Figur 22. Stasjonæritet vs. ikke-stasjonæritet.....	69
Figur 23. Positiv autokorrelasjon og negativ autokorrelasjon .....	73
Figur 24. Homoskedastisitet og Heteroskedastisitet .....	77
Figur 25. SSB-indeksen på nivåform, vekstform og ln av variabelen (2011=1) .....	90
Figur 26. EFF-indeksen Oslo på nivåform, vekstform og ln av variabelen (2011=1) .....	91
Figur 27. k83 på nivåform, vekstform og ln av variabelen .....	91
Figur 28. Arbeidsledighet (m/u sesongjustering) på nivå- og vekstform .....	92
Figur 29. Disponibel realinntekt på nivåform, vekstform og ln av variabelen .....	93
Figur 30. Bruttogjeld på nivåform, vekstform og den naturlige logaritmen .....	94
Figur 31. Skattejustert realrente på nivåform.....	94
Figur 32. Justert hovedindikator .....	95
Figur 33. Nettoinnvandring/nettoinnflytting, vekstform og ln av variablene.....	96
Figur 34. Folketilvekst, vekstform og ln av variablene .....	97
Figur 35. Langsiktig likevektsforhold i Norge og Oslo .....	99
Figur 36. Realboligpris på landsbasis og i Oslo (på vekstform) .....	108
Figur 37. Faktiske vs. tilpassede verdier Norge-modell (2) .....	109
Figur 38. Faktiske vs. tilpassede verdier Oslo-modell (2) .....	114
Figur 39. Residualplot.....	118
Figur 40. Homoskedastisitetsplot.....	119
Figur 41. Normalitetsplot .....	119

---

Tabell 1. Forklaingsfaktorer på etterspørselssiden .....	13
Tabell 2. Forklaringsfaktorer på tilbudssiden .....	14
Tabell 3. Sentrale reguleringer i det norske boligmarkedet.....	23
Tabell 4. Definisjon av forklaringsvariabler .....	89
Tabell 5. Oversikt over ADF-resultater .....	98
Tabell 6. Boligprismodellen for Norge.....	111
Tabell 7. Boligprismodellen for Oslo .....	115
Tabell 8. Langsiktige resultater.....	117



# 1. Introduksjon

Boligprisene i Norge har de siste 20 årene vært i enorm vekst med unntak av enkelte perioder med forbigående prisfall. En slik periode var høsten 2008 hvor boligprisene falt betydelig i forbindelse med finanskrisen. Prisfallet ble av en rekke økonomer og eksperter tolket som et signal på et overpriset boligmarked, men allerede 3. kvartal 2009 var prisene tilbake på nivået før finanskrisen. Det norske boligmarkedets raske retur og vedvarende vekst i årene etter finanskrisen er et relativt unikt tilfelle i internasjonal sammenheng, og har medført diskusjon om prisstigningen kan forklares av utviklingen i fundamentale verdier eller om det er antydninger til bobletendenser i det norske boligmarkedet.

I vår masterutredning vil vi basert på kvartalsvis data, studere determinanter som potensielt kan forklare utviklingen i det norske boligmarkedet i perioden 1985-3. kvartal 2013. Vi er spesielt interessert i å studere befolkningsvekstens effekt på boligprisene. Folketallet i Norge har gjennom de tre siste tiårene vært økende, og særlig etter utvidelsen av EU/EØS i 2004 og 2007 tiltok veksten markant. De senere årene har Norge ligget i veksttoppen i Europa (SSB, 2013:7). Med utgangspunkt i at befolkningsveksten har vært preget av store regionale forskjeller, vil vi fokusere både på boligprisutviklingen på landsbasis og i Oslo. Vi vil ved hjelp av Johansen-testen og det statistiske programmet STATA konstruere feiljusteringsmodeller for å forklare utviklingen i boligprisene på kort og lang sikt.

Vi starter med å presentere prisdannelsen i boligmarkedet i kapittel 2, før vi ser nærmere på hvordan boligpriser måles og introduserer to sentrale boligprisindekser i kapittel 3. I kapittel 4 redegjør vi for den historiske utviklingen i boligmarkedet på landsbasis og i Oslo og presenterer særegenheter ved den norske boligmodellen og det norske skattesystemet. I kapittel 5 ser vi nærmere på befolkningsutviklingen som har funnet sted i Norge og Oslo gjennom perioden. Tidligere forskning og økonomiske boligprismodeller presenteres i kapittel 6, før vi i kapittel 7 analyserer utvalgte faktorer som potensielt kan ha hatt innvirkning på utviklingen i boligmarkedet. I kapittel 8 presenteres statistisk metode benyttet i forbindelse med modelleringsprosessen som følger i kapittel 9, og i kapittel 10 estimeres de endelige modellene. I kapittel 11 kommenterer vi validitet, mens vi i kapittel 12 gir en kritisk vurdering av våre modeller, før vi i kapittel 13 trekker vår konklusjon.

## 2. Prisdannelsen i boligmarkedet

Boligmarkedet fungerer på generelt grunnlag identisk som de fleste andre markeder, men innehar i tillegg enkelte særtrekk som påvirker prisdannelsen. Vi vil i de kommende avsnittene redegjøre for hvordan likevektsprisen dannes i boligmarkedet, og basert på det faktum at tilbudet av boliger avhenger av tidshorizonten, vil vi skille mellom kort og lang sikt i beskrivelsen av prisdannelsen. I tillegg vil vi presentere potensielle forklaringsfaktorer både på tilbuds- og etterspørselssiden som kan bidra til endringer i boligprisene.

### 2.1 Etterspørselssiden

En særegenhet ved boligmarkedet sammenliknet med mange andre markeder, er at boligmassen er heterogen langs mange dimensjoner (Nordvik & Medby, 2007). Boligmarkedet kan dermed splittes opp i flere delmarkeder etter for eksempel standard, type bolig eller boligens beliggenhet. Dette medfører at boligetterspørselen kan variere mellom de enkelte delmarkedene, samtidig som etterspørselen innen de enkelte delmarkedene kan påvirkes av ulike faktorer. Ideelt sett skulle derfor prismekanismene innen de enkelte delmarkedene vært analysert separat, men for å redusere kompleksiteten vil aggregerte størrelser vektlegges i videre utredning. Etterspørselskurven i boligmarkedet beskriver kvantum som etterspørres for gitt pris, og det er rimelig å anta at den er både fallende og konveks. Ved lav pris, vil et større kvantum bli etterspurt enn ved høy pris, samtidig som etterspurt kvantum vil øke mer ved en prisreduksjon fra et lavt prisnivå enn ved en prisreduksjon fra et høyt prisnivå.

### 2.2 Tilbudssiden

Boligbygging er i seg selv en tidkrevende prosess, og boligmarkedets heterogenitet kompliserer byggeprosessen ytterligere på bakgrunn av at det er få standard prosedyrer i forbindelse med nybygging og ofte må hvert enkelt tilfelle behandles individuelt. I tillegg vil kapasiteten i byggebransjen være begrenset på kort sikt, som oftest grunnet mangel på tilgjengelig arbeidskraft, og nylig ferdigstilte boliger vil derfor kun utgjøre en liten andel av total boligmasse. Boligmarkedet har dermed begrenset fleksibilitet på tilbudssiden sammenliknet med andre standardiserte konsumvarer som raskt kan justere produkttilbudet ved et etterspørselssjokk. Dette medfører at tilbudet av boliger på kort sikt anses som gitt.

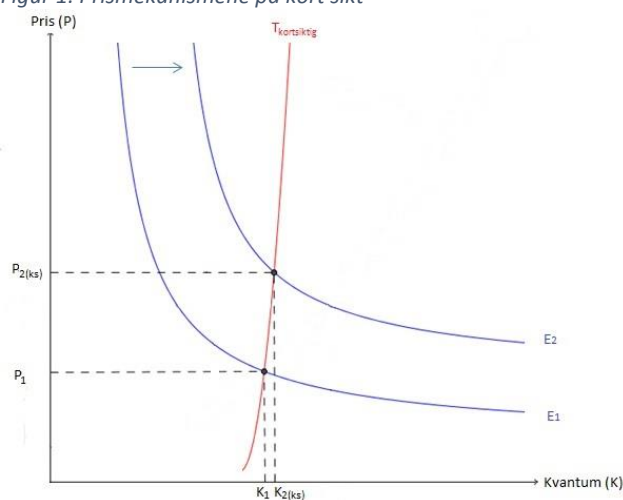
Tilbudskurven i boligmarkedet beskriver kvantum som tilbys for gitt pris, og på kort sikt er den sterkt uelastisk. En perfekt uelastisk tilbudskurve vil være vertikal, noe som innebærer at tilveksten av nybygg

utlignes av depresieringen av eksisterende boligmasse. I en slik situasjon vil endringer i etterspørselen få fullt gjennomslag i boligprisene. Basert på markedsforhold i nyere tid, vil det derimot være rimelig å anta at nybyggingsraten overgår depresieringsraten, og at tilbudskurven kun er tilnærmet perfekt uelastisk. Dette resulterer i at det også på kort sikt vil bygges flere boliger ved en eventuell prisoppgang, men at boligprisene hovedsakelig vil bestemmes ut ifra forhold relatert til etterspørselen siden omfanget av nybyggingen vil være av svært liten størrelsesorden. På lang sikt vil det derimot kunne ferdigstilles flere boliger, og kapasiteten i byggebransjen vil kunne utvides. Dette medfører at tilbudet av boliger på lang sikt vil tilpasse seg boligetterpørselen.

## 2.3 Likevektspris på kort og lang sikt

Likevektsprisen i boligmarkedet bestemmes ut ifra skjæringspunktet mellom tilbuds- og etterspørselskurven. I utgangspunktet befinner vi oss i  $P_1$  og  $K_1$  der tilbuds- og etterspørselskurvene  $T_{kortsiktig}$  og  $E_1$  skjærer hverandre. Et positivt etterspørselssjokk vil føre til at etterspørselskurven skifter ut og til høyre fra  $E_1$  til  $E_2$ , som resulterer i en kortsiktig prisstigning fra  $P_1$  til  $P_{2(kS)}$  og en økning i tilbudet fra  $K_1$  til  $K_{2(kS)}$ . Den nye likevekten i  $P_{2(kS)}$  og  $K_{2(kS)}$  indikerer en minimal økning i tilbudet, mens prisen har økt betydelig. Et positivt etterspørselssjokk kan dermed resultere i en kortsiktig likevektspris som er høyere enn langsiktig likevektspris siden det tar tid før boligmassen justerer seg i forhold til den økte boligetterpørselen. En langtidsmodell bør derfor inneholde forklaringsfaktorer for utviklingen i boligmassen, som bygge- og tomtekostnader og prisen på nye boliger (Jacobsen & Naug, 2004).

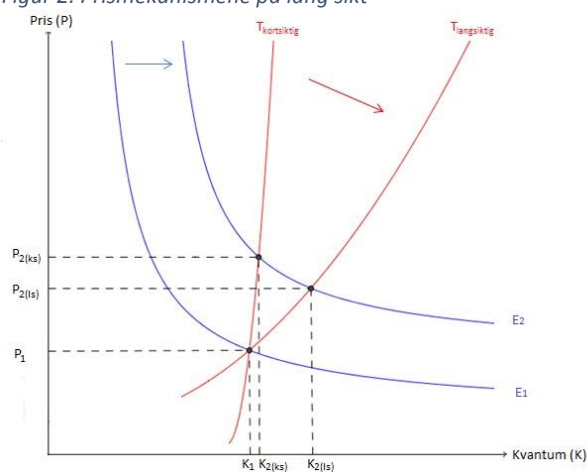
Figur 1. Prismekanismene på kort sikt<sup>1</sup>



<sup>1</sup> Basert på (Klovland & Helliesen, 2012)

Den kortsiktige prisstigningen vil medføre økt lønnsomhet i byggebransjen, og kapasiteten som var begrenset på kort sikt, utvides og boligmassen vil øke. På lang sikt vil derfor tilbudskurven være mer elastisk enn på kort sikt slik at et større kvantum vil bli tilbudt. Dette er illustrert i figur 2 hvor man kan observere tilbudskurvens gradvise skift fra kortsiktig likevekt i  $P_{2(kS)}$  og  $K_{2(kS)}$  til langsiktig likevekt  $P_{2(lS)}$  og  $K_{2(lS)}$  der tilbuds- og etterspørselskurvene  $T_{langsiktig}$  og  $E_2$  krysser hverandre. Dette resulterer i at effekten på boligprisene er større på kort enn lang sikt. Konveksiteten til tilbudskurven er forbundet med at det eksisterer knapphet på innsatsfaktorer i boligbygging som for eksempel tilgang til tomter og arbeidskraft. Tilbudskurven vil derfor ta formen til grensekostnadskurven på lang sikt.

Figur 2. Prismekanismene på lang sikt<sup>1</sup>



Det finnes også teori som argumenterer for at tilbudet av boliger er perfekt elastisk på uendelige lang sikt slik at forhold på etterspørselssiden kun har en effekt på boligmassen, men ikke på prisen (Kenny, 1998). Dette forutsetter at det eksisterer perfekte markeder, hvor alle faktorer på tilbudssiden er variable på lang sikt, og at det ikke finnes inngangsbarrierer. Prisen som klarer markedet vil da være prisen som gir byggebransjen normal profitt. Denne teorien vil ikke vektlegges i videre utredelse grunnet dens strenge forutsetninger.

## 2.4 Potensielle forklaringsfaktorer

Endring i spareadferd kan påvirke etterspørselen etter bolig ved at nordmenn tradisjonelt sett har investert en stor andel av sine midler i bolig. Dersom for eksempel sparing i form av aksjeinvesteringer blir mer populært, vil etterspørselen etter bolig kunne reduseres som igjen vil bidra til et fall i boligprisene. En husholdnings etterspørsel etter bolig kan også påvirkes av endringer i demografisk

<sup>1</sup> Basert på (Klovland & Helliesen, 2012)

sammensetning. Et illustrerende eksempel er å ta utgangspunkt i at husholdninger bestående av én person foretrekker å bo i storbyene, mens husholdninger med to personer foretrekker å bo i distriktene. Dersom husholdningen bestående av to personer brytes opp, vil de begge som enkeltstående husholdninger foretrekke å flytte til storbyene. Det vil da kunne oppstå et prispress på boligprisene i storbyene.

Tabell 1<sup>1</sup>. Forklaringfaktorer på etterspørselssiden<sup>2,3</sup>

Endringer i skattesystemet	Spekulasjon i boligmarkedet
Endringer i inntekt	Høykonjunktur/lavkonjunktur
Endringer i rente	Endring relativ produktivitet
Endringer i arbeidsledighet	Endret yrkesstruktur og utdanning
Endringer i demografi/befolkningsvekst	Korreksjon av over-/underprising
Endringer i flyttemønster (sentralisering)	Mediadrevet boom
Endret spareadferd	Endret kredittmarked
Endringer i reguleringer	Meglerrollen
Forventninger til fremtidig inntekt	Endret kjøpsstrategi

I forbindelse med boligkjøp har mange en forhåndsbestemt strategi om hva man er villig til å betale for en bolig med bestemte karakteristikk. Dersom man observerer at denne type boliger konsekvent går for en høyere pris, vil man muligens vurdere å oppjustere sin betalingsvillighet og endre sin strategi. Endring av kjøpsstrategi forekommer spesielt under oppgangstider og kan bidra til stigende boligpriser. Endret yrkesstruktur og utdanning har høynet kravene til kompetanse i arbeidslivet de siste tiårene, og arbeidsmarkedet for høykvalifisert arbeidskraft er i stor grad konsentrert i de store byene (Larsen & Sommervoll, 2003). Dette kan føre til at etterspørselen etter bolig øker sammen med etterspørsel etter høykvalifisert arbeidskraft. Prispresset på boliger kan forsterkes ytterligere ved at selskapene med høyest betalingsmulighet gir høyere lønn for å kompensere for økte bokostnader. Videre kan media og boligmeglere bidra til høyere boliggetterspørsel ved at de er med på å forme folks forventninger om fremtiden.

I tabell 2 presenteres potensielle forklaringsfaktorer som kan påvirke tilbudet i boligmarkedet og bidra til endringer i boligprisene. Endringer i infrastruktur kan ha innvirkning på boligprisene for eksempel

<sup>1</sup> Basert på (Larsen & Sommervoll, 2003)

<sup>2</sup> Det tas høyde for at det kan eksistere flere forklaringsfaktorer på etterspørselssiden som påvirker boligprisene, enn de som presenteres her.

<sup>3</sup> De fleste forklaringsfaktorene vil bli belyst i løpet av masterutredelsen, og vi vil kun utrede et fåtall av forklaringsfaktorene i tabell 1 i dette avsnittet.

ved at transportmulighetene inn til byene utbedres. Pendlertiden inn til sentrum vil da reduseres, og man vil forvente at nybygging tiltar siden det blir mer attraktivt å bo i utkanten av byene. På samme måte som boligkjøpere, har også boligselgere ofte en forhåndsbestemt strategi hvor målet er å oppnå høyest mulig pris. Både tidspunkt for salg og prisforlangende vil naturlig inngå i en salgsstrategi, og på den måten vil endringer i salgsstrategier påvirke tilbudet av boliger. I tillegg vil meglerne kunne ha innvirkning på boligtilbudet gjennom sine anbefalinger knyttet til kjøp og salg på bakgrunn av deres lokalkjennskap til markedet. Økt tilbud av boliger vil isolert sett ha en dempende effekt på boligprisene, som illustrert i figur 2.

Tabell 2<sup>1</sup>. Forklaringsfaktorer på tilbudssiden<sup>23</sup>.

Endringer i boligavgang og boligbygging	Endringer i infrastruktur
Endret leier-/eierandel av total boligmasse	Endringer i skattesystemet
Treghet i bygge- og bevilningsprosessen	Endringer i kostnadsforhold i byggebransjen
Meglerrollen	Endringer av kapasitet i byggebransjen
Endringer i salgsstrategi	Endringer i reguleringer og tillatelser

<sup>1</sup> Basert på (Larsen & Sommervoll, 2003)

<sup>2</sup> Det tas høyde for at det kan eksistere flere forklaringsfaktorer på tilbudssiden som påvirker boligprisene, enn de som presenteres her.

<sup>3</sup> De fleste forklaringsfaktorene vil bli belyst i løpet av masterutredelsen, og vi vil kun utrede et fåtall av forklaringsfaktorene i tabell 2 i dette avsnittet.

### 3. Måling av boligpriser

Prisindekser beskriver forholdet mellom prisen på en vare eller tjeneste på to ulike tidspunkt. I forbindelse med måling av boligpriser står man overfor en rekke utfordringer, og spesielt fremtredende er boligmarkedets heterogenitet, og det faktum at boligpriser generelt varierer basert på type bolig, standard, størrelse, alder etc. Selv to identiske boliger kan verdsettes til ulik pris grunnet for eksempel boligens beliggenhet. I tillegg vanskeliggjør boligmarkedets lave turnover, som betyr at hver enkelt bolig omsettes sjeldent, prosessen i å følge prisutviklingen til de individuelle boligene over tid. En eventuell oppgradering av boligen i denne perioden, vil medføre en prisøkning og ytterligere komplisere måleprosessen da det er svært krevende å ta hensyn til slike forhold. Det samme gjelder ved en eventuell depresiering av boligverdien grunnet dårlig vedlikehold som vil medføre en prisreduksjon. Tilgjengeligheten av historisk tallmateriale er også en faktor som kan være begrensende.

Det er utviklet og anvendt en rekke metoder for konstruksjon av boligprisindekser. Noen er basert på endringer i median eller gjennomsnittlig pris mellom boliger som er omsatt i ulike perioder. I slike indekser er det en risiko for at boliger av ulik type og kvalitet blir solgt i ulike perioder, og det kan oppstå skjevheter i datamaterialet mellom de ulike periodene som vil kunne gi opphav til feilkilder. Det at boliger blir omsatt i ulike perioder og er kvalitativt forskjellige, bør ikke påvirke en boligprisindeks (Wass, 1992) (Lillegård, 1994). Under konstruksjon av boligprisindekser er det dermed mer vanlig å benytte konstante kvalitetsmetoder som gjentatte-salg metoden (Repeat sales method), den hedoniske metoden eller en kombinasjon av disse (Eitrheim & Gulbrandsen, 2004). Disse metodene justerer for boligenes kvalitetsmessige ulikheter og gjør dem sammenlignbare.

Under konstruksjon av boligprisindekser er det også viktig å ta hensyn til særegenheter ved det spesifikke boligmarkedet som analyseres. I Norge har boligprisene normalt sett de ti siste årene steget mest om våren, mens de har flatet ut eller falt utover høsten. Sesongvariasjonene kan skyldes at tilbud- og eller etterspørselssiden har faste sesongvariasjoner, eller at det er sesongvariasjoner i kvaliteten på boligene som indeksen ikke klarer å fange opp (Eiendomsverdi AS, EFF, Finn.no, 2013). Ved å sesongkorrigere boligprisindeksen kan man avdekke den underliggende prisendringen. Dersom indeksen oppgis i nominelle priser, må den inflasjonsjusteres for at man skal kunne evaluere boligprisutviklingen i forhold til den generelle prisutviklingen i økonomien. I tillegg må man være oppmerksom på at når man analyserer det norske boligmarkedet som helhet, baserer indeksene seg på gjennomsnittlige størrelser. Vi vil i de kommende avsnittene presentere gjentatte-salg metoden,

den hedoniske metoden og to sentrale boligprisindekser. I tillegg vil vi kort presentere ulike mål på inflasjon i forbindelse med deflatering av nominelle størrelser.

### 3.1 Gjentatte-salg metoden

Boligprisindekser basert på gjentatte-salg metoden tar utgangspunkt i salg av enkeltstående boliger innen estimeringsperioden. Det betyr at man er avhengige av å ha salgsprisene,  $p_1$  og  $p_2$ , til en bolig på tidspunkt  $t_1$  og  $t_2$  for å konstruere indeksen ved bruk av en regresjon hvor endringen i transaksjonsparene er estimert som en funksjon av tidsdummies. Ulempen med metoden er at den forkaster data siden den tar utgangspunkt i partransaksjoner. En bolig som kun er solgt én gang, vil dermed ekskluderes fra utvalget. En annen potensiell ulempe er at boliger som omsettes frekvent, ofte representerer boliger som holder en lavere kvalitet enn resten av markedet, som for eksempel førstegangshjem eller boliger for spekulasjonsformål. I tillegg er det også rimelig å anta at nye boliger vil være underrepresentert i utvalget ved slutten en tidsperioden. Hovedfordelen ved metoden er at den ikke har behov for detaljinformasjon om spesifikke boligkarakteristikker som ofte kan være vanskelig å observere.

### 3.2 Den hedoniske metoden

Den hedoniske metoden baserer seg på at det er en sammenheng mellom boligens markedspris og ulike karakteristikkene boligen besitter. Både interne og eksterne karakteristikkene ved boligen vil påvirke boligprisen. Boligens interne karakteristikkene kan for eksempel være boligens størrelse, antall rom, standard og byggeår, mens eksterne karakteristikkene kan være kvalitet på infrastruktur, statusen til boligområdet, nivå på forurensing i området m.m. Hensikten med den hedoniske metoden er å avdekke sammenhengen mellom boligprisen og boligens karakteristikkene slik at man kan korrigere for forskjell i karakteristikkene blant de solgte boligene. En hedonisk boligprisindeks standardiserer boliger slik at man kan måle prisutviklingen på en bolig med konstant kvalitet. Det vil si at man tilpasser alle transaksjoner til en median bolig som legger grunnlaget for å kunne utføre blant annet tidsserieanalyse.

Hedonisk prising er definert som den implisitte verdien av et objekts karakteristikkene, som i vårt tilfelle betyr at den hedoniske prisfunksjonen indirekte avdekker hva man er villig til å betale for en bestemt boligkarakteristikk. Første steg er derfor å estimere en hedonisk prisfunksjon for deretter å kartlegge og prise karakteristikkene ved hjelp av lineære regresjonsteknikker. Boligprisen er den avhengige variabelen og boligens karakteristikkene er de uavhengige variablene, også kalt forklaringsvariablene.



Forklaringsvariablene kan enten være numeriske variabler (boligareal, antall bad m.m.) eller klassifiseringsvariabler (tilhørende garasje, type ventilasjon m.m.). Resultatet fra regresjonsanalysen viser hvilke forklaringsvariabler som er signifikante og variablenes priskoeffisienter, som definerer de ulike karakteristikkenes innvirkning på boligprisen ved én enhets endring i vilkårlig valgt karakteristikk gitt at de andre karakteristikkenes holdes konstant<sup>1</sup>.

Utfordringene ved den hedoniske metoden er å indentifisere og inkludere alle faktorer som er med å påvirke boligprisene, samt å velge optimal form på den hedoniske prisfunksjonen. I tillegg kan det oppstå problemer med multikollinearitet da for eksempel boliger nær motorvei har både høy støy- og luftforurensning, noe som gjør det problematisk å estimere den uavhengige effekten de to formene for forurensning har på boligprisene. Boligprisindeksene som utgis av Eiendomsmeglerforetakenes Forening (EFF) og Statistisk sentralbyrå (SSB), er begge hedoniske boligprisindekser og oppgis i nominelle verdier.

### 3.3 Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk

Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk er et samarbeid mellom bransjen og Finn.no hvor formålet er å angi månedlig prisendring for sammenlignbare bruktboliger i Norge. Frem til og med oktober 2011 var statistikken drevet i samarbeid med Norges Eiendomsmeglerforbund (NEF) og Eiendomsmeglerforetakenes Forening (EFF), men fra november 2011 er EFF eier av statistikken<sup>234</sup>. Boligprisstatistikken dateres tilbake til 1985 og var fram til 2002 basert på frivillig rapportering fra medlemmer av NEF. Fra 2002 er den basert på salg formidlet av medlemmer av NEF og EFF som er annonsert på Finn.no eller via tinglysningene dersom salget skjer utenfor Finn.no. Omtrent 70 prosent

<sup>1</sup> En lineær hedonisk prisfunksjon kan formuleres som

$$P = a + b_1X_1 + \dots + b_nX_n + \varepsilon$$

Regresjonskoeffisientene  $b_1, \dots, b_n$  kan tolkes som den teoretiske pris til karakteristikk  $x_1, \dots, x_k$ . Det vil si hvor mye prisen  $P$  varierer med en bestemt karakteristikk når alle andre karakteristikk holdes fast. Koeffisienten  $a$ , konstanten, kan tolkes som en navngitt karakteristikk hvis kvantum alltid er like 1 for én vare (Zhang, 2006). Konstantleddet er dermed et uttrykk for det generelle prisnivået. Det tas da hensyn til at sammensetningen i den omsatte boligmassen kan ha endret seg over tid i forhold til de kjennetegn som er inkludert i modellen og markedets verdsetting av disse. Residualen  $\varepsilon$ , som er differansen mellom observert boligpris og den prisen man får beregnet ved bruk av regresjonsligningen, er en stokastisk variabel med forventning lik 0 og konstant variasjon.

<sup>2</sup> Tallgrunnlag før 2002 eies av NEF (Eiendomsverdi AS, EFF, Finn.no, 2013).

<sup>3</sup> Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk ble tidligere offentliggjort av NEF i samarbeid med EFF. Det ble annonsert 23.09.2013 at styret i NEF har besluttet å trekke seg ut av samarbeidet rundt offentliggjøringen av statistikken (NEF, 2013). Videre i masterutredningen vil vi omtale statistikken som EFF-indeksen.

<sup>4</sup> Frem til og med april 2013 ble eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk utarbeidet av Pöyry Management Consulting, men i dag utarbeides den av Eiendomsverdi AS (EV).

av alle boliger som omsettes i løpet av et år, annonseres på Finn.no (Eiendomsverdi AS, EFF, Finn.no, 2013).

I statistikken publiseres gjennomsnittlig kvadratmeterpris for eneboliger, delte boliger og leiligheter i et stort antall geografiske regioner<sup>1</sup>. Kvadratmeterprisene vektes sammen til et landsgjennomsnitt for hver boligtype og deretter et landsgjennomsnitt for alle boligtyper. Til grunn ligger en hedonisk verdianslagsmodell som estimerer en gitt boligs verdi i en grunnperiode basert på observerbare kjennetegn langs dimensjoner som geografi, fysisk utforming, alder m.m<sup>2</sup>. Hver boligtransaksjon som innkommer i databasen til Eiendomsverdi gjeldende måned, tilordnes et slikt verdianslag for grunnperioden. For hver boligtransaksjon sammenholdes observert transaksjonspris med estimert verdianslag, slik at man for denne boligen får et individuelt anslag på prisendringen fra basisperioden til gjeldende måned. Innenfor de geografiske områdene beregnes så medianbrøken av transaksjonspris og verdianslag. For landsindeksen over typen «alle boligtyper» benytter Eiendomsverdi 51 områder. Over medianene beregnes et transaksjonsveid aritmetisk gjennomsnitt, der transaksjonsvekten er et glidende 24-måneders gjennomsnitt av gjeldende regions transaksjonsandel av hele landets samlede antall transaksjoner. Dette leder til et anslag på gjeldende måneds prisøkning i forhold til basisperioden. Neste måneds prisøkning sett i forhold til denne måned beregnes så ved å dividere månedenes indekstall som er forholdet til basisperioden (Larsen, 2013).

### 3.4 Boligprisindeksen (BPI)

Statistisk sentralbyrå startet å publisere kvartalsvise prisindekser for brukte selveierboliger i 1993 med tall tilbake til 1991. Frem til 2002 ble omsetningsprisene og en rekke andre kvaliteter ved boligene innhentet gjennom en kvartalsvis skjemaundersøkelse til kjøpere av selveier boliger som ifølge tinglysingsregisteret var omsatt i fritt salg. Etter hvert utarbeidet SSB også prisindekser for borettslagsleiligheter hvor prisoppgang på omsatte borettslagsboliger ble hentet direkte fra Norske boligbyggelag (NBBL). De to eieformene ble i 2002 slått sammen til en totalindeks og fikk navnet Boligprisindeksen i forbindelse med at man gikk over til å innhente data direkte fra Finn.no, NBBL og senere også Notar. Fra og med 2009 hentes all datamateriale om boligomsetningene som indeksen

---

<sup>1</sup> Kvadratmeterpris er basert på gjennomsnittsboligen på ca. 100 m<sup>2</sup> og oppgis i 1000 kr.

<sup>2</sup> Eiendomsverdis hedoniske modell er beregnet på grunnlag av følgende opplysninger om de solgte boligene: boligtype, antall kvadratmeter boligareal (p-rom) og bruttoareal (BTA), tomteareal, byggeår, eieform av tomt, eieform av bolig, tett/spredt beliggenhet, antall bygninger, type bygninger, etasje og egenskaper knyttet til geografisk beliggenhet (Eiendomsverdi AS, EFF, Finn.no, 2013).

bygger på fra Finn.no, og det suppleres i tillegg med mer fullstendig informasjon om boligene fra Norges offisielle eiendomsregister Matrikkelen (Takle, 2012)<sup>1</sup>.

BPI måler verdiutviklingen på hele boligbestanden, basert på løpende prisopplysninger over brukte boliger omsatt i fritt salg<sup>2</sup>. I BPI deles Norge inn i 11 regioner hvorav fire er storbyene Oslo (og Bærum), Stavanger, Trondheim og Bergen<sup>3</sup>. Det beregnes deretter egne prisindekser for de tre boligtypene; enebolig, småhus og blokkleilighet. De 33 delindeksene vektet sammen til en totalindeks for hele landet og for regionene. Vektene er verdien av boligbestanden innenfor hver av de 33 segmentene som estimeres ved å multiplisere gjennomsnittlig omsetningspris fra foregående år med antallet boliger av den aktuelle boligtypen i regionen. Til slutt korrigeres delindeksene med den hedoniske metoden for å forhindre prisendringer som skyldes forskjeller i de omsatte boligenes gjennomsnittlige størrelse, geografiske beliggenhet, boligtype og byggeår<sup>4</sup>. Det korrigeres ikke for endring i boligens standard.

Den viktigste forskjellen mellom EFF-indeksen og BPI er valg av vektor, publiseringshyppigheten, og at BPI er basert på et bredere datamateriale. BPI måler prisutviklingen for hele boligstanden, mens EFF-indeksen måler til enhver tid prisutviklingen på de omsatte boligene. BPI inkluderer også borettsleiligheter, mens EFF-indeksen inkluderer kun borettsleiligheter som omsettes gjennom meglere som benytter seg av FINN.no<sup>5</sup>.

### 3.5 Ulike mål på inflasjon

De tre mest benyttede målene på inflasjonen i økonomien er Konsumprisindeksen (KPI), bruttonasjonalprodukt-deflatoren (BNP-deflatoren) og nasjonalregnskapets prisindeks for privat konsum (PC). KPI måler den faktiske prisutviklingen for et stort utvalg varer og tjenester etterspurt av den private husholdningen bosatt i Norge og publiseres månedlig av SSB<sup>6</sup>. KPI benyttes i

---

<sup>1</sup> BPI oppgir kvartalsvise boligpriser tilbake til 1. kvartal 1992. For perioden 1985-1992 har vi supplementert med tallmateriale innhentet fra SSB, som de benytter i sitt modellarbeid. Tallmaterialet er basert på en rekke ulike kilder, jfr. (Moum & Nesbakken, 1991). Indeksen som er basert på dette tallmaterialet vil bli omtalt som SSB-indeksen videre i masterutredningen.

<sup>2</sup> Før 2012 kunne datamaterialet i BPI inneholde 1-3 prosent av nye boliger, men SSB fjerner nå boliger som har samme byggeår som indeksen, pluss året før for 1. og 2. kvartal (SSB, 2013:6).

<sup>3</sup> I tillegg publiseres det gjennomsnittlige kvadratmeterpriser helt ned på kommunenivå.

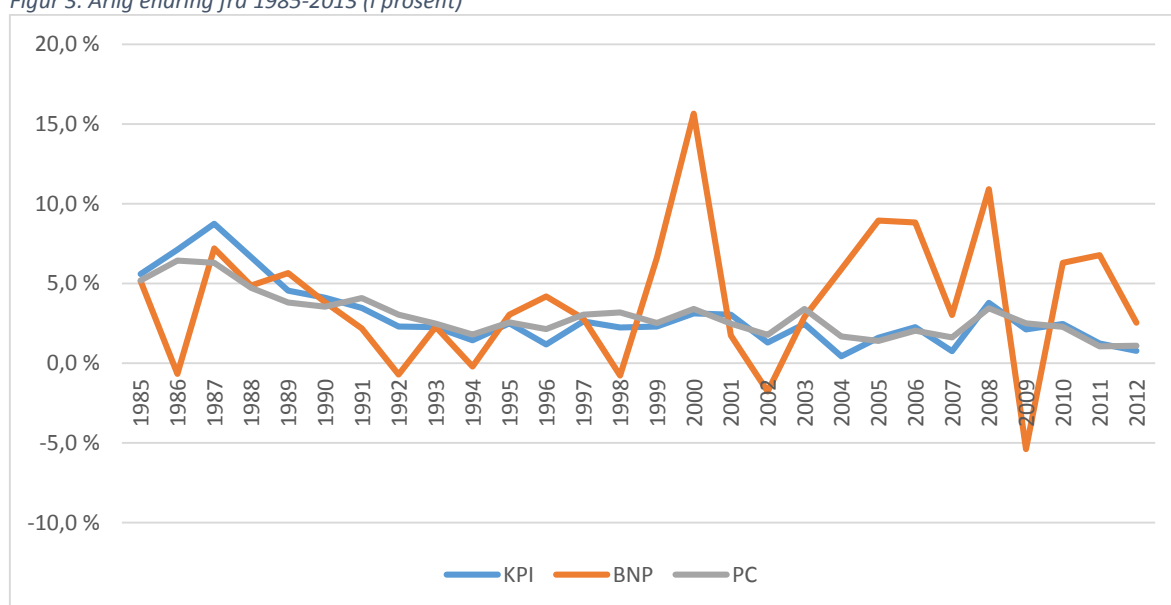
<sup>4</sup> I perioden 2002 til 2005 ble imidlertid ikke denne metoden brukt på borettslagsboliger ettersom datamaterialet var gjennomsnittstall for hele boligbyggelag (Takle, 2012).

<sup>5</sup> Fra 2009 innheter også SSB borettsleilighetssomsetningene fra Finn.no og indeksene vil da være sammenfallende på dette punktet.

<sup>6</sup> I tillegg måles det konsumutgifter som hentes årlig fra NR's tall for konsum i husholdninger. Vektandelene som benyttes i beregningene av KPI er basert på konsumutgiftene. Priser måles månedlig gjennom Prisundersøkelsen, som består av et utvalg av omtrent 2 200 bedrifter (SSB, 2013:3).

lønnsforhandlinger og i justering av leiekontrakter. BNP-deflatoren er en prisindeks som benyttes for å justere for inflasjon når man skal sammenligne BNP fra ulike år. Den måler prisnivået på alle nye, innenlandsk produserte ferdigvarer og tjenester og vektet til slutt med hvert enkelte godes markedsverdi av totalforbruket. BNP-deflatoren skiller seg definisjonsmessig fra KPI gjennom at den måler inflasjonen i hele økonomien i motsetning til KPI som kun måler inflasjonen av et representativt utvalg konsumvarer. BNP-deflatoren vil dermed kunne gjenspeile endringer i husholdningenes konsum- og investeringsmønster forårsaket av prisendringer. I tillegg vil man forvente at prisendringer på innenlandsk produserte konsumvarer gir et større utslag i KPI enn BNP-deflatoren siden konsumvarer utgjør en større andel av husholdningenes budsjett enn av BNP.

Figur 3. Årlig endring fra 1985-2013 (i prosent)



I figur 3 ser man at BNP-deflatoren har vært mer volatil enn KPI i perioden som helhet. Fra 1985 frem til slutten av 1990-tallet lå i hovedsak KPI over BNP-deflatoren med unntak av i 1989 og tidsperioden 1995-1997. Årlig gjennomsnittlig vekst i KPI og BNP-deflatoren var henholdsvis 3,8 og 3 prosent i perioden 1985-2000, men fra tusenårsskiftet har det derimot vært et skifte i dette forholdet og BNP-deflatoren har ligget over KPI med unntak av perioden 2001-2002 og året 2009. De ti siste årene har gjennomsnittlig årlig vekst i KPI og BNP-deflatoren vært henholdsvis 1,8 og 5,1 prosent (SSB, 2013:6). Denne utviklingen kan ha hatt sammenheng med at prisendringer på importvarer ikke inngår i BNP-deflatoren, noe som er tilfellet for KPI. BNP-deflatoren vil i motsetning til KPI derimot påvirkes av prisendringer på kapitalvarer, og de siste årene har tilgangen på billige konsumvarer fra Asia økt, samtidig som eksportprisene, og da særlig olje og gass, har eksplodert (Bjørnland, 2012). Import av billige konsumvarer vil ha en dempende effekt på inflasjonen målt med KPI, mens økte eksportpriser vil ha motsatt effekt på inflasjonen målt med BNP-deflatoren. I tillegg vil et høyere prisnivå i Norge

sammenliknet med utlandet føre til en appresiering av realvalutakursen<sup>1</sup>. En styrket krone vil gjøre det enda rimeligere å importere konsumvarer, og veksten i KPI vil dempes ytterligere (Bjørnland, 2012). Disse effektene kan muligens være med på å forklare den sterkere utviklingen i BNP-deflatoren sammenliknet med KPI de siste årene.

---

<sup>1</sup> Realvalutakursen ( $\epsilon$ ) viser prisforholdet mellom goder som er produsert i forskjellige land. Dette prisforholdet avhenger både av prisnivået i det enkelte land og den nominelle valutakursen. Realvalutakursen er altså en relativ pris som sier noe om bytteforholdet mellom goder og kan defineres som  $\epsilon = \frac{E \cdot P^*}{P}$ ,

hvor  $\epsilon$  = realvalutakurs for utenlandsk valuta,  $E$  = nominell valutakurs for utenlandsk valuta,  $P$  = prisindeks for innenlandske goder,  $P^*$  = prisindeks for utenlandske goder

## 4. Det norske boligmarkedet 1985-2013

Det norske boligmarkedet har siden 2. verdenskrig gjennomgått en rekke strukturelle endringer. Vi vil i dette kapittelet beskrive den historiske boligprisutviklingen både på landsbasis og i Oslo med hovedvekt på de tre siste tiårene. I tillegg vil vi presentere den norske boligmodellen og særegenheter ved det norske boligmarkedet, samt kort redegjøre for mulige risikofaktorer ved kjøp av bolig.

### 4.1 Endringer i markedsforhold

Det norske boligmarkedet har ikke vært utsatt for streng regulering om man tar utgangspunkt i en lengre tidsperiode, men i enkelte delperioder har dette derimot vært tilfellet. I perioden 1940-1969 var salgsprisen på nesten alle boligtyper sterkt regulert som følge av den store boligmangelen i etterkrigsårene. Dette økte risikoen for sterk prisoppgang i pressområdene, og prisreguleringen ble i denne sammenheng benyttet som et fordelingspolitisk virkemiddel for å forhindre en sterk økning i boligprisene. Reguleringen bidro til at boligprisene holdt seg på et rimelig nivå i forhold til befolkningens inntekt og resulterte i at en større andel av befolkningen hadde mulighet til å entre boligmarkedet. I tillegg ville man begrense veksten i boligprisene for å sikre en stabil utvikling i befolkningens boligutgifter, samt unngå at subsidieringen gjennom lavrentepolitikk og kommunale tomter medførte en kontantoverføring fra de som stod utenfor boligmarkedet til de som var etablert på boligmarkedet (NOU, 2009:2). I de første 14 årene av denne perioden var prisnivået fryst til prisnivået før 2. verdenskrig, og de nominelle boligprisene steg kun med 15 prosent. Konsumprisindeksen steg til sammenligning med 90 prosent.

Prisfrysningen ble avviklet i 1954 og selv om bolig- og leiepriser fortsatt var regulerte, gjorde boligindeksene et hopp fra 1954 til 1955. Prisen på selveierboliger var regulert frem til 1969, men utstrekningen og omfanget av reguleringen ble gradvis redusert, noe som førte til en betydelig nominell prisoppgang i alle boligindeksene i perioden 1954-1969 (Eitrheim & Gulbrandsen, 2004). Prisreguleringen på aksje-, obligasjons- og borettslagsleiligheter ble imidlertid videreført og først avviklet på midten av 1980-tallet. Leieprisen har vært regulert i flere perioder, hvor første periode fant sted mellom 1916-1935 og gjaldt for enkelte typer leiligheter. Den andre perioden strekker seg fra 1940-2010 og gjaldt for umøblerte leiligheter i eldre bygninger i enkelte byer. Reguleringen ble opphevet i 1999 med en påfølgende dereguleringsperiode som varte helt frem til 2010, men i perioden 1985-2010 var reguleringen kun gjeldende i Oslo og Trondheim. Foruten leiepriskontroll var det mellom 1976-1983 forbud mot å konvertere borettsleieleiligheter til selveierleiligheter (Eitrheim & Gulbrandsen, 2004).

Tabell 3<sup>1</sup>. Sentrale reguleringer i det norske boligmarkedet.

Boligtype	Periode	Reguleringsform
Utleieboliger	1916 – 1935	Leiepriskontroll på enkelte type leiligheter
	1940 – 2010	Leiepriskontroll på enkelte type leiligheter
	1976 – 1983	Forbud mot å konvertere borettsleie- til selveierleiligheter
Selveierboliger	1940 – 1954	Prisfrys
	1954 – 1969	Prisreguleringer
Borettslag	1940 – 1954	Prisfrys
	1954 – 1982/88	Prisreguleringer på nye gamle/leiligheter
	1976 – 1983	Forbud mot å konvertere borettsleie- til selveierleiligheter

## 4.2 Historisk boligprisutvikling i Norge 1985-2013

I perioden etter 2. verdenskrig og fram til slutten av 1970-årene økte boligprisene relativt jevnt og i samme takt som konsumprisindeksen slik at realprisinivået var tilnærmet uendret (Sættem, 2012). Prisutviklingen må riktignok ses i sammenheng med at tilgangen til kreditt var begrenset for mange husholdninger i perioden, samtidig som de fleste type boliger var sterkt prisregulert. Frem mot midten av 1980-tallet hadde norsk penge- og kredittpolitikk målsetning om å bidra til et høyt og stabilt investeringsnivå. Renten ble holdt på et (for) lavt nivå slik at det oppstod overskuddsetterspørsmål etter kreditt som førte til en ubalanse i kredittmarkedet. Tar man hensyn til at renteutgifter var fradragsberettiget var realrenten negativ i omtrent samtlige år fra 1970 til midten av 1980-tallet. En negativ realrente gjør det svært attraktivt å gjeldsfinansiere investeringer i boligmarkedet siden rentekostnadene påført blir mer enn motvirket av lånebeløpets verdifall som følge av høy inflasjon. For å begrense og styre samlet kredittgivning ble det utformet et omfattende system av statsbanker, direkte reguleringer og avtaler med finansinstitusjonenes organisasjoner. Fast valutakurs gjorde det i tillegg nødvendig med regulering av kapitalbevegelsene mellom Norge og utlandet for å holde kreditttilførselen innenfor fastsatte rammer.

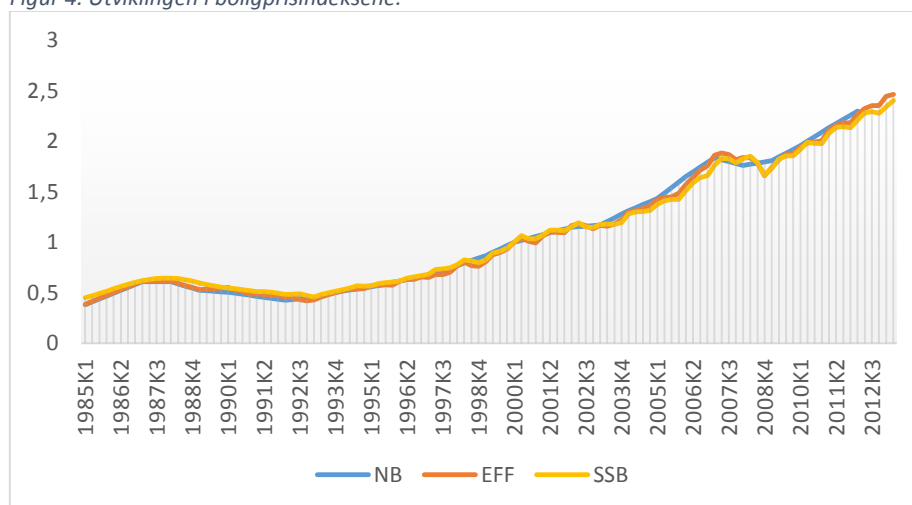
Fra årsskiftet 1983/1984 ble det derimot iverksatt en dereguleringsprosess som fokuserte på en gradvis nedvekting av direkte reguleringer i kredittpolitikken, og ved inngangen av 1984 ble de direkte reguleringene av bankenes utlån opphevet. Senere på året ble reguleringen av finansieringsselskapenes leasingutlån avviklet, og fra høsten 1985 led de såkalte renteerklæringene samme skjebne. Dette innebar at finansinstitusjonenes utlånsrenter ikke lenger var direkte regulert,

<sup>1</sup> Basert på (Eitrheim & Gulbrandsen, 2004).

og at renten i penge- og obligasjonsmarkedet skulle opptre som signalrenter for utlånsrenter<sup>1</sup>. Liberaliseringen av kredittmarkedet medførte en kraftig stigning i boligetterspørselen. I kombinasjon med en overdreven likviditetstilførsel fra Norges Bank som doblet pengemengden i perioden 1980-1986, nådde den gjeldsfinansierte høykonjunkturen sitt toppunkt i 1987 (Hodne & Grytten, 2002). Realboligprisene hadde da steget med 20 prosent fra 1984-1987. Fra høsten 1987 ble den norske økonomien rammet av et tilbakeslag som ble ytterligere forsterket av den påfølgende bankkrisen på starten av 1990-tallet. Resultatet ble en lavkonjunktur som varte fram til 1993 og medførte et kraftig fall i boligprisene. Fallet i realboligprisene var på hele 43 prosent i perioden, og det tok 12 år før prisen var tilbake på samme nivå som i 1987 (Jansen, 2011).

Fra 1993 har boligprisene vokst sammenhengende med unntak av et mindre tilbakeslag i 2002 og i forbindelse med finanskrisen. Under finanskrisen falt realboligprisene med 18 prosent mellom 2007 og 2009 (Sættem, 2012). Spesielt den markante nedgangen i nominelle boligpriser høsten 2008 ble av mange ansett som en korreksjon på et overpriset boligmarked, men prisene stoppet å falle allerede våren 2009 og i 3. kvartal samme år var boligprisene tilbake på samme nivå som før finanskrisen. Lave renter og moderat vekst i arbeidsledigheten var medvirkende årsaker til at nedgangen ikke ble mer langvarig. Etter utfelingen av boligprisene i 2008/2009 har prisstigningen vært markant de tre siste årene. I 2012 økte boligprisene med 6,7 prosent, mens de i 2010 og 2011 økte med henholdsvis 8,3 og 8 prosent (SSB, 2013:4). Lave renter, sterk inntekts- og befolkningsvekst, samt flytting til sentrale strøk er mulige faktorer som kan forklare prisoppgangen. Reelt sett var boligverdiene ved utgangen av 2011 tre og en halv ganger høyere enn i 1993 som tilsier rekordvekst i boligmarkedet historisk sett (Sættem, 2012).

Figur 4. Utviklingen i boligprisindeksene.



<sup>1</sup> Finansdepartementet og Norges Bank ble tildelt ansvaret for overvåkingen av renteutviklingen (NOU, 2009:2).



I perioden 1985-2012 vokste den aggregerte boligprisindeksen produsert av Norges Bank med 502 prosent<sup>1</sup>. SSB-indeksen har fra 1985 til og med 2.kvartal 2013 steget med 431 prosent, mens EFF-indeksen har steget med 538 prosent (se figur 4). Til sammenligning har KPI kun steget med 121 prosent i samme periode. I innværende år har BPI økt med 2,9 og 2,6 prosent i henholdsvis 1. og 2. kvartal. I det siste har det vært indikasjoner på at boligprisveksten i nærmeste fremtid blir lavere enn forventet og at markedet nå går tråere (Norges Bank, 2013).

### 4.3 Framtidsutsikter i boligmarkedet

Prisnivået ved utgangen av august 2013 var 2,4 prosent høyere enn ved inngangen til året når det korrigeres for sesongvariasjoner. Dette illustrerer at boligprisveksten i det siste har avtatt og i enkeltmåned har det også forekommet prisfall (Norges Bank, 2013). Boligomsetningen var i tillegg 3 prosent lavere ved utgangen av august sammenlignet med samme periode i 2012, men det går likevel kort tid før fra en bolig legges ut for salg til den selges, og det er ingen indikasjoner på et brått skifte i boligmarkedet (Norges Bank, 2013). Lavere vekst i husholdningens inntekter og i norsk økonomi, økte utlånsrenter og lavere forbrukertillit, er faktorer som kan ha bidratt til den fallende boligprisveksten. Den reduserte boligprisveksten må ses i sammenheng med at boligprisene nå befinner seg på et historisk høyt nivå etter sterk vekst i årene etter finanskrisen. Til tross for avtakende vekst i boligprisene den siste tiden, har boligprisene lenge steget mer enn husholdningenes inntekter, og denne utviklingen fortsatte i 2. kvartal 2013. I årene som kommer anslås derimot veksten i boligprisene til å holde seg lavere enn veksten i husholdningenes inntekter da det motsatte trolig ikke er opprettholdbart over lang tid (Norges Bank, 2013). Lavere vekst i norsk økonomi, kan være et incentiv til å senke styringsrenten, men samtidig vil en lavere styringsrente kunne øke risikoen for at boligpris- og gjeldsveksten igjen skyter fart. Tatt dette i betraktning besluttet hovedstyret i Norges Bank i Pengepolitisk rapport 3 2013 å beholde styringsrenten på nåværende nivå i nærmeste fremtid for å forhindre at finansielle ubalanser skulle kunne bygge seg opp<sup>2</sup>. Uavhengig av en uendret styringsrente økte likevel utlånsrenten med tre basispunkter fra 1. til 2. kvartal. Renteøkningen ble begrunnet med strengere kapitalkrav overfor bankene som har gitt utslag i høyere utlånsmarginer til husholdninger. Norges Bank forventer at marginene holder seg omtrentlig på dagens nivå ut året før de gradvis reduseres (Norges Bank, 2013). Etter den sterke veksten i boliginvesteringene de to siste årene på henholdsvis 21,9 og 7,4 prosent i 2011 og 2012, har også boliginvesteringene kommet opp på et høyt nivå. Med utgangspunkt i den avtagende veksten i boligprisene, samt en reduksjon i ordreinngangen

<sup>1</sup> Tall for 2012 er ikke tilgjengelig i boligprisindeksen til Norges Bank. Indeksen rapporterer nominelle størrelser.

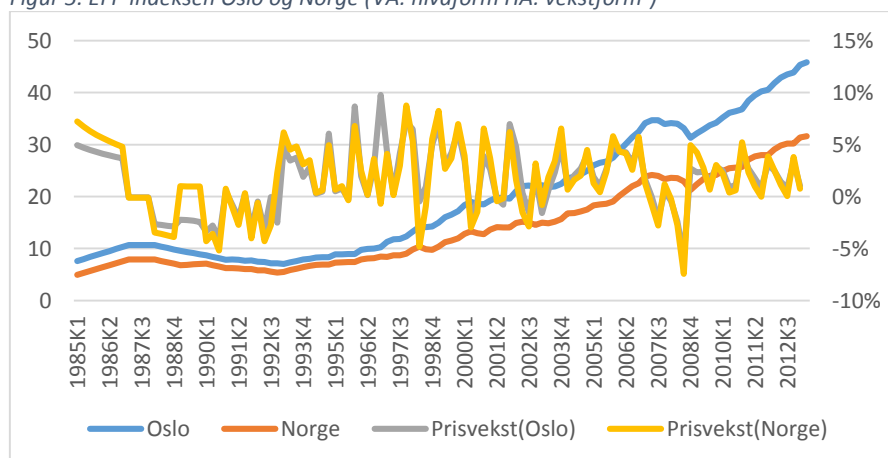
<sup>2</sup> Jfr. (Norges Bank, 2013).

for boligbygg, forventer man en lavere, men stabil vekst i boliginvesteringene i de kommende kvartalene (Norges Bank, 2013). Norges Bank anslår en vekst i boliginvesteringene og boligprisene på henholdsvis 6,5 og 3 prosent i 2013.

#### 4.4 Historisk boligprisutvikling i Oslo 1985-2013

Boligprisene i Oslo har ligget over landsgjennomsnittet i hele perioden, og man ser i figur 5<sup>1</sup> at de hovedsakelig har fluktuert i takt med boligprisene på landsbasis i forbindelse med oppgangs- og nedgangstider. I enkelte perioder oppstår det derimot avvik, og i årene mellom 1988-1990 var boligprisveksten negativ i Oslo, mens den var positiv på landsbasis. Fra 1990 til 1996 er veksten igjen tilnærmet sammenfallende før boligprisveksten i Oslo øker fra 4 til 10 prosent, mens veksten på landsbasis faller fra 4 til -1 prosent. I tillegg faller boligprisene på landsbasis relativt til boligprisene i Oslo i 3. kvartal 1998 (-1% vs. -5%) før vekstforholdet på nytt gjenopprettes rundt starten av 1999. Deretter er det marginale forskjeller i prisutviklingen fram til 4. kvartal 2008 hvor man på landsbasis opplevde en vesentlig sterkere oppgang i boligprisene sammenliknet med Oslo (5% vs. 2%). Totalt i perioden har gjennomsnittlig kvadratmeterpris i Oslo økt fra 7 600 kroner i 1985 til 46 800 kroner i 2. kvartal 2013, som tilsvarer en økning på 502 prosent. Denne prisstigningen er 36 prosentpoeng lavere enn prisstigningen på landsbasis i samme periode<sup>2</sup>. Siden 1993 har boligprisoppgangen i Oslo, på lik linje med boligprisene på landsbasis, vært formidabel. I perioden har den årlige prisveksten vært utelukkende positiv med unntak av 2008 hvor boligprisene i Oslo falt med 3,5 prosent under finanskrisen. Årlig gjennomsnitt vekst i perioden 1993-2013 har vært 9,40 prosent, og allerede i 1999 kunne man selge enkelte boliger for nær tre ganger beløpet de ble solgt for i 1992 (Larsen & Sommervoll, 2003).

Figur 5. EFF-indeksen Oslo og Norge (VA: nivåform HA: vekstform<sup>3</sup>)



<sup>1</sup> Det er benyttet lineær interpolering i omgjøringen av årlig til kvartalsvis data før 1990.

<sup>2</sup> Sammenliknet med EFF-indeksen Norge.

<sup>3</sup> VA: Venstre akse, HA: høyre akse

## 4.5 Den norske boligmodellen og skattemessige fordeler

Det som skiller den norske boligmodellen fra våre naboland som Sverige og Danmark, er den høye andelen selveiere. I Sverige og Danmark består henholdsvis 23 og 20 prosent av boligmarkedet av offentlig utleie, mot kun 5 prosent i Norge (Stenvaagnes, 2013). Allerede i 1920 eide over 50 prosent av Norges befolkning egen bolig. Denne trenden ble forsterket da det første norske boligkooperativet, Oslo Bolig og Sparelag (OBOS), ble etablert i 1929. OBOS skilte seg fra tilsvarende boligkooperativer i andre land på et sentralt område. Medlemmene skulle ikke leie boligen fra boligkooperativet, men de skulle eie den selv, som en andel i et borettslag. I 2012 eide 83 prosent av Norges befolkning egen bolig, og hele 98 prosent vil eie egen bolig i løpet av livet (SSB, 2013:1)(Dreyer, 2013).

Å investere i bolig er nordmenns foretrukne spareform, og dette er ikke tilfeldig. Det har vært et uttalt mål fra politisk ståsted at alle skal ha mulighet til å etablere seg i boligmarkedet. I St.meld. nr. 76 for 1971-1972 heter det at «Hovedmålet må være å sørge for at enhver familie og enhver enslig skal kunne disponere en høvelig bolig innenfor en utgiftsramme som står i rimelig forhold til inntektene». Dette gjentas i Soria Moria-erklæringen hvor det fremsatte målet for boligpolitikken er at «Regjeringen vil arbeide for at flest mulig av de som ønsker det skal være i stand til å kjøpe sin egen bolig, enten alene eller sammen med andre». På denne måten har skiftende regjeringer fremhevet boligens særskilte betydning for både velferd og trivsel til familier og enkeltindivider, og kan således betraktes som et velferdsgode i det norske samfunn. Det å sikre alle en god bolig anses som et spørsmål om sosial rettferdighet og basert på det faktum, har man i Norge har hatt en bred politisk enighet om å beskatte boliger mildere enn andre investeringer og spareformer.

Norge er blant de OECD-landene som sterkest subsidierer bolig gjennom skattesystemet, og det er få andre land som praktiserer kombinasjonen av ubetinget rentefradrag, ingen fordelsbeskatning av å bo i egen bolig, neglisjerbar skatt på gevinstbeskatning ved boligsalg og beskjedne formues- og eiendomsskatt (SSB, 2012:6). Basert på Finansdepartementets beregninger blir bolig og fritidshus subsidiert med 46,4 milliarder i 2013 (Finansdepartementet, 2013)<sup>1</sup>. Subsidien består av at bolig skattlegges både lavere i inntekts- og formuesbeskatningen.

---

<sup>1</sup> I beregningen av subsidien sammenlignes skattlegging av bolig og fritidseiendom med skattleggingen av bankinnskudd som inntektsbeskattes fullt ut og verdsettes til 100 prosent av innestående beløp i formueskatten.

### 4.5.1 Lavere inntektsbeskatning

Subsidien, i form av lavere inntektsbeskatning, utgjør hoveddelen av den totale boligsubsidieringen og er et resultat av flere skattepolitiske reguleringer<sup>1</sup>. Fram til 2005 var inntektsfordelen ved å eie egen bolig beskattet. Fordelsskatten bygde på det faktum at boligeiere har en formue de mottar avkastning på i form av spart husleie. Ved avviklingen av fordelsskatten fikk de som eier bolig en skattefordel sammenliknet med de som står utenfor boligmarkedet siden man ikke får skattefradrag for betalt leie. På tross av at det allerede før avviklingen av fordelsskatten var et mislighold mellom skattleggingen av bolig og rentefradraget, valgte man å videreføre fradragsretten for private gjeldsrenter fullt ut (NOU, 2009:2)<sup>23</sup>. Skattesatsen på rentefradrag er 28 prosent, og gitt at man har høy nok inntekt til å benytte seg av hele rentefradraget, reduseres skatten med 28 prosent av renteutgiftene<sup>4</sup>.

Et stilisert og forenklet eksempel hvor man sammenligner differansen i betalingsviljen basert på om boliginvesteringer subsidieres eller beskattes fullt ut for et gitt nivå på boligutgiftene etter skatt, kan illustrere den betydelige skattemessige favoriseringen av boliginvesteringer<sup>5</sup>. Forutsatt en gjennomsnittlig nominell utlånsrente på 4 prosent, samt en inflasjon på 2 prosent og skattesats på 28 prosent, vil realrenten være 2 prosent. Realrenten etter skatt vil da være 0,88 prosent ( $4 * (1 - 0,28) - 2$ ). Gitt en bolig til 3 millioner kroner, vil de årlige reelle rentekostnadene være 60 000 kroner ( $3 * (0,04 - 0,02)$ ) før skatt og 26 400 kroner ( $3 * 0,0088$ ) når rentefradraget er hensyntatt. Differansen på 33 600 kroner er verdien av skattefordelen, som tilsvarer verdien av rentefradraget pluss spart skatt på avkastningen av egenkapitalen. Skattefordelen indikerer hvor mye mer man er villig til å betale ved en boliginvestering, gitt dagens manglende boligslett, for å være like godt stilt som i en situasjon hvor boliginvesteringer beskattes fullt ut. Man er med andre ord villig til å betale 3 820 000 kroner ( $33\ 600 / 0,0088$ ) mer for en bolig som ville ha kostet 3 millioner kroner gitt at boliginvesteringer hadde blitt beskattet fullt ut. Rentefradraget er et incentiv til å utføre gjeldsfinansierte investeringer i boligmarkedet siden man er nødt til å låne for å få tak i subsidiet. Husholdningenes størrelse på boligkapitalen øker med inntekten siden de med høy inntekt har mulighet til å betjene høyere lån, noe

<sup>1</sup> Skatteutgiften forbundet med lavere inntektsbeskatning er anslått til 31,4 mrd. kroner i 2013 (Finansdepartementet, 2013).

<sup>2</sup> En medvirkende årsak til misligholdet var boligens lave ligningsverdi sett i forhold til reell markedsverdi da ligningsverdien ble benyttet i beregningen av fordelsskatten.

<sup>3</sup> Rentefradraget består i hovedsak av påløpte renter gjennom året, men for enkelte kreditorer som for eksempel Statens lånekasse for utdanning, får man kun fradrag for betalte renter gjennom året.

<sup>4</sup> Rentefradraget er fremførbart ved negativ alminnelig inntekt, mens foreldre- og særfradraget, samt personfradraget, vil falle bort om man ikke har inntekt å føre mot. Solberg-regjeringen foreslår å redusere skattesatsen på alminnelig inntekt til 27 prosent fra 2014 både for selskaper og personer. Forslaget vil få tilsvarende effekt for rentefradraget (Finansdepartementet, 2013:2).

<sup>5</sup> Beregningene baserer seg på en del forutsetninger til realrentenivået som nødvendigvis ikke er konstant, hverken over tid eller mellom husholdningsgrupper.

som betyr at det er de med høyest inntekt som har de største rentefradragene og mottar de største subsidiebeløpene som følge av manglende inntektsbeskatning (NOU, 2009:2).

I økonomisk forstand er inntekten man oppnår ved utleie kontra benyttelse av bolig for egne boformål identisk, og ville i et nøytralt skattesystem blitt skattlagt likt. Som tidligere nevnt, har inntekten for bruk av egen bolig vært skattefri siden den ble avskaffet av regjeringen Bondevik II i perioden 2002-2005. Utleie av egen bolig er skattefritt dersom man ikke leier ut mer enn 50 prosent av boligens verdi. Utleie av hele eller deler av boligen er også skattefritt inntil størrelsesorden på 20 000 kroner i inntektsåret. Øvrig leieinntekt beskattes med 28 prosent, men man får fradrag for kostnader knyttet til boligen som vedlikehold, fellesutgifter, forsikring, kommunale avgifter, eventuell eiendomsskatt, festeavgift m.m. Det er ingen gevinstbeskatning ved salg av primærbolig gitt at man har eid boligen i ett år og benyttet den ett av de siste to årene<sup>1</sup>. Tap ved salg er fradragsberettiget i den utstrekning en gevinst ville vært skattepliktig. Når det gjelder salg av sekundærbolig (utleie-/pendlerbolig), vil gevinst kun fritas for beskatning dersom leieforholdet opphører ett år før salgstidspunkt og utleier selv benytter boligen det siste året<sup>2</sup>.

#### 4.5.2 Rabatt i formueskatten

Den andre delen av boligsubsidieringen består av rabatt i formueskatt, og skattefavouriseringen gjelder kun for de som er i netto formuesskatteposisjon. Ifølge beregninger presentert i Prop 1 LS (2012-2013) ble andelen skattytere som må betale formuesskatt i 2013, anslått til 16 prosent, som tilsvarer en nedgang på 33 prosent siden 2005<sup>3</sup>. Skattefavouriseringen av bolig gjennom rabatt i formuesskatten, består av at det ved formuesligning gis fullt fradrag for gjeld, mens investeringer i bolig og fritidshus bare medregnes til en brøkdel av antatt markedsverdi (Skatteetaten, 2013). For primær- og sekundærboliger er henholdsvis ligningsfaktoren 25 og 50 prosent av omsetningsverdi per kvadratmeter, med en tilhørende øvre grense og sikkerhetsventil på henholdsvis 30 og 60 prosent av omsetningsverdien<sup>4</sup>. Til sammenligning verdsettes bankinnskudd og aksjer til 100 prosent av markedsverdien og ved investering i primærbolig gis det da en generell rabatt på minst 70 prosent. Dette medfører en ytterligere favorisering av boliginvesteringer i skattesystemet på bekostning av

---

<sup>1</sup> Hvis gevinst er skattepliktig kalkuleres gevinst som: Salgsgevinst = salgspris - kostpris - påkostninger ut over alminnelig vedlikehold.

<sup>2</sup> Fritidsbolig er unntatt fra disse reglene.

<sup>3</sup> Regjeringen Solberg går inn for å øke bunnfradraget fra 870 000 til 1 million kroner, samt redusere formuesskattesatsen med 0,1 prosent fra 2014. Med forslaget anslås 14 prosent av skatteytterne å betale formuesskatt i 2014 (Finansdepartementet, 2013:2).

<sup>4</sup> Regjeringen Solberg opprettholdt forslaget om å øke verdsettingen av sekundærboliger fra 50 til 60 prosent av anslått markedsverdi, med en sikkerhetsventil på 72 prosent av dokumentert markedsverdi fra 2014 (Finansdepartementet, 2013:2).

investering i andre aktivum. Skatteutgiftene forbundet med rabatt i formueskatt til boligeiere anslås til 25,4 milliarder kroner i 2013 (Finansdepartementet, 2013).

### 4.5.3 Skattefavoriseringens innvirkning på boligprisene

Det er svært vanskelig å tallfeste hvor mye skattesubsidieringen av bolig isolert sett har betydd for prisnivå og boligprisutviklingen. I en eventuell analyse måtte man hensyntatt hvordan full beskatning av boliginvesteringer ville påvirket makroøkonomien generelt, men også hvordan det skattemessig ville påvirket forholdet mellom boliginvesteringer og investeringer i andre aktivum som aksjer, bank og verdipapirfond. Derimot er det liten tvil om at den betydelige skattesubsidieringen av bolig har resultert i en overinvestering i bolig på bekostning av andre aktivum og bidratt til et høyere prisnivå på boliger sammenliknet med et skattesystem der bolig skattlegges fullt ut (NOU, 2009:2).

Det er i tillegg antydninger til at det ubegrensede rentefradraget kombinert med manglende boligbeskatning, kan bidra til å forsterke konjunkturutslagene og gjøre pengepolitikken mindre effektiv (NOU, 2009:2). I en høykonjunktur vil optimismen både blant långivere og låntakere føre til økt kredittvekst, som igjen forsterkes av at det gis ubegrenset fradragsrett på skatten for de økte renteutgiftene. Sentralbankens forsøk på å dempe etterspørselen i markedet ved å heve renten, vil også bli motvirket av at renteutgiftene er fradragsberettiget. Effekten av en høykonjunktur på boligprisene vil til slutt forsterkes ved at kostnadene ved økt låneopptak er subsidiert i det norske skattesystemet.

## 4.6 Risiko og kostnader ved boliginvesteringer

På tross av alle de skattemessige fordelene ved boliginvesteringer, er det selvsagt også kostnader forbundet med å eie bolig. På kort sikt er transaksjonskostnadene ved boliginvesteringer betydelige og kan utgjøre en markant andel av en eventuell prisstigning eller skattefordel. Ved kjøp av bolig må det betales dokumentavgift på 2,5 prosent av kjøpesummen. I tillegg kommer tinglysningsgebyr og omkostninger i forbindelse med låneopptak, mens man ved salg av bolig må betale meglerhonorar. På lang sikt kan derimot transaksjonskostnadene anses som neglisjerbare. Motparten til boligsubsidieringen i Norge er en eventuell kommunal eiendomsskatt som isolert sett bidrar til en hardere beskatning av bolig og gjør boliginvesteringer mindre lønnsomme sammenliknet med andre investeringer<sup>1</sup>. Inntektene forbundet med dokumentavgift og eiendomsskatt er anslått til henholdsvis

---

<sup>1</sup> Innføringen av eiendomsskatt er opp til hver enkelt kommune. Den årlige skattesatsen kan variere fra 2-7 promille av eiendomsverdien, og ved innføring må den starte på 2 promille og kan deretter kun økes med 2 promille hvert år.

6,8 og 3,6 mrd. kroner i 2013, som dog utgjør en liten andel av den totale boligsubsidieringen på 46,4 mrd. kroner (Finansdepartementet, 2013). Alternativkostnaden ved boliginvesteringer er også viktige, spesielt egenkapitalandelen av investeringen. Fra 2012 er egenkapitalkravet ved boligkjøp 15 prosent av boligens markedsverdi. Når det gjelder alternativkostnaden ved andelen som er gjeldfinansiert er det tvilsomt at man oppnår mer gunstig lånebetingelser ved alternative investeringer sammenlignet med boliginvesteringer.

Boligbehovet eksisterer uavhengig av om man leier eller eier, og valget består som regel i om man skal entre eller forbli utenfor boligmarkedet. I Norge hvor 98 prosent av befolkningen vil eie bolig i løpet av livet, vil den største risikoen ved inntredelse på boligmarkedet være forbundet med markedstiming. Stigende boligpriser betyr isolert sett at inngangsbilletten for å eie blir dyrere, og tar man hensyn til at førstegangskjøp av bolig som regel består av en stor andel gjeld, vil renteendringer og boligprisutviklingen påvirke husholdninger ulikt avhengig av tidspunkt de entret markedet og hvor stor andel av boligen som ble gjeldsfinansiert. Konsekvensen av å gjennomføre et gjeldsfinansiert boligkjøp på et ugunstig tidspunkt med tanke på boligprisutviklingen, er at man må bruke en større del av fremtidig inntekt på betjening av lån enn om man hadde investert på et mer gunstig tidspunkt. I rapporten fra Fordelingsutvalget utgitt i 2009, oppgis det at en husholdning som etablerte seg i boligmarkedet i 1992, hadde en samlet bokostnad på 301 200 kroner etter 10 år, mens en husholdning som etablerte seg i 1998, hadde en negativ bokostnad på 10 000 kroner i tiårsperioden fram til 2008<sup>12</sup>. Ser man perioden 1992-2008 under ett, utgjorde de gjennomsnittlige årlige bokostnadene 15 000 kroner. Til sammenligning utgjorde gjennomsnittlig husleiekostnad 54 000 kroner i perioden 2005-2007 basert på SSBs forbrukerundersøkelse. Store deler av denne differansen kan forklares av skattefordelene ved å eie egen bolig i Norge (NOU, 2009:2).

---

<sup>1</sup> NOU sine beregninger er oppgitt i 2008-priser. Bokostnad defineres som: Bokostnad = Driftskostnad + rentekostnad + prisvekst + skattefordel. Skattefordelen er beregnet som verdien av rentefradraget fratrukket skatt på fordelene av egen bolig (skatt på fordelene av egen bolig ble avvirket fra og med 2005).

<sup>2</sup> Det er tatt utgangspunkt i et 100 prosent gjeldsfinansiert boligkjøp til en verdi av 1 million kroner i 2000.

## 5. Befolkningsutviklingen 1985-2013

Befolkningsveksten i Norge har over de tre siste tiårene vært markant. Vi vil i dette kapittelet redegjøre for den generelle befolkningsutviklingen i Norge, samt befolkningsutviklingen som har funnet sted i hovedstaden over den samme tidsperioden.

### 5.1 Befolkningsutviklingen i Norge

Etter å ha nådd fire millioner i 1975, passerte innbyggertallet fem millioner i mars 2012. På 1970-tallet var årlig gjennomsnittlig befolkningsvekst 0,5 prosent, noe som var betydelig lavere enn på 50- og 60-tallet hvor veksten var henholdsvis 0,9 og 0,8 prosent. Veksten falt ytterligere i første halvdel av 1980-tallet og nådde et bunnivå i 1984 med en årlig vekst på 0,28 prosent. Fra og med 1985 har befolkningsveksten i Norge generelt vært sterk med unntak av enkelte delperioder hvor det har vært betydelige svingninger i nettoinnvandringen. I periodene 1991-2001 og 2001-2011 var den gjennomsnittlige årlige befolkningsveksten på henholdsvis 0,6 og 0,89 prosent (SSB, 2013:6)<sup>1</sup>. Vekstøkningen mellom disse to periodene har utløp i den sterke nettoinnvandringen som fant sted spesielt i siste halvdel i perioden 2001-2011. Fra 2006-2011 økte befolkningen med 346 000 personer som tilsvarer en årlig gjennomsnittlig vekst på 1,2 prosent. Dette er en dobling av veksten i perioden 2001-2005 og overgår den gjennomsnittlige befolkningsveksten på verdensbasis over samme periode (Thorsnæs, 2013).

Fra 1. januar 2011 til 1. januar 2012 økte Norges befolkning med 65 565 personer som tilsvarer 1,33 prosent. Dette er i absolutte tall den sterkeste veksten innen et enkelt år i landets historie, og man må helt tilbake til 1920 for å registrere en høyere befolkningsvekst i prosent (1,41%) (NTB, 2011)<sup>2</sup>. I 2012 var befolkningsveksten på 1,31 prosent, og siden 2000 har befolkningen vokst med drøye 11 prosent. Til sammenligning har FN anslått den globale befolkningsveksten til å være 1,1 prosent årlig, som betyr at befolkningsveksten i Norge er sterkere enn land som Kina, Bangladesh og Brasil som tradisjonelt har dominert denne statistikken (FN, 2013). Den betydelige befolkningsveksten skyldes hovedsakelig en sterk økning i nettoinnvandring siden 2005, men også utviklingen i fødselsoverskuddet har vært positiv (SSB, 2013:7).

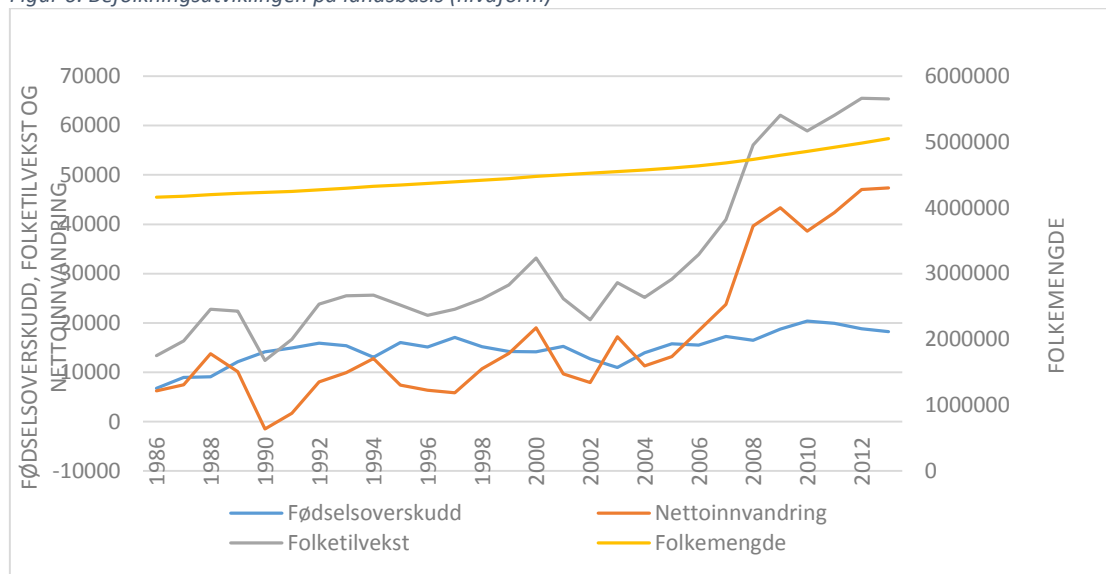
---

<sup>1</sup> Målt fra 1. januar

<sup>2</sup> Folkemengdens bevegelse (folketilvekst) er beregnet som nettoresultatet av henholdsvis fødsler og dødsfall (fødselsoverskudd) og inn- og utvandring (nettoinnvandring) (SSB, 2013:6).



Figur 6. Befolkningsutviklingen på landsbasis (nivåform)



### 5.1.1 Fødselsoverskudd

Det høyeste fødselsantallet i norsk historie kom etter 2. verdenskrig i 1946 da det ble født 70 727 personer. Det høye tallet skyldtes dels en gjenoppheving av utsatte fødsler, men også optimismen og gleden freden førte med seg. Fra 1950-1964 nådde samlet fruktbarhetstall (SFT) nesten 3,0, og fødselstallet fikk en ny topp i 1969 med 67 746<sup>1</sup>. «Fredseffekten» skulle midlertidig vise seg å være temporær. Fra 1965 var etterkrigstidens baby-boom på vei tilbake, og i løpet av 13 år falt SFT til 1,75 og forholdt seg rundt dette nivået de neste ti årene (SSB, 1995:5). Nedgangen hadde sammenheng med at kvinner i økende grad tok utdanning og deltok i arbeidslivet, samtidig som det også kom moderne prevensjonsmetoder. Perioden omtales ofte som kvinnerevolusjonen hvor bunnen ble nådd i 1983 med SFT på 1,65 og antall fødsler tilsvarte 49 937. Dette var samme antall fødsler som i 1854 da folketallet var omtrent 70 prosent lavere. Etter bunnivået i 1983 økte fruktbarheten igjen og har ligget forholdsvis stabilt rundt 60 000 siden 1989.

Selv om fruktbarheten tok seg opp igjen etter 1983, nådde fødselsoverskuddet sitt laveste nivå i 1985 på kun 6752 personer. Til sammenligning var gjennomsnittlig fødselsoverskudd i første halvdel av 1950-tallet 33 900, som er fem ganger høyere enn i perioden 1981-1985. Den betydelige nedgangen i fødselsoverskuddet kom ikke bare som en konsekvens av færre fødsler, men også på grunn av en økning i antall døde (Thorsnæs, 2013). Oppgangen i antall fødsler etter 1983 skyldtes hovedsakelig at en rekke årskull hadde utsatt sin første fødsel, og at det derfor var oppstått et betydelig etterslep. I

<sup>1</sup> SFT er et uttrykk for gjennomsnittlig antall levendefødte barn hver kvinne får i løpet av livet, under forutsetning av at fruktbarhetsmønsteret i perioden gjelder i hele kvinnens fødedyktige periode (15-49 år) og at dødsfall ikke forekommer. Fødselstallet bestemmes av tallet på kvinner i fødedyktig alder og deres fruktbarhet.

tillegg var det en økning i antall kvinner i fødedyktig alder. Fra slutten av 1980-tallet har fruktbarheten vært rimelig stabil, og SFT har variert mellom 1,75-2<sup>1</sup>. På bakgrunn av de relativt høye fødselstallene siden 1985 og et synkende antall døde, har det vært en klar vekst i fødselsoverskuddet de to siste tiårene. Spesielt i andre halvdel av det siste tiåret har det blitt født flere, og årsgjennomsnittet i perioden 2006-2010 var 60 000, mot 56 000 i perioden 2001-2005. Toppen ble nådd i 2009 hvor antall fødsler var 61 800, som er det høyeste antallet siden 1971 (Lystad, 2011). Det er derimot de siste par årene observert en fallende trend, og i 2012 var SFT 1,85 som er en nedgang fra 1,88 i 2011 og 1,95 i 2010 (SSB, 2013:7). Fruktbarheten i Norge er likevel relativt høy i europeisk sammenheng hvor hver kvinne fødte i gjennomsnitt 1,5 barn i 2012 (SSB, 2013:4).

### 5.1.2 Nettoinnvandring

Fra etterkrigstiden og frem til og med 1966 hadde Norge en moderat nettoutvandring. I gjennomsnitt mistet man 1 000-2 000 innbyggere i året, i hovedsak til våre nordiske naboland. I 1967 hadde Norge for første gang en nettoinnvandring som overgikk 1000 personer. Likevel ble omfanget først markant i 1971 da behovet for arbeidskraft økte i et raskere tempo enn hva som kunne tilfredsstilles på det innenlandske arbeidsmarkedet. Nettoinnvandringen i 1971 var på 6600 som var rekord i historisk sammenheng, og siden den gang har det har vært nettoinnvandring til Norge i samtlige år med unntak av i 1989. I perioden 1970-1985 var nettoinnvandringen nokså stabil, og årlige gjennomsnitt for perioden som helhet var på 4300 personer. Dette var klart høyere enn tidligere og tilsvarte 1,1 promille av middelfolkemengden<sup>2</sup>. Nettoinnvandringen utgjorde likevel kun 1/5 av befolkningsveksten på 70-tallet (Thorsnæs, 2013). I 1986 begynte en ny tid med store svingninger i flyttebalansen, men med økende gjennomsnittsnivåer på nettoinnvandringen. Svingningene var en konsekvens av økonomiske konjunkturer og endrede flyktningstrømmer, og perioden varte frem til 2003, mens fra 2004 har trenden vært stabil med økende nettoinnvandring hvert eneste år (Vassenden, 2012).

I perioden 1986-1990 var gjennomsnittlig nettoinnvandring 6300 personer som tilsvarte 1,5 promille av middelfolkemengden og utgjorde omtrent 1/3 av befolkningsveksten. I 1987 var det en betydelig økning i antall asyløkere fra politiske flyktninger fra Chile, Iran og Sri Lanka, som resulterte i en nettoinnvandring på 13 800<sup>3</sup>. I 1989 forekom det en drastisk endring, og man opplevde det eneste året

---

<sup>1</sup> Grunnet at det fødes omtrent 6 prosent flere gutter enn jenter og at en del kvinner dør før de har fullført sin reproduktive alder, trengs det SFT høyere en 2,06 på lengre sikt for å opprettholde folketallet sett bort ifra inn- og utvandring (Dokken, Eide, Johansen, & Øverjordet, 2009).

<sup>2</sup> Middelfolkemengden er gjennomsnittet av en folkemengde ved årets begynnelse og slutt.

<sup>3</sup> 1987 var det første året nettoinnvandringen overgikk fødselsoverskuddet. Dette var også tilfelle i 1999 og 2002, og siden 2005 har nettoinnvandringen kontinuerlig ligget over fødselsoverskuddet (Thorsnæs, 2013).

netto utvandring siden 1970. Hovedårsaken til utvandringen var at mange nordmenn dro fra norsk lavkonjunktur for å finne arbeid i Sverige der økonomien gikk for fullt (Vassenden, 1999). I 1990 var man igjen tilbake til en situasjon med nettoinnvandring, riktignok på et lavt nivå. Først i 1993 nærmet man seg igjen det høye 1987-nivået grunnet flyktningstrømmer fra krigen på Balkan. I de påfølgende tre årene sank deretter nettoinnvandringen ned mot et nivå som var vanlig i den stabile perioden på 1970-tallet. Denne trenden snudde brått i 1997, og året etter ble toppen fra 1987 tangert (Vassenden, 1999). I 1999 skjøt nettoinnvandringen fart og økte overskuddet til 19 000. På 1990-tallet var gjennomsnittlig årlig nettoinnvandringen 10 400 personer eller 2,4 promille av middelfolkemengden perioden sett under ett.

Fødselstallet i Norge har siden 1975 vært permanent under reproduksjonsnivået, og på bakgrunn av de lave fødselstallene på 1970- og 1980-tallet, ble det etter hvert relativt få personer i en del yrkesaktive aldre da de små kullene entret arbeidsmarkedet på 2000-tallet. De to første årene ble nettoinnvandringen nær halvert, men ifra 2002 økte nettoinnvandringen betydelig (Lystad, 2011). Utvidelsen av EU/EØS i 2004 og 2007, resulterte i en tiltakende innvandring av unge arbeidstakere som kompenserte for mangelen på norskfødt arbeidskraft<sup>1</sup>. Faktum er at innvandringen har vært størst i de aldersgruppene hvor norske fødselskull er minst, og for aldersgruppen 25-37 år som ble født i perioden 1975-1986, utgjør innvandrere over 20 prosent av folketallet (SSB, 2013:7). I 2007 gjorde nettoinnvandringen et byks opp til 39 700 personer, og har i de fem neste årene ligget omkring dette nivået. Den gjennomsnittlige nettoinnvandringen i perioden 2001-2010 var på 5 600 som tilsvarer 5,5 promille av middelfolkemengden, og utgjorde 2/3 av samlet befolkningsvekst (Thorsnæs, 2013).

I 2011 og 2012 hadde Norge en nettoinnvandring på henholdsvis 47 032 og 47 343 personer som tilsvarer 9,7 og 9,4 promille av middelfolkemengden. Nettoinnvandringen i 2012 er den største i norsk historie i absolutte termer innen et enkelt år og utgjorde 72 prosent av befolkningsveksten. Nettoinnvandringens økende andel av befolkningsveksten de siste to tiårene er særlig bemerkelsesverdig på bakgrunn av det økende fødseloverskuddet. Til sammenligning utgjorde fødseloverskuddet og nettoinnvandringen henholdsvis 80 og 20 prosent av befolkningsveksten på 70-tallet, mens i dag er situasjonen nesten snudd på hodet. I 2012 hadde Norge en nettoinnvandring med 9,4 personer per 1.000 innbyggere som er over fem ganger høyere enn EU-snittet på 1,8 personer per innbygger. Tidligere har Norge ligget nærmere gjennomsnittet, mens i 2012 var Luxembourg eneste land som hadde større nettoinnvandring og befinner seg helt i verdenstoppen sett i forhold til folketall

---

<sup>1</sup> Norge ble fullt integrert i EUs felles arbeidsmarked gjennom medlemskap i EØS-avtalen som ble inngått i 1992 og trådte i kraft 1. januar 1994.

(Eurostat, 2013). Norsk innvandring kan nå måle seg med nivået man for tiden finner i de klassiske innvandringslandene som USA, Canada og Australia (Vassenden, 2012).

## 5.2. Regional befolkningsutvikling

Befolkningsveksten har vært preget av store regionale forskjeller, og helt siden tidlig på 1980-tallet har det foregått en sentralisering. Bosettingsmønsteret kan blant annet påvirkes av faktorer som tilgangen til arbeidsplasser og studiemuligheter, befolkningens aldersfordeling og fruktbarheten. I tillegg påvirkes bosettingsmønsteret av den økende innvandringen. For det første bidrar innvandringen til økende sentralisering siden innvandrerne i langt større grad flytter til byene, og da spesielt Oslo, sammenliknet med den øvrige befolkningen. Ved inngangen til 1995 var det om lag 220 000 innvandrere i Norge og en tredjedel av disse bodde i Oslo<sup>1</sup>. Hadde den øvrige befolkningen fordelt seg på samme måte hadde Oslo hatt en befolkning på 1,5 millioner innbyggere, mens det faktiske innbyggertallet var rundt en halv million på denne tiden (Juvkam, 1996). For det andre påvirker innvandringen også bosettingsmønsteret ved at den i stor grad består av unge mennesker slik at alderssammensetningen i befolkningen endres<sup>2</sup>. På tross av at folketallet de ti siste årene har økt i alle fylkene, har befolkningsveksten vært sterkest i Oslo og Akershus (Lystad, 2011).

## 5.3 Befolkningsutviklingen i Oslo

Oslo mistet over 40 000 innbyggere fra 1969 til 1984 som en konsekvens av positiv utvikling i de øvrige landsdelssentrene Stavanger, Kristiansand og Tromsø (Juvkam, 1996). Den økende sentralisering som fant sted i andre halvdel av 1980-tallet bidro imidlertid til å snu denne trenden, og befolkningen i Oslo vokste sterkere enn landet som helhet i denne perioden<sup>3</sup>. I første halvdel av 1990-tallet ble veksten ytterligere forsterket av den økende nettoinnvandringen og innbyggertallet økte med 25 000 personer<sup>4</sup>. I løpet av de fire første årene i perioden økte antall utenlandsfødte med omtrent 10 000, og innvandringen utgjorde to tredjedeler av Oslos nettoinnflytting i denne perioden og omtrentlig halvparten av den totale folketilveksten på landsbasis. Vekstraten i Oslo var i perioden den dobbelte av landet samlet, og ved årsskiftet 1995/1996 passerte Oslo rekordinnbyggertallet fra 1969<sup>5</sup>. Ser man derimot bort ifra innvandringen, ville befolkningsveksten vært nær landsgjennomsnittet i denne perioden (Juvkam, 1996).

---

<sup>1</sup> Innvandrere er her definert som en person med to utenlandske foreldre (Juvkam, 1996).

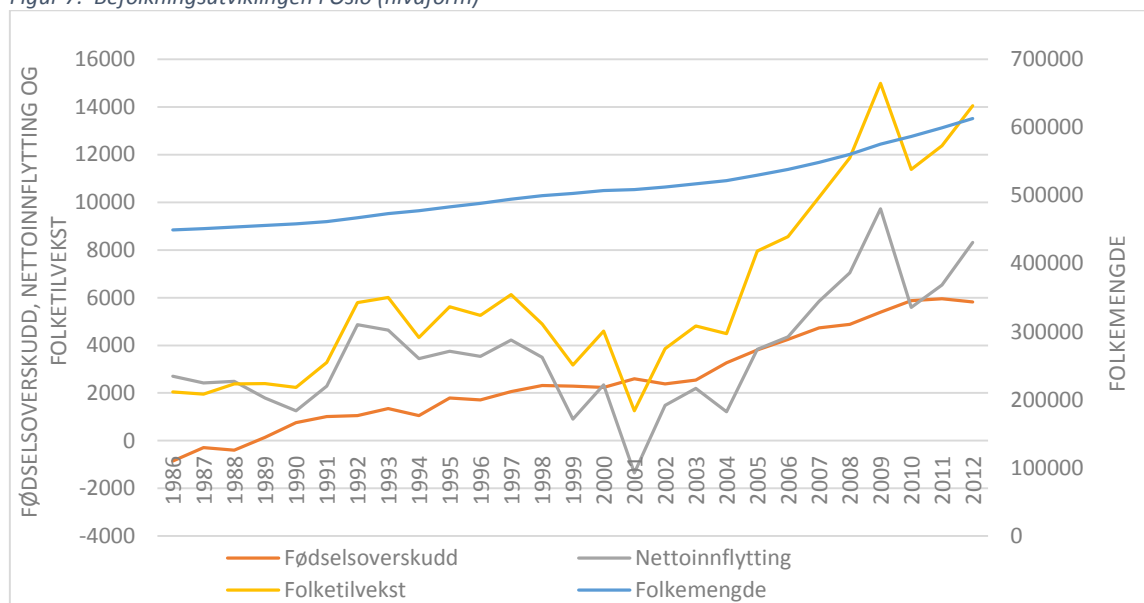
<sup>2</sup> 34 prosent av Oslos befolkning mellom 27-30 år var i 2008 innvandrere eller hadde minst én forelder som var innvandrere (Dybendal & Høydahl, 2008).

<sup>3</sup> 1. januar 1985 bodde det omtrent 447 000 innbyggere i Oslo (SSB, 2013:6).

<sup>4</sup> På denne tiden var det bare 29 kommuner med et innbyggertall høyere enn 25 000 (Juvkam, 1996).

<sup>5</sup> Folketallet 1. januar 1969 var på 488 329 (SSB, 2013:6)

Figur 7. Befolkningsutviklingen i Oslo (nivåform)

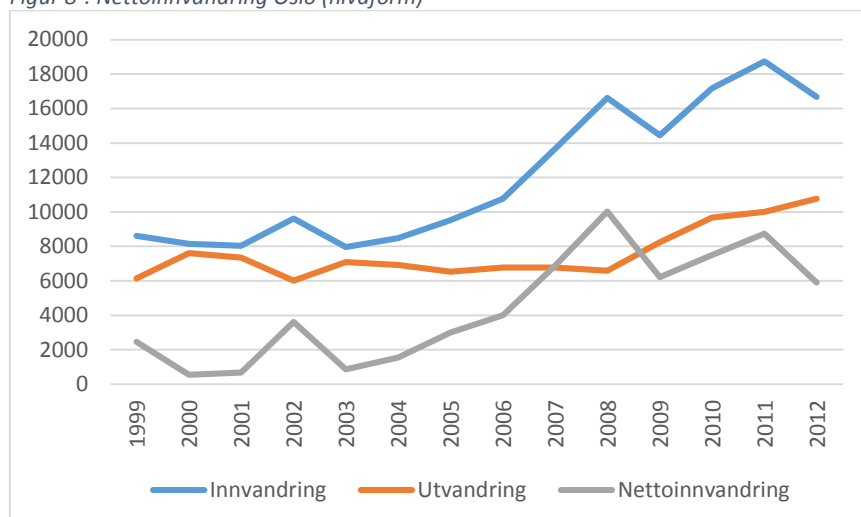


Fra 1996-2006 vokste folketallet i Oslo med 50 000 personer, og 46 000 (93 prosent) av disse var innvandrere (Blom, 2006). På tross av denne sterke innvandringen var Oslo i perioden 1998-2003 preget av svingninger og en generell tilbakegang i nettoinnflyttingen, hvor bunnen ble nådd i 2000 med en nettoutflytting på 1 356 personer. Innvandrerbefolkningen økte i denne perioden med 24 000 personer, mens antallet nordmenn gikk tilbake med omtrent 6 000 som tilsvarer et fall på 1,6 prosent (Blom, 2006). Totalt i perioden 1998-2003 vokste befolkningen med i underkant av 18 000 personer (3,6 prosent) som var noe lavere enn midt på 1990-tallet.

I årene 2003-2006 økte byens folketall med ytterligere 21 000 innbyggere, hvor innvandrerne bidro til veksten med 14 000 innbyggere, mens nordmenn bidro med 7000 (Blom, 2006). Ser man perioden 2000-2009 under ett utgjorde de med innvandrerbakgrunn over 80 prosent av befolkningsveksten, og en stor andel av folketilveksten skyldes at Oslo har et stort og variert arbeidsmarked (Høydahl, 2010)<sup>1</sup>. Nedgangen i finansnæringen i 2011 som også gav ringvirkninger til resten av arbeidsmarkedet, kan dermed forklare noe av tilbakegangen i innvandringen på 2 100 personer i 2012 etter å ha økt fra 8 000 i 2001 til nesten 19 000 personer i 2011 (se figur 8)(SSB, 2013:7)<sup>2</sup>.

<sup>1</sup> Oslo og Bærum har om lag 120 000 flere arbeidsplasser enn yrkesaktive bosatte (Høydahl, 2010).

<sup>2</sup> Det finnes ikke statistikk over inn-, ut- og nettoinnvandringen i Oslo før 1999 (SSB, 2013:6).

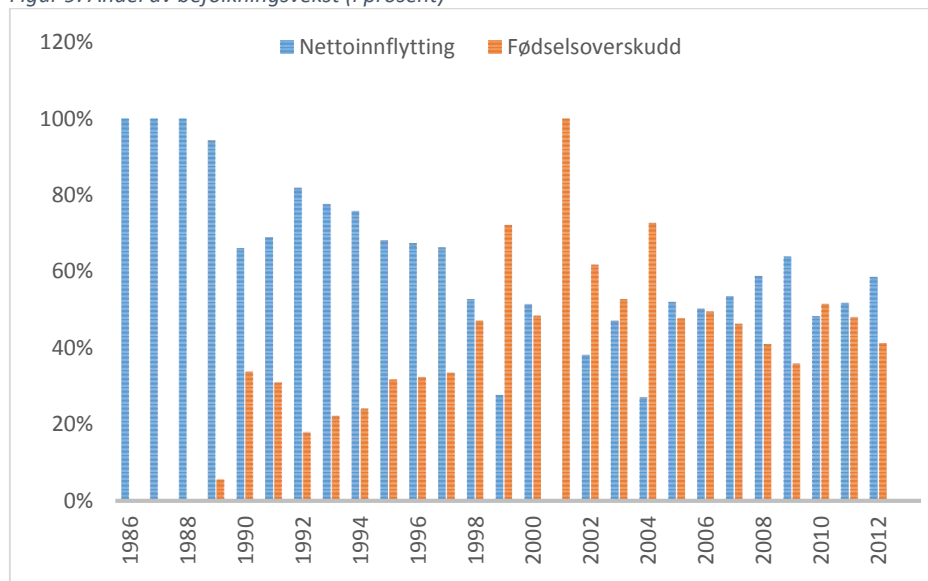
Figur 8<sup>1</sup>. Nettoinnvandring Oslo (nivåform)

I løpet av ti år vokste folketallet i Oslo med over 100 000 innbyggere, og i starten av 2011 rundet Oslo 600 000 innbygger. Andelen innvandrere og norskfødte med innvandrerforeldre utgjorde 28 prosent av Oslos befolkning 1. januar 2011, og per 1. januar 2013 hadde denne andelen økt til 30 prosent, mens innbyggertallet hadde steget til 624 000. Det er riktignok ikke bare innvandringen og den generelle sentraliseringen som har stått bak den sterke befolkningsveksten, men også utviklingen i fødselsoverskuddet har vært av sentral betydning (SSB, 2013:6)<sup>2</sup>. Med unntak av de tre første årene hvor fødselskullet var negativt, har fødselsoverskuddet hovedsakelig vært i sterk vekst og gjennomgående positivt (se figur 7). I slutten av 1994 var fødselsoverskuddet tredoblet sammenliknet med i 1985, og fra midten av 1990-tallet utgjorde fødselsoverskuddet en stadig større andel av befolkningsveksten (se figur 9).

<sup>1</sup> Det eksisterer ikke tallmateriale over nettoinnvandringen til Oslo før 1999 (SSB, 2013:6).

<sup>2</sup> Det forekommer også «skjult» befolkningsvekst i form av et økende antall studenter med registrert bostedstedsadresse utenfor Oslo (jfr. (Juvkam, 1996)). Vi vil ikke vektlegge denne faktoren i videre utredning da vi anser det som rimelig å anta at de færreste av studentene vil etablere seg på boligmarkedet.

Figur 9. Andel av befolkningsvekst (i prosent)



Fruktbarheten i Norge varierer mellom landsdelene, og Oslo har historisk hatt en lavere fruktbarhet enn landsgjennomsnittet. Denne tendensen har eksistert i flere tiår, men fruktbarhetsforskjellene har med årene minnet. En annen medvirkende faktor er at kvinner tidligere ofte flyttet fra Oslo før de fikk barn, og de som bodde der fikk færre barn enn i landet ellers. Utover 1990-tallet beholdt Oslo flere kvinner, samtidig som fruktbarheten ved tusenårsskiftet var kommet opp på vanlig østlandsnivå omkring 1,7 barn per kvinne (Østby, 2001). Fødselsoverskuddet i 2000 var i underkant av 2 600 og utgjorde en sjettedel av det totale fødselsoverskuddet i Norge. I 2004 var fødselsoverskuddet på 3809 personer som er over en dobling siden 1995, og gjennomsnittlig årlig vekst i tiårsperioden som helhet var på 10,1 prosent (SSB, 2013:6). I 2007 økte fødselsoverskuddet videre til i underkant av 5000, og i 2010 ble det født over 10 000 barn i hovedstaden. Dette tilsvarer en økning på 30 prosent i antall nyfødte de ti siste årene, og basert på senere års utvikling har Oslo det klart største fødselsoverskuddet i landet (Lystad, 2011). I perioden 2000-2011 utgjorde befolkningsveksten i Oslo 21 prosent av den totale befolkningsveksten på landsbasis, som tydelig indikerer befolkningspresset som har oppstått i hovedstaden det siste tiåret.

## 6. Tidligere forskning og økonometriske boligprismodeller

Det finnes en rekke anerkjente økonometriske boligprismodeller, hvor noen av modellene er rene boligprismodeller, mens andre er delmodeller av en større makroøkonomisk modell. Felles hovedtrekk er at de forsøker å indentifisere hvilke faktorer som kan forklare utviklingen i boligprisene, samt å avdekke den enkelte faktors innvirkning på boligprisene. Under presenteres og utledes MODAG (KVARTS) og Jacobsen & Naugs boligprismodeller som fremstår som de mest sentrale boligprismodellene i utarbeidelsen av vår egen modell.

### 6.1 MODAG (KVARTS<sup>1</sup>)

MODAG er en makroøkonomisk modell for norsk økonomi som er utviklet i SSB og benyttes hovedsakelig ved framskrivninger og politikkanalyser på kort og mellomlang sikt. Finansdepartementet er hovedbruker av MODAG, men den benyttes også av SSB til å utføre egne analyser eller til analyser på oppdrag fra andre (SSB, 2013:1). Modellen består av flere omfattende undermodeller, hvorav én omhandler utviklingen i realprisen til brukte selveierboliger, og er et resultat av mange års forskningsinnsats fra en rekke personer<sup>2</sup>.

I MODAG består etterspørselen etter bolig av realboligpris, husholdningenes disponible realinntekter og realrente etter skatt. Tilbudet av boliger er gitt ved den eksisterende boligkapitalen, som vil endre seg over tid på grunn av slitasje og investeringer i nybygg. Investeringene vil avhenge av forholdet mellom bruktboligprisen og byggekostnadene.

I modellen er prisen på bruktbolig modellert fra etterspørselssiden, mens endringer i boligkapitalen stammer fra tilbudssiden. På bakgrunn av dette tar man utgangspunkt i en gitt realkapitalmengde ved bestemmelsen av bruktboligprisen, som blir den prisen som klarer markedet.

Den samlede etterspørselen etter boligkapital kan teoretisk framstilles som

$$K = K^E(P_K, Y, r) \tag{1}$$

gitt forutsetningene at etterspørselen etter samlet boligkapital,  $K^E$ , avhenger av husholdningenes disponible realinntekt,  $Y$ , i tillegg til brukerprisen på bolig som er hvor mye det koster å holde en bolig

<sup>1</sup> KVARTS, som også er utviklet i SSB, er i stor grad sammenfallende med MODAG. Hovedforskjellen er at KVARTS benytter kvartalsdata som inputvariabel, mens MODAG benytter årlige (SSB, 2013:4).

<sup>2</sup> Vi vil ta utgangspunkt i den oppdaterte versjonen til Pål Boug og Yngvar Dyvi utgitt i 2008.



over én periode. Brukerprisen påvirkes igjen av boligprisen,  $P_K$ , realrenten etter skatt,  $r$ , og slitasjen ved bruk av boligkapitalen.

Økt boligpris og/eller økt realrente etter skatt vil lede til redusert etterspørsel etter boligkapital for gitt  $Y$ , mens en økning i husholdningenes disponible realinntekt vil ha motsatt effekt for gitt  $P_K$  og  $r$ . På kort sikt antas boligkapitalen som gitt, og formelen i (1) kan da inverteres til

$$P_K = P_K(K, Y, r) \quad (2)$$

Formel (2) uttrykker den boligprisen som klarer markedet og indikerer at boligprisen vil øke ved økt inntekt og reduseres ved økt rentenivå forutsatt at boligkapitalen er gitt. En økning i den gitte boligkapitalen vil redusere boligprisen. Formel (2) er basisen i utledningen av den langsiktige relasjonen som bestemmer prisen på brukte selveierboliger i MODAG, som er gitt ved<sup>1</sup>

$$pbs - pc = \beta_p + \beta_{p,Y}(rc - pc) + \beta_{p,r} \cdot RRT + \beta_{p,K} \cdot k_{83}, \quad (3)$$

der

PBS = prisindeks for brukte selveierboliger

PC = deflator for konsum i husholdning og ideelle organisasjoner

RC = husholdningenes disponible inntekter

RRT = realrente etter skatt

$k_{83}$  = samlet boligkapital målt i faste priser

Realrenten etter skatt er definert som

$$RRT = \frac{(1 + RENPF_{300}(1 - TRTMNW))}{\frac{KPI}{KPI_{-1}}} - 1, \quad (4)$$

der

$RENPF_{300}$  = husholdningenes gjennomsnittlige rente på lån i private finansinstitusjoner

$TRTMNW$  = gjennomsnittlig marginal skatteprosent på kapitalinntekter for lønnstakere

$KPI$  = konsumprisindeksen

Realboligprisens langsiktige følsomhet for endringer i realinntekt, realrente etter skatt og boligkapital er gitt ved  $B_p$ -parameterne, hvor parameterne for  $(rc - pc)$  og  $(pbs - pc)$  tolkes som langsiktige

<sup>1</sup> Små bokstaver indikerer at variabelen er på logaritmisk skala.

elastisiteter, mens parameteren for RRT tolkes som langsiktige semi-elastisitet. Løsningen fra (Boug & Dyvi, 2008) er gjengitt under

$$pbs - pc = \textit{konstant} - 0,62 \cdot k_{83} + 1,62 \cdot (rc - pc) - 11,59 \cdot RRT \quad (5)$$

Løsningen forteller at når både boligkapitalen og realinntekt øker (reduseres) med én prosent, vil bruktboligprisen stige (falle) med én prosent reelt sett. Samtidig ser vi at realrenten etter skatt har stor innvirkning på bruktboligprisen og ved en renteoppgang på ett prosentpoeng vil realboligprisen falle med 11,59 prosent.

## 6.2 Jacobsen & Naug

I 2004 utgav Jacobsen & Naug artikkelen «Hva driver boligprisene?» hvor de utleder en økonometrisk modell for det norske boligmarkedet. Modellen ble utviklet på bakgrunn av den sterke veksten som hadde funnet sted i boligmarkedet fra 1992 til 2004 hvor boligprisene mer enn tredoblet seg. Hovedmålene var å identifisere de viktigste fundamentale forklaringsvariablene for boligprisutviklingen og å avdekke om prisstigningen hadde avviket fra disse. Modellen skulle i tillegg også kunne predikere boligprisene i nær fremtid. Totalt sett testet Jacobsen & Naug følgende potensielle forklaringsvariablers effekt på boligprisene over en estimeringsperiode fra 2. kvartal 1990 til 1. kvartal 2004<sup>1</sup>:

- Husholdningenes samlede (nominelle) lønnsinntekter
- Indeksene for betalt husleie og samlet husleie i konsumprisindeksen (KPI)
- Øvrige deler av KPI juster for avgifter og uten energivarer (KPI-JAE)
- Ulike mål på realrente etter skatt
- Boligmassen (slik den måles i nasjonalregnskapet)
- Arbeidsledighetsraten (registrert ledighet)
- Tilbakedatert vekst i boligprisene
- Husholdningenes gjeld
- Totalbefolkningen
- Andel av befolkningen i alderen 20-24 og 25-39 år
- Ulike mål på flytting/sentralisering
- TNS Gallups indikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi

<sup>1</sup> Kvartalsdataen benyttet er basert på Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk.

Husleie og andre konsumpriser var gjennomgående ikke signifikante. Det blir argumentert for at de insignifikante husleieeffektene henger sammen med at leier i borettslag utgjorde en betydelig del av husleieindeksene i KPI over mesteparten av estimeringsperioden. I tillegg har en del husleier vært sterkt regulert, og man bør dermed være forsiktig med å benytte seg av tidsserier over forholdet mellom boligpris og husleie i KPI for å evaluere om boligprisene er høye eller lave sett i forhold til leieprisene.

Det ble avdekket insignifikante effekter av husholdningenes gjeld på boligprisene både når gjeldsvariabelen inngikk over hele estimeringsperioden og under bankkrisen mellom 1990 til 1993. Dette indikerer isolert sett at kreditten til husholdningenes boligkjøp ikke var begrenset av bankenes lønnsomhet i estimeringsperioden, selv om det er grunn til å tro at andre typer lån til husholdningen var begrenset av bankenes lønnsomhet under samme periode.

Det var ikke grunnlag for å kunne si at flytting eller demografiske forhold har sterke direkte effekter på boligprisene. Demografiske endringer vil riktignok indirekte påvirke boligprisene gjennom å påvirke lønnsinntektene i økonomien. Lønnsinntektene ble funnet å ha signifikante effekter på boligprisene og inngår i sluttmodellen. Det var ingen signifikante effekter av tilbakedatert vekst i boligprisene, noe som betyr at husholdningene i svært begrenset grad benytter seg av observert boligprisvekst som indikator for fremtidig vekst i markedet. Boligmassen ble derimot rapportert å ha signifikant effekt på boligprisene.

Bankenes utlånsrenter etter skatt var sterkt signifikante i alle modeller, mens effektene av markedsrentene var klart insignifikante når utlånsrenten var inkludert i samme modell. Det ble avdekket en sterk korttidseffekt for endret rente, noe som kan avspeile at boliggetterspørselen reagerer på endrede markedsrenter før utlånsrenten endres. En forklaring på de insignifikante markedsrentene kan være at styringsrenten ble brukt for å stabilisere den kortsiktige utviklingen i kronekursen under store deler av 1990-tallet. Dette kan ha medført at husholdningene i større grad benyttet observert styringsrente som anslag på fremtidig rente enn hva som er tilfellet nå. I tillegg kan markedsrentene, i noen grad, fange opp endringer i konjunkturutsiktene, og det er derav grunn til å tro at renteforventningene er undervurdert i de estimerte ligningene. Det ble også avdekket en signifikant effekt på boligprisene for arbeidsledigheten. Tilpasningen viste seg dog for å være relativt treg. Økt arbeidsledighet slo raskt ut i husholdningens forventninger til norsk økonomi, men det tok lenger tid før husholdningene justerer forventningene til egen økonomi.

Renten og ledigheten har stor betydning for husholdningenes forventninger om framtiden, men forventningene kan også skifte som følge av endrede politiske forhold, nye prognoser for norsk

økonomi og negative sjokk som krig, terror og børsfall. For å fange opp slike effekter er det i den foretrukne modellen inkludert en indikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi. Indikatoren er beregnet ved å korrigere forventningsindikatoren til TNS Gallup for effekter av rente og ledighet. Den måler derfor skift i forventningene som skyldes andre forhold enn endret rente og ledighet. Det opplyses om at forventningsvariabelen som blir benyttet, kan fange opp ikke-fundamentale forhold, men at det ikke finnes grunnlag for å si at sjokk i forventningene har bidratt til økt boligprisvekst i estimeringsperioden i nevneverdig grad. Samtidig indikerer den insignifikante effekten til tilbakedatert vekst at faren for at boligprisene overvurderes i forhold til fundamentale forhold, er redusert. Analysen til Jacobsen & Naug finner derfor ingen holdepunkter for å kunne si at boligprisveksten i estimeringsperioden er overvurdert i forhold til en fundamentalverdi basert på inntekt, arbeidsledighet, utlånsrente og nybygging.

Den foretrukne modellen til Jacobsen og Naug fikk bedre føyning ved bruk av nominellrente versus realrente, og den uttrykker derfor en sammenheng mellom nominelle boligpriser, nominelle inntekter, nominell rente og andre variabler. Den foretrukne modellen er en feiljusteringsmodell for logaritmen til boligprisene og er gjengitt under

$$\begin{aligned} \Delta \text{boligpris}_t = & 0.12 \Delta \text{inntekt}_t - 3.16 \Delta (\text{RENTE}(1 - \tau))_t - 1.47 \Delta (\text{RENTE}(1 - \tau))_{t-1} \\ & + 0.04 \text{FORV}_t \\ & - 0.12 \left[ \text{boligpris}_{t-1} + 4.47 (\text{RENTE}(1 - \tau))_{t-1} + 0.45 \text{ledighet}_t \right. \\ & \left. - 1.66 (\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1} \right] + 0.56 + 0.04S_1 + 0.02S_2 + 0.01S \end{aligned}$$

der

*boligpris* = prisindeks for brukte boliger

*RENTE* = Bankenes gjennomsnittlige utlånsrente

$\tau$  = marginalsattesats for kapitalinntekter og utgifter

$\text{FORV} = (E-F) + 100(E-F)^3$

E = indikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi. Målt som rate, sum over to kvartaler.

F = Verdi av E som kan forklares av utviklingen i rente og ledighet. Beregnet fra en estimert modell for forventningsindikatoren til TNS Gallup

*ledighet* = arbeidsledighetsrate

*inntekt* = samlet lønnsinntekt i økonomien

*boligmasse* = boligmassen målt i faste priser

$S_i$  = variabel som er lik 1 i kvartal  $i$ , null ellers.

Uttrykket i klammeparentes måler avviket mellom boligprisene i forrige kvartal og en estimert langtidssammenheng mellom boligprisene, renten, ledighetsraten, lønnsinntektene og boligmassen. Koeffisient på -0.12 sier at boligprisene øker (faller) med 0.12 prosent i kvartal  $t$  dersom boligprisene ligger 1 prosent under (over) den estimerte langtidssammenhengen i kvartal  $t-1$  (alle andre forhold like).

## 7. Utviklingen i utvalgte faktorer og forventet effekt på boligprisene

I dette kapittelet vil vi med utgangspunkt i tidligere forskning og empiri presentert, fordype oss i utvalgte faktorer vi anser som sentrale i forbindelse med å forklare boligprisutviklingen. Vi vil analysere utviklingen i hver enkelt faktor og presentere våre forventninger til de ulike faktorenes effekt på boligprisene basert på økonomisk teori om prismekanismene i boligmarkedet.

### 7.1 Husholdningenes bruttogjeld

Kredittmarkedet fungerer som et instrument for konsumutjevning over tid for husholdningene. Omtrent 80 prosent av befolkningen i Norge eger bolig, og en høy andel av boligkjøpene finansieres med en betydelig gjeldsandel. Lån med pant i bolig utgjorde 73 prosent av husholdningenes samlede gjeld ved utgangen av 2012 som er en økning på 16 prosentpoeng siden 1995 (SSB, 2013:4). Siden utgangen av 2008 har den årlige gjeldsveksten i husholdningene ligget rundt 8 prosent, og de to siste årene har husholdningenes bruttogjeld og boligprisene vokst om lag i samme takt (SSB, 2013:8). Den sterke veksten i husholdningenes gjeld kan ha bidratt til dagens høye boligpriser, men samtidig er forholdet mellom gjeld og boligpriser komplekst, og det eksisterer empirisk støtte for at de påvirker hverandre gjensidig<sup>1</sup>.

En økning i husholdningenes bruttogjeld kan ha positiv effekt på boligprisene ved at husholdningenes likviditet bedres og fører til at husholdningene kommer i posisjon til å kunne by opp boligprisene. På samme måte vil stigende boligpriser potensielt kunne føre til en økning i husholdningenes bruttogjeld via en formues- og priseffekt. Stigende boligpriser medfører økt boligformue for husholdningene, og dersom boligprisoppgangen anses som varig, vil enkelte husholdninger kunne ha ønske om å ta ut denne gevinsten i form av økt konsum og investeringer. Priseffekten spiller inn på den måten at en oppgang i boligprisen, øker boligens panteverdi og gir husholdningene mer gunstig finansieringsvilkår. Lån med pant i bolig gir generelt lavere rente sammenliknet med andre lån, forutsatt at bankene anser prisoppgangen som varig. I tillegg kan økt panteverdi gi lavere rente på boliglånet isolert sett gjennom en redusert risikopremie. Bankenes utlånspolitik avhenger av deres egen lønnsomhet, myndighetspålagte reguleringer og kundenes inntekt og panteverdier. Stigende boligpriser vil dermed redusere risikoen i bankenes eksisterende utlånsportefølje og stimulere bankene til å utvide sine utlånsporteføljer til husholdningene. På denne måten kan det oppstå selvforsterkende effekter mellom økende boligpriser og stigende gjeld som kan medvirke til at boligprisbobler oppstår (Jansen,

---

<sup>1</sup> (Anundsen & Jansen, 2011).

2011). Anundsen & Jansen har utgitt en forskningsrapport hvor dette forholdet påvises. Elastisitetsforholdet mellom boligprisene og husholdningenes gjeldsopptak ble estimert til 0,98, og de finner at den aggregerte gjelden har større effekt på boligprisene enn boligprisene har effekt på gjeldsopptaket på lang sikt. Det konkluderes med at dersom boligprisen stiger med én prosent, vil husholdningenes gjeld øke med 0,76 prosent på lang sikt, mens et eksogent sjokk i aggregert gjeld vil endre boligprisveksten med 0,86 prosentpoeng i det sjokket inntreffer (Anundsen & Jansen, 2011).

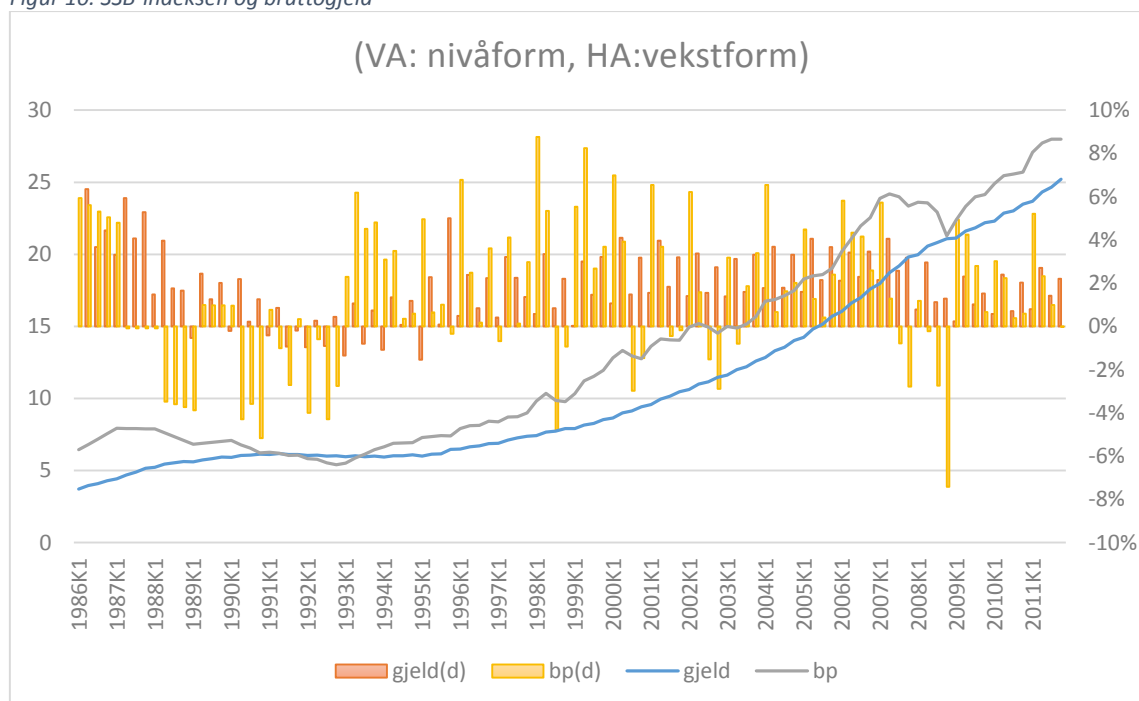
Det er ikke bare den generelle utviklingen i boligprisen som kan ha innvirkning på gjeldsnivået, men også det spesifikke boligkjøpet er av betydning. Kjøp av nye boliger, førstegangskjøp og sistegangssalg av bruktboliger, samt omsetning av bruktboliger mellom husholdninger der ingen entrer eller forlater boligmarkedet, vil alle ha ulike virkninger på bruttogjelden (Jacobsen & Naug, 2004:2). Ved kjøp av ny bolig, er det rimelig å anta at selger ikke er en husholdning. Dersom boligkjøpet gjeldsfinansieres, vil bruttogjelden i husholdningene øke tilsvarende med låneopptaket da selger ikke er en husholdning som benytter salgssummen til nedbetaling av gjeld. Vekst i boligmassen vil dermed resultere i økt bruttogjeld for gitt nivå på boligprisene, mens gjelden vil øke ytterligere ved en eventuell boligprisoppgang på nye boliger (Jacobsen & Naug, 2004:2).

Dersom det i stedet gjøres førstegangskjøp eller sistegangssalg av bruktbolig, vil den selgende husholdningen som forlater boligmarkedet bli erstattet av den kjøpende husholdningen som entrer boligmarkedet. Selger av bolig vil motta salgssum, og bruttogjelden vil øke dersom salgssum benyttes på andre områder enn nedbetaling av gjeld. I tillegg vil den totale bruttogjelden øke hvis kjøpers gjeldsøkning er større en selgers gjeldsreduksjon. Dette er ofte tilfelle da selger normalt har betalt ned noe av gjelden på boligen, som resulterer i at låneopptaket til kjøper overgår selgers resterende boliglån og at total bruttogjeld øker. Disse mekanismene vil forsterkes ved en prisoppgang på boliger da kjøper må foreta et større låneopptak, mens selgeren mottar en høyere salgssum. Selgers gjeldsnivå vil imidlertid være uforandret og husholdningenes bruttogjeld øker (Jacobsen & Naug, 2004:2).

Til slutt betraktes en bruktboligtransaksjon hvor ingen husholdninger hverken entrer eller forlater boligmarkedet. Det betyr at de som vil kjøpe større og dyrere bolig, er avhengig av at noen også er interessert i å gjøre det motsatte for at boligtransaksjonene skulle kunne realiseres. Husholdningen som er interessert i å kjøpe seg opp i boligmarkedet, selger sin eksisterende bolig og lånefinansierer mellomlegget. Husholdningen som selger og reinvesterer i en rimeligere bolig, vil få frigjort midler. Gitt at disse benyttes til nedbetaling av lån vil husholdningenes totale bruttogjeld forbli uendret. I resonnementet over er det forutsatt at boligprisene er konstant. Hvis boligprisene derimot øker, vil også det lånefinansierte mellomlegget måtte øke for husholdningen som vil oppgradere boligen. Husholdningen som selger og reinvesterer i en billigere bolig vil motta en høyere salgssum, mens den

selgende husholdningens gjeld vil forbli uforandret. En prisøkning vil derav øke husholdningenes totale bruttogjeld, og økningen vil være større desto mindre andel av salgssummen som blir benyttet til å nedbetale eksisterende gjeld (Jacobsen & Naug, 2004:2).

Figur 10. SSB-indeksen og bruttogjeld



Husholdningenes bruttogjeld har økt betydelig de siste 28 årene og kommet opp på et meget høyt nivå (Norges Bank, 2013). I perioden 1986-2006 økte husholdningenes samlede bruttogjeld reelt omlag 100 prosent (NOU, 2009:2). Den sterke gjeldsveksten blir ofte sett i sammenheng med stigende boligpriser og høy omsetning, og i figur 10 ser man at utviklingen i stor grad har vært sammenfallende med utviklingen i boligprisene<sup>1</sup>. I perioden 1998-2001 steg boligprisene sterkt, før de igjen falt i slutten av 2002 og inn i 2003. Den årlige gjeldsveksten forholdt seg derimot stabil rundt 10-11 prosent i perioden 2000-2004 selv etter boligprisene falt (Jacobsen & Naug, 2004:2). Dette indikerer at gjelden påvirkes med et betydelig etterslep når boligprisene endres. Med utgangspunkt i at boligprisene historisk har vært utsatt for store svingninger i enkelte delperioder, vil ikke en oppgang i boligprisen nødvendigvis anses som varig, og både banker og husholdninger vil normalt ha en avventende holdning til å endre sin tilpasning. En annen faktor er at det hvert år kun omsettes en liten andel av total boligmasse. Siden boligprisene nå har steget over lengre periode, vil boliger som omsettes i dag fordre større gjeldsoptak enn forrige gang de ble omsatt. Prinsipielt vil en boligprisøkning bidra til gjeldsvekst inntil hele boligmassen er omsatt til det nye prisnivået. Boligomsetningen i 2012 utgjorde 3,6 prosent, og

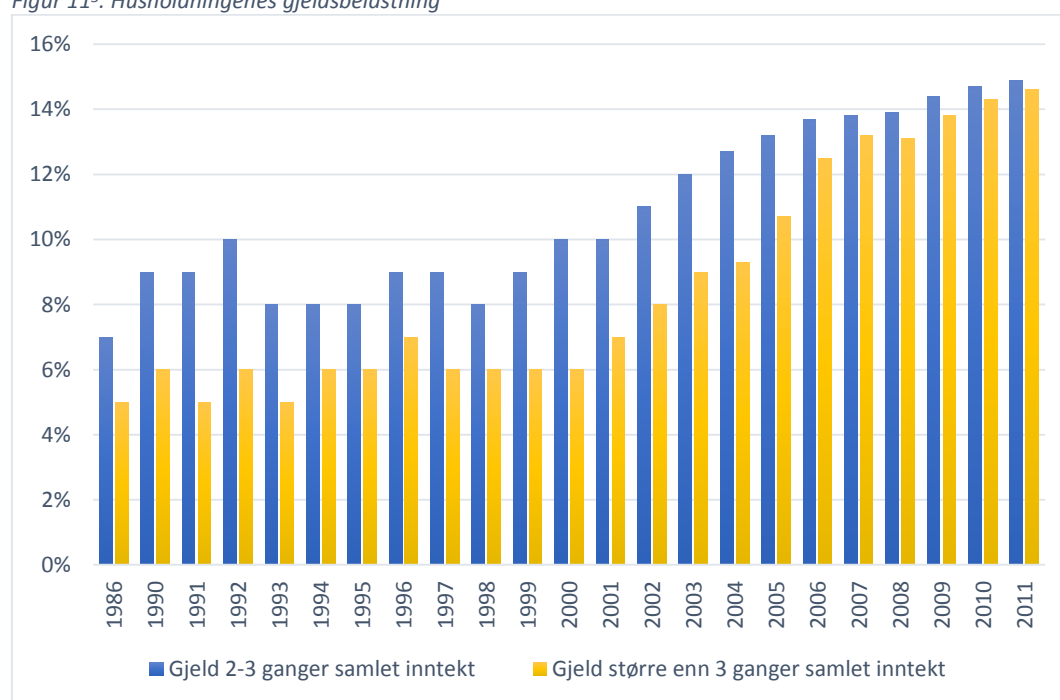
<sup>1</sup> Datamaterialet for husholdningenes bruttogjeld er innhentet fra SSB (SSB, 2013:6).



gitt at boligomsetningen holder seg på dette nivået, vil en prisøkning i dag i teorien kunne bidra til gjeldsvekst i underkant av 28 år framover i tid<sup>1</sup>.

Husholdningenes økonomi har de siste årene vært preget av en økende gjeldsbelastning<sup>2</sup>. Selv om slutten av 1980-tallet var en periode med sterk gjeldsvekst, er gjeldsbelastningen i dag klart høyere enn den var i denne perioden. Andelen som har gjeld to til tre ganger samlet inntekt er mer enn doblet siden 1986 til 2012, mens andelen med gjeld tre ganger samlet inntekt er tredoblet. Den sistnevnte gjeldsbrøken økte betraktelig i perioden 2004-2006. I disse årene hadde man et lavt realrentenivå, sterk vekst i økonomien og økende sysselsetting, samtidig som utviklingen i husholdningenes inntekter var positiv. Dette medførte et økt privat konsum og stigende boligpriser. Figur 11 gir en tydelig indikasjon på hvordan husholdningene etter hvert kom under sterkt press tidlig på 1990-tallet og måtte redusere sin gjeldsbelastning i forbindelse med et betydelig høyere realrentenivå. Siden 2001 har gjeldsbelastningen innen de to gruppene enten vokst eller forholdt seg stabil hvert eneste år (SSB, 2013:6).

Figur 11<sup>3</sup>. Husholdningenes gjeldsbelastning



<sup>1</sup> Omsetningsandelen er basert på tallmateriale fra Statistikkbanken til SSB (SSB, 2013:6).

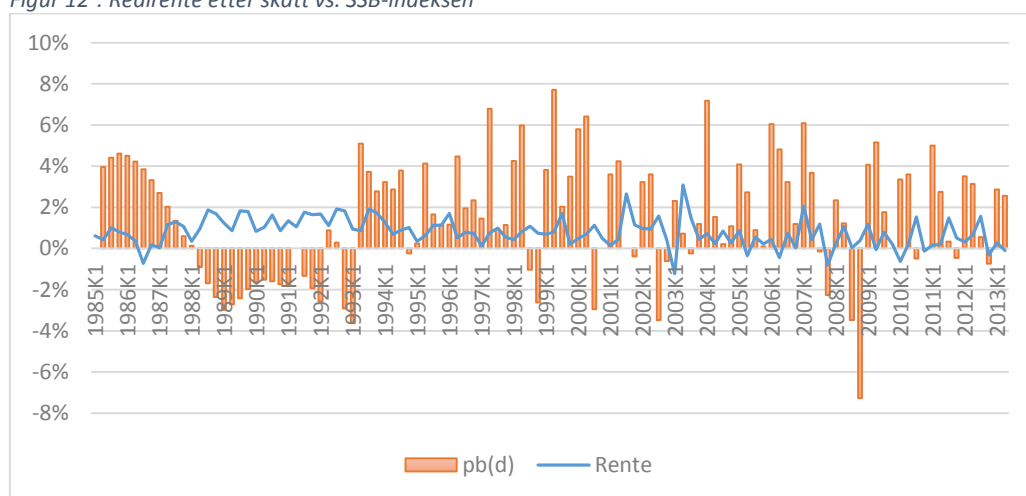
<sup>2</sup> Husholdningenes gjeldsbelastning er definert som gjeld delt på samlet inntekt. Samlet inntekt består av yrkesinntekt, kapitalinntekt, skattepliktig og skattefrie overføringer mottatt i løpet av kalenderåret (SSB, 2013:6).

<sup>3</sup> Datamaterialet er innhentet fra (SSB, 2013:6) og (NOU, 2009:2). Data for årene 1987, 1988 og 1989 mangler.

## 7.2 Husholdningenes realrente etter skatt

Rentenivået har stor betydning for husholdningenes villighet til å ta opp lån. En lavere rente vil redusere kostnadene forbundet med å eie bolig, og på den måten øke boliggetterspørsel for de som står utenfor boligmarkedet. Tar man i tillegg hensyn til at majoriteten av husholdningenes gjeld består av boliglån med flytende rente, vil endringer i boliglånsrenten kunne ha stor innvirkning for husholdningenes gjenværende disponible inntekt etter renteutgifter er betalt<sup>1</sup>. Lavere rentekostnader vil resultere i økt disponibel inntekt, og kan lede til at husholdninger ønsker å kjøpe seg opp i boligmarkedet. En lavere rente kan dermed bidra til stigende boligpriser.

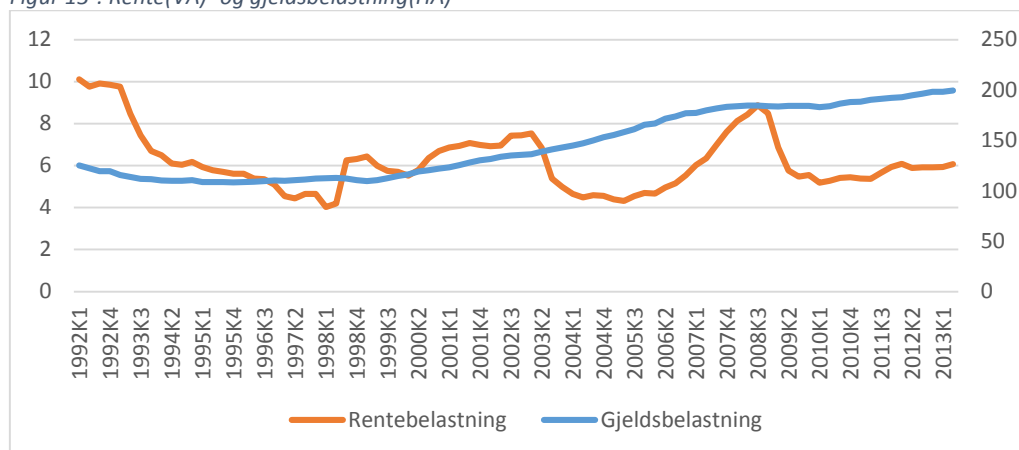
Figur 12<sup>2</sup>. Realrente etter skatt vs. SSB-indeksen



Husholdningenes realrente etter skatt har forholdt seg relativt stabil gjennom de tre siste tiårene (se figur 15). Fra inngangen til 1985 frem til 2001 varierte husholdningenes realrente etter skatt mellom 0 og 2 prosent med unntak av en kort periode i 1986 hvor den var negativ. I perioden 1993-1998 var renten generelt lav, og man kan se at boligprisene vokste sterkt i denne perioden. I perioden 2001-2013 har realrenten vært mer volatil, og man opplevde flere korte perioder med negativ realrente. De siste to årene har husholdningenes skattejustert realrente variert mellom å være svakt negativ og i overkant av 1,50 prosent.

<sup>1</sup> Ved utgangen av 1. kvartal 2007 var bare i underkant av 8 prosent av utlånene til husholdningene med fast rente (NOU, 2009:2).

<sup>2</sup> Husholdningenes realrente etter skatt er basert på husholdningenes gjennomsnittlige rente på lån i private finansinstitusjoner, justert for skatt og deflatert med KPI. Tallmaterialet er innhentet fra SSB (SSB, 2013:6).

Figur 13<sup>1</sup>. Rente(VA)- og gjeldsbelastning(HA)

Figur 16 viser utviklingen i husholdningenes rente- og gjeldsbelastning i perioden 1992-2013. Rentebelastningen svinger i stor grad i takt med markedsrentene siden de fleste husholdningene som nevnt velger flytende rente. Ved inngangen til 1992 utgjorde rentebelastningen i overkant av 10 prosent av husholdningenes disponible inntekt, før den falt drastisk fra 1993 grunnet reduserte renter. Husholdningenes rentebelastning nådde bunnen 1. kvartal 1998 (4 prosent) for deretter å stige opp mot 7,50 prosent i neste femårsperiode. Etter rentenedgangen i desember 2002 faller rentebelastningen igjen sterkt i 2003 og når bunnen 2. kvartal 2005 hvor renteutgiftene utgjør 4,3 prosent av disponibel inntekt (Jacobsen & Naug, 2004). Renteøkningen i 2007 og fram til sommeren 2008 kombinert med fortsatt oppgang i gjelden, bidro til at rentebelastningen økte til 8,50 prosent, ett prosentpoeng høyere den forrige toppen i 2003 (NOU, 2009:2). Rentenedsettelsene i forbindelse med finanskrisen snudde imidlertid denne trenden og rentebelastningen falt ned mot 5 prosent. Ved utgangen av 2012 var rentebelastningen på 6 prosent, som er 4 prosentpoeng lavere enn i starten av 1992. Historisk sett befinner dermed rentebelastningen seg på et forholdsvis lavt nivå. Gjeldsveksten har i flere år vært sterkere enn veksten i den disponible inntekten, noe den sterke økningen i husholdningenes gjeldsbelastningen fra 1999 indikerer. Sammenliknet med 1992 er gjeldsbelastningen i underkant av 75 prosentpoeng høyere ved utgangen av 2012. Dette illustrer at husholdningenes sårbarhet overfor renteøkninger har økt. I tillegg er den økte gjeldsbelastningen problematisk ved et eventuelt boligprisfall siden enkelte husholdninger kan risikere å sitte igjen med en gjeld som er større enn verdien av boligen. En renteoppgang kombinert med boligprisfall kan få alvorlige konsekvenser for boligmarkedet dersom enkelte husholdningers gjeldsbelastning er uforsvarlig høy<sup>2</sup>.

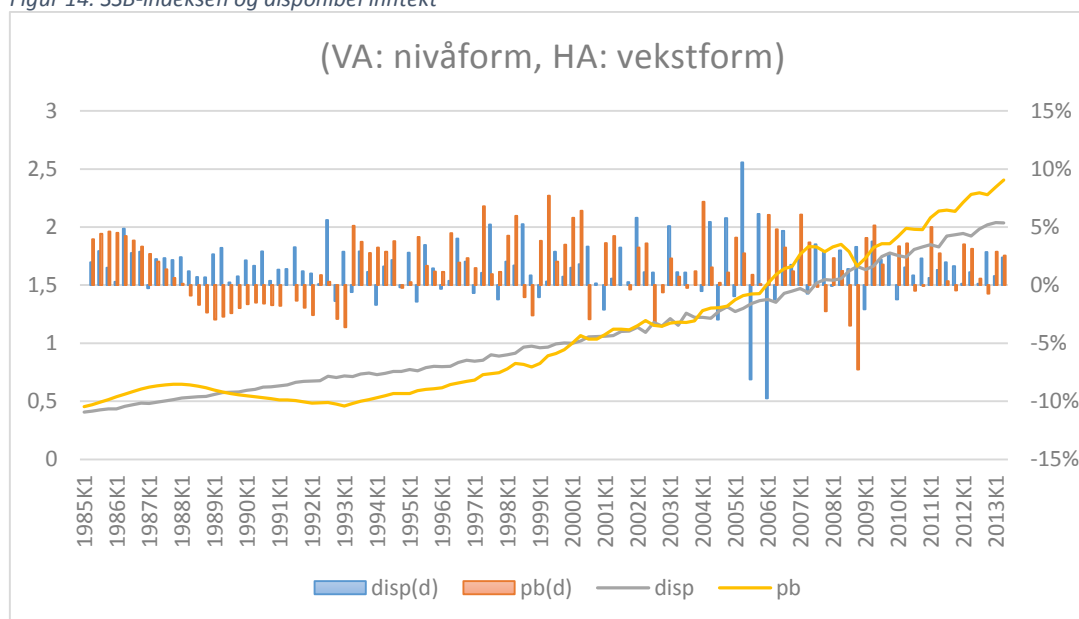
<sup>1</sup> Gjeldsbelastning er definert som lånegjeld i prosent av disponibel inntekt korrigeret for anslått reinvestert aksjeutbytte 2000-2005 og innløsning/nedsettelse av egenkapital 2006-2013. Rentebelastning er definert som renteutgifter etter skatt i prosent av disponibel inntekt korrigeret for anslått reinvestert utbytte fra 2000-2005 og innløsning/nedsettelse av egenkapital 2006-2013 pluss renteutgifter. Datamaterialet er innhentet fra SSB og Norges Bank.

<sup>2</sup> Jfr. boligkrisen i USA (Financial Crises Inquiry Commission, 2011)

## 7.3 Husholdningenes inntekter

Den disponible inntekten benyttes til konsum og sparing, hvor konsum utgjør hoveddelen. Boligtjenester utgjør videre en betydelig andel av konsumet. Med utgangspunkt i at en stor andel av boligkjøpene helt eller delvis gjeldsfinansieres, vil den disponible inntekten fremstå som en begrensning på husholdningenes kjøpekraft da det er den disponible inntekten som til slutt skal betjene renter og avdrag. Boligprisene har siden 1992 steget mer en husholdningenes disponible inntekter (Finans Norge, 2013)(se figur 12). Opprettholdelsen av denne trenden over en såpass lang tidsperiode har i stor grad vært muliggjort av den formidable kredittveksten vi har vært vitne til, og det er mange boligobservatører som argumenterer for at boligprisene ikke kan vokse raskere enn disponibel inntekt på lang sikt siden det er sistnevnte som skal finansiere boligen (Gallin, 2003). Mer formelt betyr dette at boligpris og disponibel inntekt anses som kointegrerte som betyr at forholdet mellom disse variablene i perioder kan endres, men at man forventer at de skal returnere til et stabilt forhold på lang sikt.

Figur 14. SSB-indeksen og disponibel inntekt

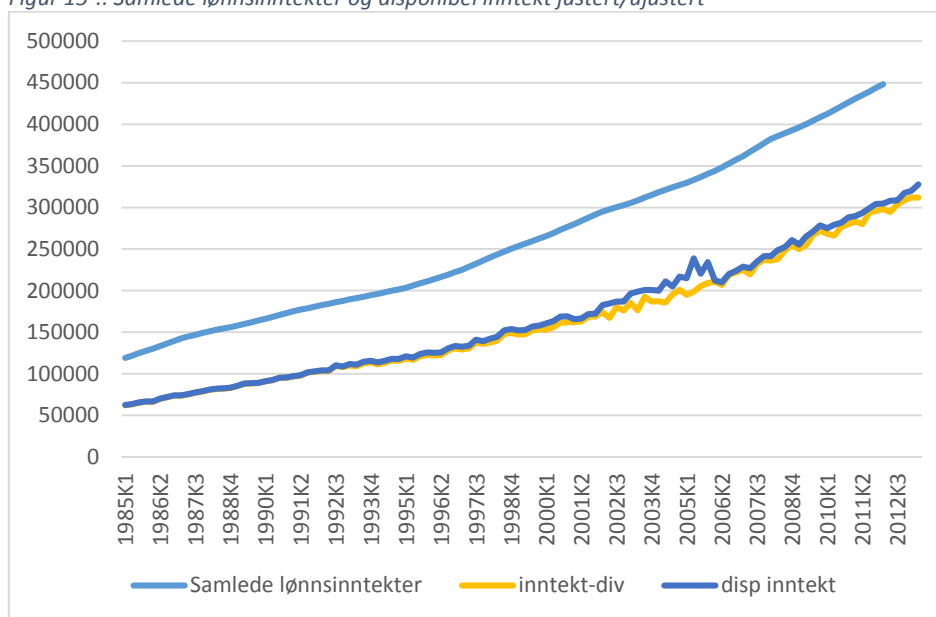


Husholdningenes inntekter er både i boligprismodellen til Jacobsen & Naug og MODAG blant de mest sentrale forklaringsfaktorene for utviklingen i boligprisene, men modellene seg imellom benytter ulike mål på inntekten. Jacobsen & Naug benytter samlede lønnsinntekter i økonomien<sup>1</sup> som

<sup>1</sup> Lønn er godtgjørelse til arbeidstakere for arbeidsinnsats i innenlandsk produksjonsaktivitet. Lønn består av kontantlønn og naturlønn. Kontantlønn inkluderer overtidsgodtgjørelse, feriepenger og utbetalt lønn ved sykdom innenfor arbeidsgiverperioden (16 dager i henhold til dagens sykelønnsordning). Naturlønnen består av varer og tjenester, eller andre fordeler, som stilles til rådighet gratis eller til redusert pris for arbeidstakerne, og som kan benyttes til eget bruk. Naturlønn omfatter blant annet verdien av gratis mobiltelefon, rentefordel ved lån i arbeidsforhold og gratisreiser for ansatte i enkelte transportnæringer (SSB, 2012).

forklaringsvariabel, mens MODAG benytter husholdningenes disponible inntekter<sup>1</sup>. Jacobsen & Naug begrunner valget deres med at skattemotiverte svingninger i aksjeutbytte har hatt stor betydning for den målte utviklingen i husholdningenes disponible inntekter, men at disse svingningene trolig har hatt liten effekt på husholdningenes boligetterspørsel. De to målene på husholdningenes inntekt er illustrert i figur 13, sammen med disponible inntekter justert for dividendeutbetalinger.

Figur 15<sup>2</sup>.. Samlede lønnsinntekter og disponibel inntekt justert/ujustert



Pris/inntekt-forholdet er et vanlig benyttet mål for å avgjøre om boligprisene er overvurdert i forhold til en langsiktig fundamentalverdi (Jacobsen & Naug, 2004)<sup>3</sup>. I figur 14 ser vi at pris/inntekt-forholdet utvikler seg nokså likt uavhengig av hvilket inntektsmål man benytter fra 1993 til 2003. Før denne perioden ligger SSB/disp konsekvent over SSB/innt, mens forholdet reverseres i etterkant av perioden. Differansen mellom de to ratioene kan muligens forklares av skattemessige årsaker som har effekt på husholdningenes disponible inntekter, som allerede nevnt. Før skattereformen 1992 hvor flat marginal skattesats på 28 prosent ble innført, varierte den marginale skattesatsen mellom 30-35 prosent, mens i forbindelse med skattereform 2006 ble utbyttebetalinger skattepliktige. Dette medførte en unormalt høy kapitalinntekt for mange husholdninger i tiden før reformen ble innført, som påvirket

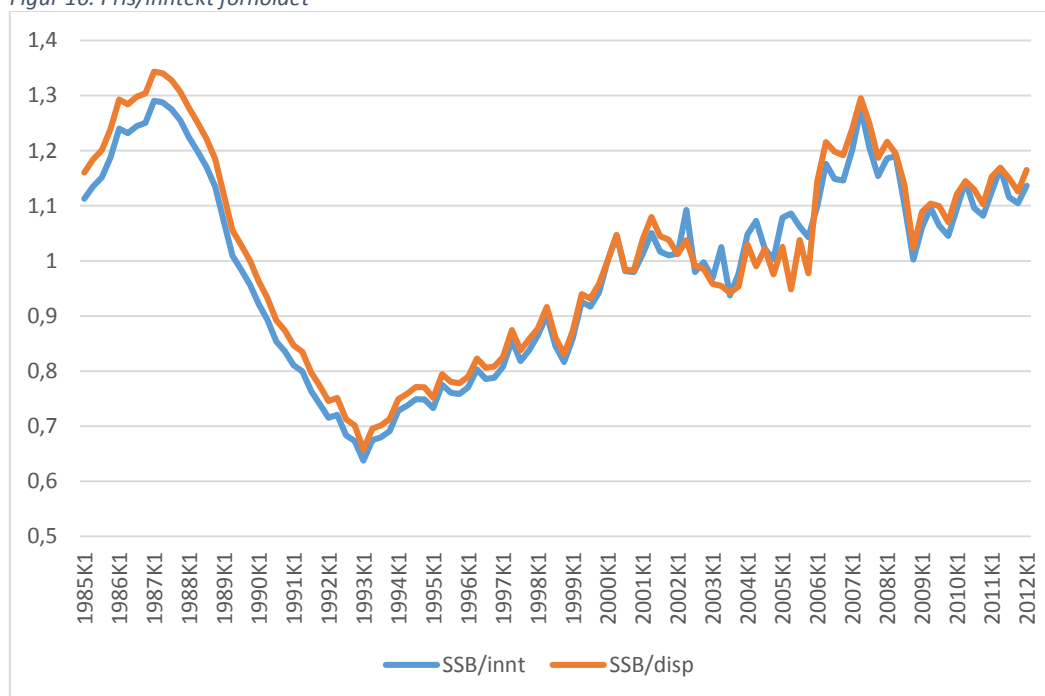
<sup>1</sup> Disponibel inntekt er summen av lønnsinntekter, næringsinntekter, formuesinntekter, offentlige stønader og andre inntekter, fratrukket summen av skatter, formuesutgifter og andre utgifter (SSB, 2012).

<sup>2</sup> Datamaterialet er innhentet fra SSB (SSB, 2013:6). Samlede lønnsinntekt i økonomien er omgjort til årlig gjennomsnittlig lønnsinntekt (pr årsverk) ved å dividere totale lønnskostnader i alle næringer med antall årsverk.

<sup>3</sup> Målet er derimot ufullstendig basert på det faktum at ratioen ikke avdekker om boligprisen er høy i forhold til inntekt grunnet utviklingen i fundamentale faktorer eller om det eksisterer bobletendenser (Jacobsen & Naug, 2004).

husholdningens disponible inntekter positivt. Dette ser man tydelig da SSB/disp avviker fra SSB/innt i årene før 2006 før den igjen sammenfaller med SSB/int ved inngangen til 2006.

Figur 16. Pris/inntekt forholdet



Uavhengig av hvilken ratio man ser på, observerer man at pris/inntekt-forholdet øker under høykonjunktoren i andre halvdel av 1980-tallet og når en topp midtveis i 1987. Forholdet faller så grunnet lavkonjunktur og når bunnen ved inngangen til 1993. Deretter er det en lengre periode hvor trenden er et økende pris/inntekt forhold, før forholdet igjen faller i slutten av 2007 i forbindelse med finanskrisen. Før fallet var SSB/disp nær nivået fra 1987, mens SSB/innt lå over sitt tidligere nivå (1,3 vs 1,2). Fra slutten av 2008 har forholdet igjen økt, men ved inngangen til 2012 er forholdet fortsatt lavere enn før finanskrisen for begge ratioer. SSB/disp er riktignok lenger under nivået under finanskrisen da ratioen falt betraktelig mer enn SSB/innt. SSB/innt er fortsatt på et høyere nivå enn i 1987.

## 7.4 Husholdningenes forventninger

Husholdningenes forventninger kan bidra til svingninger i boligprisen siden psykologi er et viktig aspekt ved finansielle beslutninger. En eventuell rentereduksjon kan gi forventninger om at boligprisene vil øke i fremtiden, og at det dermed kan lønne seg å fremskynde det planlagte boligkjøpet. Dette kan resultere i at boligprisene stiger kraftig på kort sikt for deretter å ha en tilbakegang senere (Jacobsen & Naug, 2004). Ved en eventuell renteoppgang vil mekanismene opptre motsatt. Andre faktorer som kan påvirke husholdningenes forventninger er endrede politiske forhold og utsikter for norsk økonomi og negative sjokk som krig, terror og børsfall.

Husholdningenes forventninger om egen fremtidig inntekt er av sentral betydning ved boligkjøp siden en betydelig del av boligkjøpet normalt lånefinansieres. I tillegg er bolig et varig forbrugsgode og det største kjøpet gjennom livsløpet for de fleste husholdninger. Forventninger om andre husholdningers fremtidige inntekt er relevant da den enkelte husholdnings tilpasning i boligmarkedet avhenger av boligprisutviklingen, som igjen påvirkes av andres husholdningers kjøpekraft og den generelle tilstanden i økonomien (Jacobsen & Naug, 2004). Det er en risiko for at husholdningenes forventninger kan ha en selvforsterkende effekt på boligprisene. Dette kan illustreres ved et enkelt eksempel hvor man på bakgrunn av tidligere prisoppgang på boliger, forventer en fremtidig prisoppgang. Man tar utgangspunkt i at det er mer gunstig å kjøpe bolig i dag grunnet forventningen om høyere boligpriser i fremtiden. Dette kan resultere i at forventningene forsterkes ytterligere med tilsvarende effekt på boligprisene<sup>1</sup>. For å kunne analysere utviklingen i husholdningenes forventninger har vi tatt utgangspunkt i hovedindikatoren til TNS Gallup.

Norsk Trendindikator måler antatt fremtidig etterspørsel fra forbrukernes side og undersøkelsen består av tre hovedelementer. Første hovedelement er respondentens syn på sin personlige husstandsøkonomi. Det andre elementet er synet på landets økonomiske utvikling, og det tredje elementet er en bedømming av om nå er et gunstig tidspunkt å foreta større innkjøp til huset (TNS Gallup, 2013)<sup>2</sup>. Hovedindikatoren estimeres som differansen mellom prosentandel optimistiske og pessimistiske svar for hvert spørsmål i undersøkelsen, og deles på totale antall spørsmål som er 5 (Finans Norge, 2013:2). Etter anbefalinger fra Norges Bank og sentrale aktører i det norske finansmarkedet, trend- og sesongjusteres hovedindikatoren. I tillegg utelates tilfeldige variasjoner og variasjoner som kan knyttes til sesong slik at utviklingslinjen blir tydeligere. En positiv hovedindikator

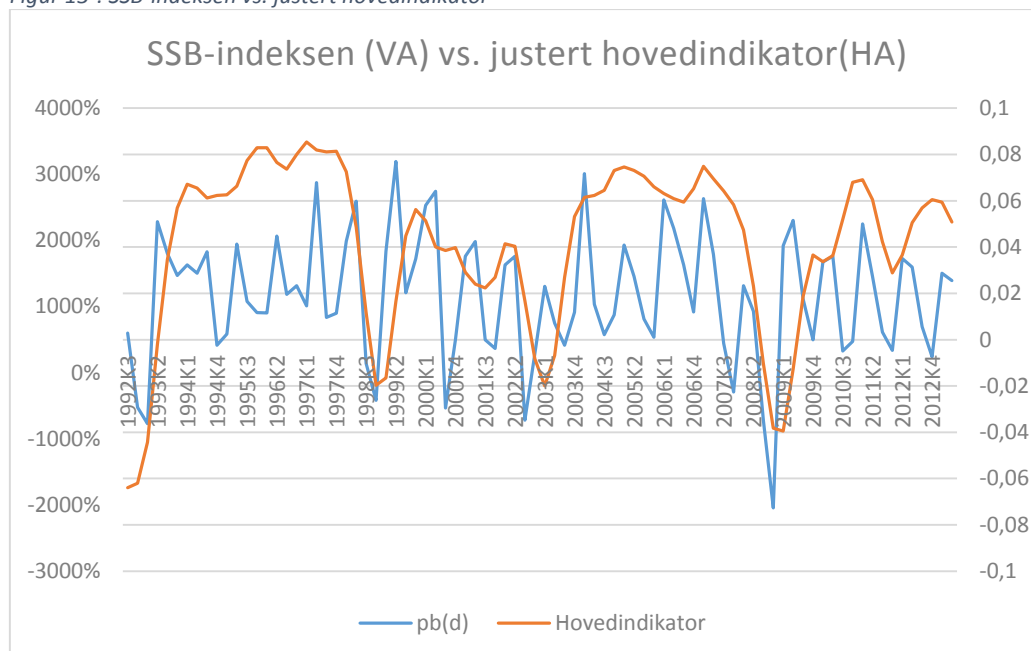
---

<sup>1</sup> Prosessen kan føre til at boligprisene drives over sin fundamentale verdi (Jacobsen & Naug, 2004).

<sup>2</sup> Undersøkelsen utføres av TNS Gallup hvert kvartal med oppstart i 3. kvartal 1992, og er et samarbeidsprosjekt mellom FNO (tidligere Sparebankforeningen) og TNS Gallup (Finans Norge, 2013:2).

gir indikasjoner på at forbrukerne har positive forventninger om fremtidig økonomi, mens en negativ hovedindikator gir indikasjoner på det motsatt. En hovedindikator rundt null, indikerer at forbrukerne har nøytrale forventninger sammenliknet med dagens situasjon<sup>1</sup>.

Figur 13<sup>2</sup>. SSB-indeksen vs. justert hovedindikator



I figur 17 ser man at hovedindikatoren generelt har fluktuert med konjunktursvingningene, og at den er sterkt korrelert med veksten i boligprisene. Indikatoren er gjennomgående positiv med unntak av fire perioder. Ved oppstarten av undersøkelsen er den negativ som følge av lavkonjunktur i kombinasjon med bankkrisen allerede nevnt. Etter hvert som veksten i norsk økonomi igjen tiltok, holdt hovedindikatoren seg positiv fram til man opplevde avtakende vekst i den norske økonomien i 1998. Dette kom som en konsekvens av uroen i internasjonale kapitalmarkeder relatert til den såkalte asiatiske finanskrisen i 1997, og den sterke nedgangen i forventningen skyldtes et sterk oljeprisfall og doblede renter i Norge. Fallet i husholdningenes forventninger rundt 2002 hadde trolig sammenheng med en uventet svak utvikling utenlands, terrorfrykt og krig i Irak, samt en sterk kronekurs i forbindelse med relativt høye norske renter i begynnelsen av året. Svakere utsikter for norsk økonomi i form av lav utenlandsk inflasjon, svekket konkurransevne, høye oljepriser og økt import fra lavkostnadsland som Kina, resulterte i svært lav inflasjon i Norge. Renten ble satt kraftig ned fra 5,25 prosent i desember 2002 til 1,75 prosent mars 2004 som stimulerte til økt konsum og bedre konkurransevne for eksportnæringen gjennom en depresiering av kronen. Dette medførte at lavkonjunktoren varte

<sup>1</sup> Hovedindikatoren kan variere innen intervallet  $\pm 100$ .

<sup>2</sup> Datamaterialet er innhentet fra TNS Gallup.

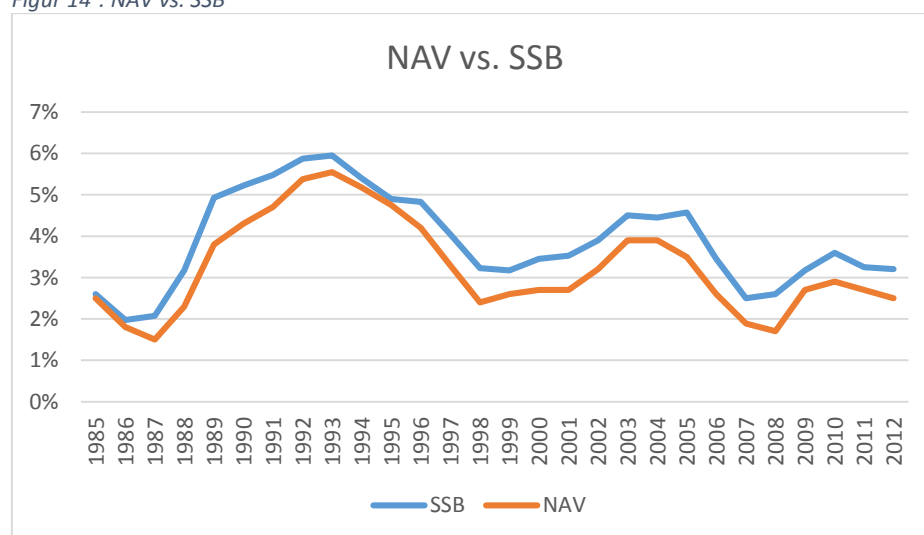


forholdsvis kort og nådde bunnen tidlig 2003. Hovedindikatoren var deretter positiv over en femårsperiode før den falt og ble negativ i forbindelse med finanskrisen.

## 7.5 Arbeidsledighet

Arbeidsledigheten er en av de viktigste indikatorene på økonomiens tilstand. Lav ledighet går normalt sammen med høy aktivitet og høy ledighet med lav aktivitet. Andel sysselsatte er nært tilknyttet lønnsnivået i økonomien på bakgrunn at lønnsforhandlinger i stor utstrekning utføres av arbeidsgiverorganisasjoner og fagforeninger, hvor deres forhandlingskraft bestemmes av tilstanden i arbeidsmarkedet. Det er allerede nevnt hvordan husholdningenes forventninger om framtiden kan ha innvirkning på boligprisene. Utviklingen i arbeidsmarkedet, og spesielt utviklingen i arbeidsledigheten, står sentralt i husholdningens vurdering av fremtidige utsikter. Økt arbeidsledighet gir forventninger om lavere lønnsvekst og økt usikkerhet vedrørende framtidig inntekt både for en selv og andre. I tider med høy arbeidsledighet er det stor usikkerhet forbundet med å kjøpe bolig, og resultatet kan bli at mange avventer situasjonen inntil utsiktene og tilstanden i økonomien igjen bedres. Dette vil lede til redusert betalingsvilje og boliggetterspørsel fra husholdningene som kan ha negativ effekt på boligprisene. I tillegg er det rimelig å anta at økt arbeidsledighet og svake økonomiske utsikter vil dempe tilbudet av kreditt, som vil føre til at husholdningenes generelle betalingsevne også vil reduseres.

Figur 14<sup>1</sup>. NAV vs. SSB



I Norge finnes det to mål på arbeidsledigheten hvor det ene utgis av Arbeids- og velferdsdirektoratet (NAV), mens det andre utgis av SSB<sup>2</sup>. NAVs tall viser andel faktisk registrerte arbeidsledige, mens SSBs

<sup>1</sup> Tallmaterialet benyttet er innhentet fra NAV og Arbeidskraftundersøkelsen utført av SSB.

<sup>2</sup> SSB rapporterer arbeidsledigheten innen aldersgruppen 15-74 år (16-74 før 2008) (SSB, 2013:6).

tall er basert på spørreundersøkelsen Arbeidskraftsundersøkelsen (AKU). AKU inkluderer arbeidsledige som ikke registrer seg for arbeidsformidlingen, samt en del av de som går på arbeidsmarkedstiltak<sup>1</sup>. De to ulike målene på arbeidsledigheten er vist i figur 18. Arbeidsledigheten i Norge har generelt vært lav sammenlignet med andre land, hvor en av grunnene er den høye andelen av kvinner i arbeid. Man ser tydelig at utviklingen i arbeidsledigheten henger nøye sammen med de økonomiske konjunktorene presentert tidligere. Gjennom lavkonjunktoren fra 1988 til 1993 økte arbeidsledigheten, og på det høyeste nådde den et nivå rundt 6 prosent. Fra 1993 ble ledigheten kraftig redusert, og i 1998 var den 3,2 prosent med utgangspunkt i AKU-tallene. Fra 2000 har ledigheten variert mellom 2 og 4,5 prosent og 1,7 og 3,9 prosent basert på henholdsvis AKU- og NAV-tallene.

## 7.6 Byggekostnader og investeringer i nybygging

Utviklingen i boligprisene er viktig for aktiviteten i norsk økonomi, og da spesielt aktiviteten i byggebransjen. Det blir mer lønnsomt å bygge boliger dersom boligprisene stiger relativt til byggekostnadene, og isolert sett vil boliginvesteringene dermed øke. To sentrale komponenter som beskriver utviklingen i boligmassen på lang sikt er bygge- og tomteknadene (Jacobsen & Naug, 2004). Det er svært utfordrende å måle tomteknadene i boligmarkedet siden det allerede er oppført bolig på tomtene ved transaksjonstidspunktet. En rimelig antakelse er derimot at utviklingen i tomteknadene er reflektert i den generelle boligprisutviklingen. For å analysere utviklingen i byggekostnadene har vi tatt utgangspunkt i SSBs byggekostnadsindeks for boliger.

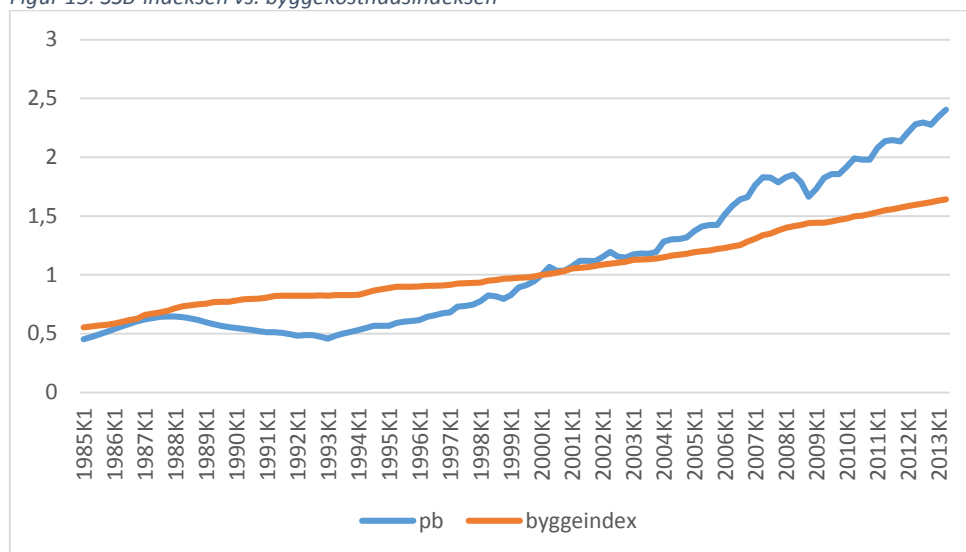
Indeksen har blitt utarbeidet siden 1978 og måler prisutviklingen på innsatsfaktorene ved boligbygging (SSB, 2013:2)<sup>2</sup>. I tillegg måles andelen hver enkelt innsatsfaktor utgjør av totale kostnader hvert tiende år, og denne andelen legger grunnlaget for vektene til de ulike innsatsfaktorene det innhentes priser på. Et viktig punkt å merke seg ved byggekostnadsindeksen er at den ikke omfatter sentrale elementer som produktivitetendringer og endringer i fortjenestemargin i byggebransjen som er faktorer som vil ha betydning for output-prisen (SSB, 2013:2). Utviklingen i indeksen er illustrert i figur 19 sammen med utviklingen i SSB-indeksen, og man kan på bakgrunn av den konkludere med at SSB-indeksen har steget mer enn kostnadene forbundet med boligbygging den siste tiårsperioden.

---

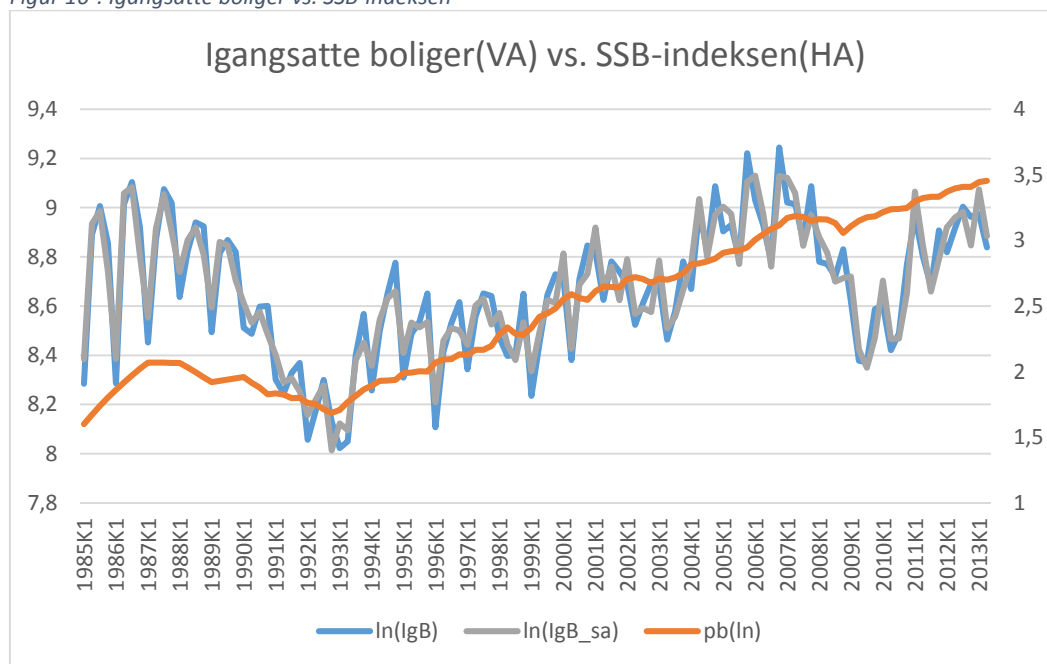
<sup>1</sup> Personer på markedstiltak registreres ikke som arbeidsledige hos Arbeids- og velferdsetaten, men de som går på markedstiltak uten lønn, svarer som oftest slik at de blir definert som ledige i AKU (Sparrman, 2012).

<sup>2</sup> Eksempler på innsatsfaktorer er arbeidskraft, materialer, transport og maskiner (SSB, 2013:2).

Figur 15. SSB-indeksen vs. byggekostnadsindeksen



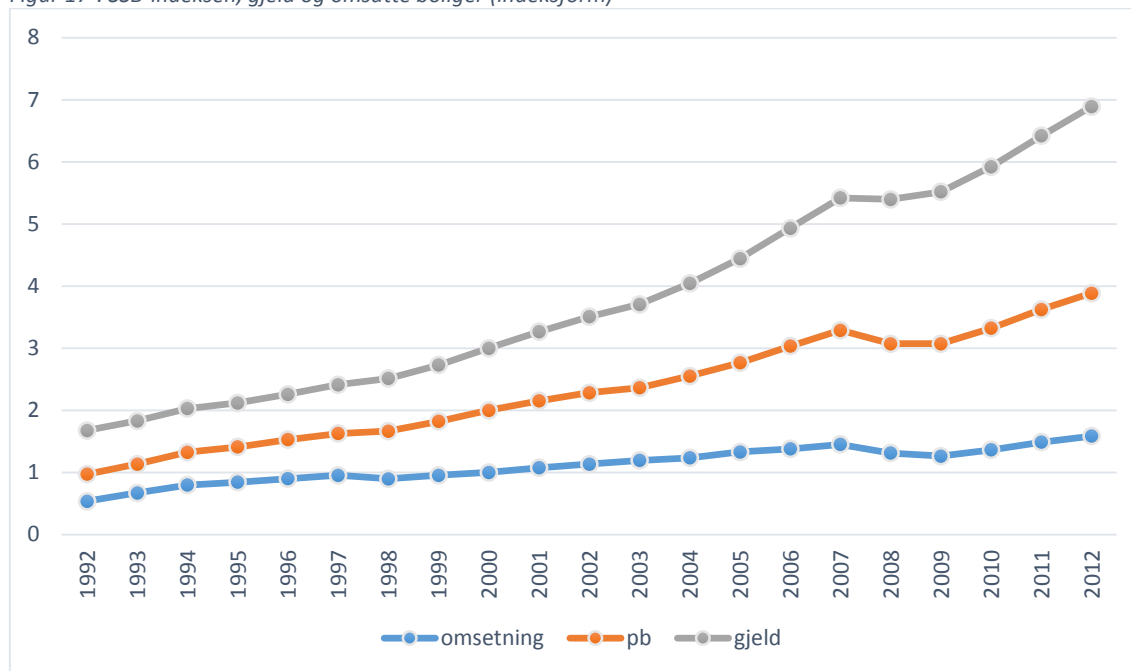
Investeringer i nybygging er av sentral betydning når man skal analysere utviklingen i boligprisene. Som nevnt over vil stigende boligpriser føre til bedret lønnsomhet i byggebransjen, og alt annet gitt vil man forvente økte boliginvesteringer. Høye boliginvesteringer indikerer dermed at det eksisterer et etterspørselsoverskudd i markedet. Bygges det tilstrekkelig med nye boliger, vil på sikt boligmassen vokse og ha en dempende effekt på boligprisene. Boliginvesteringene falt sterkt under lavkonjunkturen på slutten av 80-tallet og under bankkrisen på starten av 90-tallet, før de fikk et kraftig løft i 1994 (se figur 20). Fra 1995 til 2003 varierte boliginvesteringene betydelig fra år til år med toppunkt i 2000 og bunnpunkt i 2002 på henholdsvis 15 og 9 prosent. Neste topp kom i 2004, før boliginvesteringene falt tilbake til nivået på starten av 1990-tallet i forbindelse med finanskrisen. I årene etter finanskrisen har boligprisene fortsatt å stige etter et forbigående boligprisfall høsten 2008. Det faktum at boliginvesteringene henholdsvis falt med 20,2 og 23,90 prosent i 2008 og 2009, indikerer at boliginvesteringene også påvirkes av andre faktorer utenom boligprisene. Dette er naturlig da man vet at byggebransjen er svært syklisk og påvirkes av den finansielle uroen både nasjonalt og internasjonalt under krisetider. De to siste årene har det derimot vært en positiv trend i boliginvesteringene med en oppgang på henholdsvis 21,9 og 7,4 prosent i 2011 og 2012 (NOU, 2013:4).

Figur 16<sup>1</sup>. Igangsatte boliger vs. SSB-indeksen

## 7.7 Boligomsetning

Nivået på boligomsetningen kan på samme måte som boliginvesteringene fortelle noe om tilstanden i boligmarkedet. En høy boligomsetning kan indikere at etterspørselen etter å eie bolig er høy siden det er mange som vil entre eller kjøpe seg opp i boligmarkedet. På den måten kan høy boligomsetning indikere prisoppgang. På den andre siden kan økt boligomsetning også indikere at husholdninger har betalingsproblemer og misligholder boliglånet, som vil føre til tvangssalg av boligen og prisnedgang. Dette ville vært en meget sjelden situasjon, og spesielt i Norge da andelen misligholdte boliglån normalt er svært lav. Selv under bankkrisen var andelen misligholdte boliglån relativt lav og hadde en topp i 1992 på 4,2 prosent. Deretter har andelen misligholdte boliglån falt og siden 2000 har andelen fluktuert omkring 1 prosent hvor et bunnpunkt på 0,5 prosent ble nådd i 2007 (Andersen, 2013). På bakgrunn av dette er det rimelig å anta at majoriteten av norske husholdninger vil utsette et eventuelt planlagt boligsalg ved et sterkt prisfall og heller vente på at markedet snur i stedet for å selge med tap. Boligomsetningen har vært stigende i alle år fra 1992 til i dag med unntak av årene 1998, 2008 og 2009 (se figur 21).

<sup>1</sup> Tallmaterialet over antall igangsatte boliger er innhentet fra SSB (SSB, 2013:6).

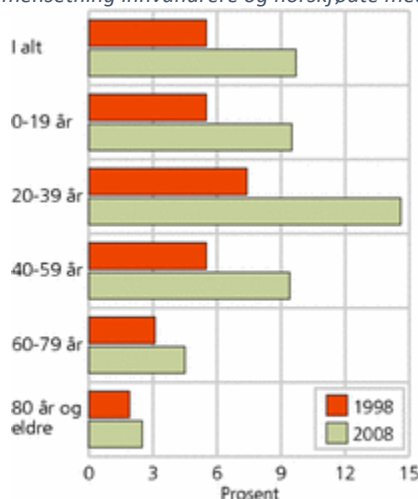
Figur 17<sup>1</sup>. SSB-indeksen, gjeld og omsatte boliger (indeksform)

## 7.8 Befolkningsvekst

Befolkningsveksten består som nevnt av komponentene fødselsoverskudd og nettoinnvandring. Innvandrerne er generelt unge voksne som har et umiddelbart behov for bolig, og i prinsippet vil man på kort sikt kunne forvente at økt nettoinnvandring vil føre til stigende boligpriser da tilbudet av boliger anses som gitt<sup>2</sup> (se figur 22). Når det gjelder fødselsoverskudd er det på kort sikt liten grunn til å forvente økt etterspørsel etter bolig i nevneverdig grad med utgangspunkt i at nyfødte ikke har et umiddelbart behov for egen bolig. Derimot kan en familieforøkelse medføre at enkelte husholdninger vil vurdere å kjøpe seg opp i boligmarkedet for eventuelt å få bedre plass eller for å bosette seg i et området som er mer gunstig for barnets oppvekst. Dette er faktorer som kan ha innvirkning på boligprisene også på kort sikt, men det anses som rimelig å anta at fødselsoverskudd hovedsakelig vil kunne ha betydning for boligprisutviklingen på lang sikt. Tilbudet av boliger vil kunne tilpasse seg den økte etterspørsel forårsaket av befolkningsvekst både i form av fødselsoverskudd og nettoinnvandring på lang sikt, men dersom det oppstår en knapphet på tilbudssiden i form av for eksempel tomtmangel vil økt befolkningsvekst også kunne bidra til et permanent høyere prisnivå.

<sup>1</sup> Tallmaterialet over antall omsatte boliger er innhentet fra SSB (SSB, 2013:6).

<sup>2</sup> I perioden 2000-2010 var de fleste innvandrerne i alderen 20-29 år (Lystad, 2011).

Figur 18. Alderssammensetning innvandrere og norskfødte med innvandrerforeldre<sup>1</sup>

Kilde: Befolkningsstatistikk, Statistisk sentralbyrå.

Det finnes en rekke empiriske studier som har konkludert med at innvandring har hatt en positiv effekt på boligprisene. Degen & Fischer (2010) fant at en innvandring tilsvarende én prosent av et områdes opprinnelig befolkning førte til en økning i prisen på eneboliger på 2,7 prosent, mens Gonzales & Ortega (2009) rapporterer at en innvandring på 17 prosent av opprinnelig arbeidsstyrke forklarte rundt en tredjedel av boligprisstigningen i Spania i perioden 1998-2008. Sá (2011) finner derimot at innvandring hadde en negativ effekt på boligprisene i Storbritannia ved at lokalbefolkningen valgte å flytte til andre områder etter hvert som innvandringen tiltok. De som flyttet var på toppen av inntektsfordelingen, og dette resulterte i en negativ inntektseffekt i området, redusert boligletterspørsmål og fall i boligprisene<sup>2</sup>. Hvilken effekt innvandring har på boligprisene er dermed teoretisk tvetydig.

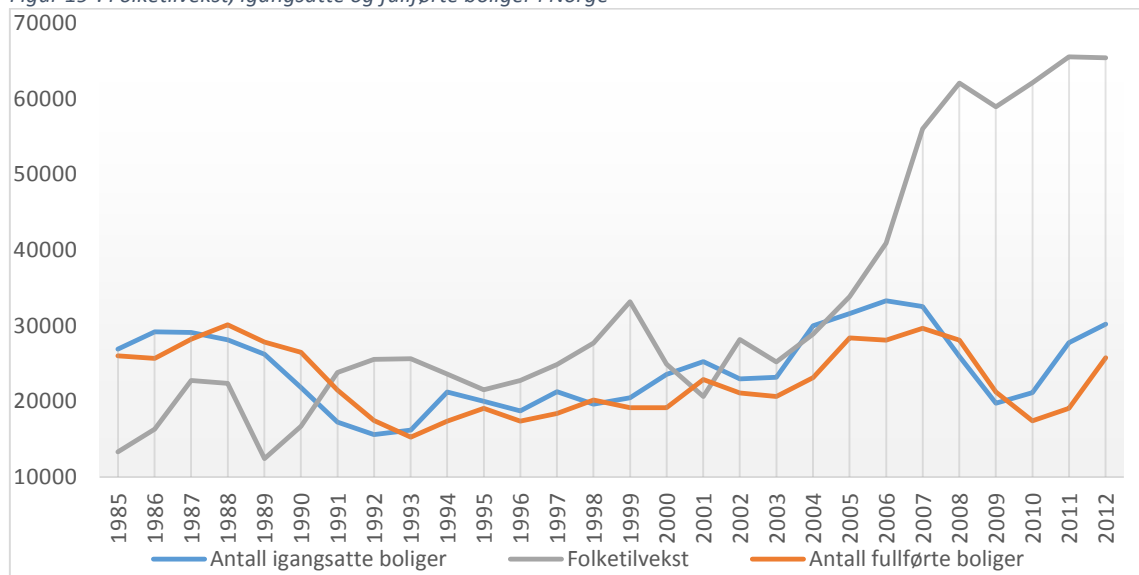
Befolkningsveksten har i likhet som boligprisutviklingen, vært preget av store regionale forskjeller. I tillegg har nybyggingen også vært skjevt fordelt i landet, og særlig i mange tettbygde strøk har boliginvesteringene vært for lave sammenliknet med behovet. Dette kan føre til et sterkere press på boligprisene i disse områdene. I figur 23 og 24 er befolkningsveksten på landsbasis og i Oslo sammenliknet med antall fullførte og igangsatte boliger. På landsbasis ser man et tydelig skifte mellom utviklingen i boligbyggingen og befolkningsveksten fra 2006. Antall igangsatte og fullførte boliger falt i forbindelse med finanskrisen, mens befolkningen fortsatte å øke sterkt. I perioden 2005-2008 økte den årlige folketilveksten fra i underkant av 34 000 til i overkant av 62 000 personer. Folketilveksten falt noe tilbake i 2009 før den på nytt økte i 2010. De siste to årene har folketilveksten vært rimelig stabil.

<sup>1</sup> Jfr. (Dybendal & Høydahl, 2008)

<sup>2</sup> Innvandring som utgjorde én prosent av opprinnelig befolkning, ble estimert til å redusere boligprisen med 1,6 prosent (Sá, 2011).

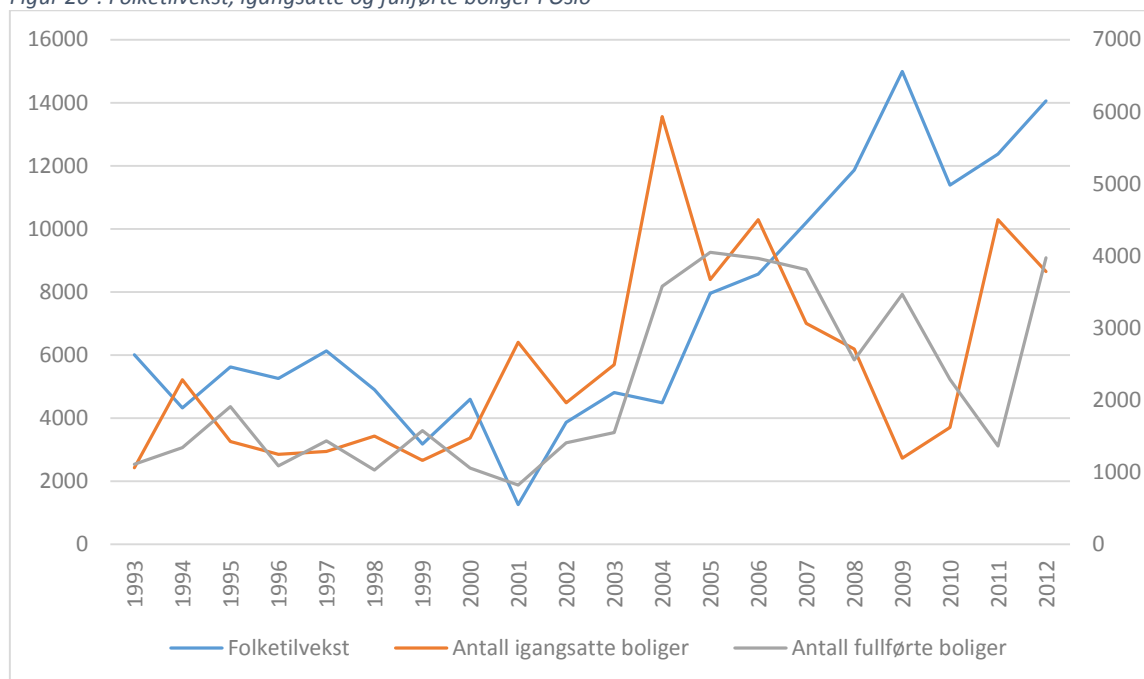
Antall igangsatte og fullførte boliger har vært i økning siden 2010, men en ser at det fremdeles igangsettes og fullføres færre boliger i forhold til årene før finanskrisen.

Figur 19<sup>1</sup>. Folketilvekst, igangsatte og fullførte boliger i Norge



Utviklingen i forholdet mellom befolkningsveksten og igangsatte og fullførte boliger i Oslo har mange likhetstrekk med utviklingen i forholdet på landsbasis. Bruddet i forholdet oppstod riktignok først i 2007 i Oslo, som er noe senere enn for landet generelt. Befolkningsveksten økte betydelig fra 2005 til 2009, mens antall igangsatte boliger var i tilbakegang sammenliknet rekordåret 2004 hvor det ble igangsatt i underkant av 5900 boliger. Med unntak av 2006, falt antallet igangsatte boliger hvert eneste år fram til bunnen ble nådd i 2009 hvor det ble igangsatt i underkant av 1200 boliger. Befolkningsveksten gikk riktignok noe tilbake i 2010, og selv om den igjen har tiltatt de to siste årene er årlig folketilvekst fortsatt lavere enn toppunktet i 2009 hvor Oslo vokste med i underkant av 15 000 innbyggere. Siden 2010 har det vært positiv utvikling i boligbyggingen og takten tiltok betraktelig i 2011 hvor det ble bygget omtrent 4 500 boliger. I 2012 har antallet gått noe tilbake, men befinner seg fortsatt på et høyt nivå sammenliknet med tidligere år.

<sup>1</sup> Tallmaterialet er hentet fra SSB (SSB, 2013:6).

Figur 20<sup>1</sup>. Folketilvekst, igangsatte og fullførte boliger i Oslo

Fra 2006 og under finanskrisen er antydninger til at det generelt har blitt satt opp færre nye boliger enn hva behovet skulle tilsi. Dette gjelder spesielt for Oslo hvor folketilveksten var 12,6 ganger høyere enn antall igangsatte boliger i 2009, men også på landsbasis hvor folketilveksten var 2,8 ganger høyere (SSB, 2013:6). Byggebransjen ble hardt rammet av den internasjonale uroen i forbindelse med finanskrisen som medførte en kraftig nedgang i boliginvesteringene. Den norske økonomien forøvrig klarte seg relativt bra igjennom finanskrisen som resulterte i en sterk befolkningsvekst i form av høy nettoinnvandring. På den måten har det betydelige etterslepet i boligbyggingen i kombinasjon med den sterke befolkningsveksten, muligens medvirket til stigende boligpriser.

<sup>1</sup> Tallmaterialet er hentet fra SSB (SSB, 2013:6).



## 8. Statistisk teori og metode

I dette kapittelet vil vi presentere de ulike metodene vi har benyttet i utførelsen av den empiriske analysen og estimering av våre modeller. Vi vil redegjøre for sentrale elementer og tester relatert til tidsserieanalyse, samt grunnleggende regresjon. I tillegg vil vi presentere fremgangsmåten vi har benyttet ved sesongjustering av variablene. Avslutningsvis vil vi introdusere de statistiske metodene vi har anvendt i estimeringsprosessen.

### 8.1 Regresjonsanalyse

Regresjonsanalyse er en statistisk metode som benyttes for å undersøke sammenhengen mellom flere variabler. Den brukes særlig til å finne et tilnærmet uttrykk for hvordan en variabel endrer seg som funksjon av de andre variablene. Dersom det kun er én uavhengig variabel, kalles det for en enkel regresjon, mens i tilfeller hvor det er flere uavhengige variabler, kalles det for multipl regressjon<sup>1</sup>. Nærmere bestemt utføres regresjonsanalyse for å avdekke hvordan den typiske verdien til den avhengige variabelen endrer seg når en av de uavhengige variablene endres, mens de andre uavhengige variable holdes konstant («ceteris paibus»).

En enkel regresjon hvor  $Y_i$  er den avhengige variabelen, mens  $x_i$  er den uavhengige, kan defineres som

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + u_i$$

der

$u$  = feilleddet og representerer et restledd som tar med alle variasjoner som resten av modellen (variabelen  $x$ ) ikke forklarer.

$\beta_0$  = konstantleddet og er verdien  $Y$  vil ha dersom  $x=0$ , som tilsvarer gjennomsnittsverdien til  $y$ .

$\beta_1$  = stigningstallet (helningskoeffisienten) og forteller hvor mye gjennomsnittsverdien til  $Y$  øker (avtar) med én enhets endring i  $x$ .

### 8.2 Sesongjustering

Formålet med å sesongjustere tidsseriene er å eliminere sesongeffekter som gjentar seg med tilsvarende styrke månedlig, kvartalsvis eller årlig. Økonomiske tidsserier kan bli påvirket av

---

<sup>1</sup> En modell med flere forklaringsvariabler ( $x_1, x_2 \dots x_n$ ) kalles en multivariat modell.

regelmessige bevegelser på grunn av en rekke faktorer som eksempelvis klimaforhold, julehandel og ferieavvikling. Ved å fjerne denne variasjonen kan man få et bedre bilde av den underliggende utviklingen. Vi antar at en tidsserie kan beskrives som et produkt av følgende:

$$Y_t = L * S * C * I$$

der L = langsiktig trend, S = sesongvariasjon, C = syklisk komponent og I = støy.

For å justere for sesong i kvartalsvise data, må man gjennom følgende 5 steg<sup>12</sup>:

**1. Isoler trend- og sykelvariasjon ( $L * C$ )**

- i. Vi antar at et sentrert 4-kvartalsgjennomsnitt vil være fritt for sesong og støyvariasjon, og definerer:  $Y_t^{LC} = \frac{1}{4}(Y_{t+2} + Y_{t+1} + Y_t + Y_{t-1})$  som er et rullende gjennomsnitt for årlig data.
- ii.  $Y_t^{LC}$  brukes som et estimat for  $L * C$

**2. Isoler sesong- og støyvariasjon ( $S * I$ )**

- i. Deretter benyttes estimatet for  $L * C$  for å finne et estimat for  $S * I$ :

$$Y_t^{SI} = \frac{L * C * S * I}{L * C} = \frac{Y_t}{Y_t^{LC}} = S * I$$

- ii.  $Y_t^{SI}$  er da et estimat på sesong og støyvariasjonen

**3. Isoler sesongvariasjon ( $S$ )**

- i. I dette steget isoleres sesongkomponenten,  $S$ , ved å beregne det kvartalsvise gjennomsnittet over flere år. Det rasjonelle er at når sesong- og støykomponentene er glattet ut som et gjennomsnitt av hvert kvartal i alle år, vil de uregelmessige svingningene i hovedsak nøytraliseres. Gjennomsnittene blir estimater for sesongvariasjonen (Pindyck & Rubinfeld, 1991).

$$S_1 = \frac{1}{N}(Y_{1985K1}^{SI} + Y_{1986K1}^{SI} + \dots + Y_{2013K1}^{SI})$$

$$S_2 = \frac{1}{N}(Y_{1985K2}^{SI} + Y_{1986K2}^{SI} + \dots + Y_{2013K2}^{SI})$$

$$S_3 = \frac{1}{N}(Y_{1985K3}^{SI} + Y_{1986K3}^{SI} + \dots + Y_{2013K3}^{SI})$$

$$S_4 = \frac{1}{N}(Y_{1985K4}^{SI} + Y_{1986K4}^{SI} + \dots + Y_{2013K4}^{SI})$$

- ii. Vi definerer så:

der  $N_q$  står for antall år med kvartalsvise observasjoner. Dette kan mer generelt formuleres som

<sup>1</sup> Metoden under er basert på (Moe Hansen, 2013).

<sup>2</sup> En alternativ måte å sesongjustere dataene på er å konstruere en dummyvariabel for hvert kvartal og på den måten trekke ut sesongvariasjonene.

$$S_q = \frac{1}{N_q} (Y_{1,q}^{SI} + Y_{2,q}^{SI} + \dots + Y_{N_q,q}^{SI})$$

- iii.  $S_q$  vil være en sesongindeks for hvert kvartal, der summen av alle kvartalene i prinsippet skal være fire. Avvik kan oppstå dersom det eksisterer en langsiktig trend i dataene (Pindyck & Rubinfeld, 1991).

#### 4. Normaliser sesongvariasjon ( $S^*$ )

- i. I dette steget normaliseres sesongkomponentene slik at summen av komponentene blir nøyaktig fire.
- ii.  $S_q^* = S_q \frac{4}{\sum_{i=1}^4 S_i}$  der  $q \in 1, \dots, 4$

#### 5. Isoler trend- sykel- og sesongvariasjon ( $L * C * I$ )

- i.  $S_q^*$  er et estimat for normalisert sesongvariasjon for hvert kvartal. Man finner den sesongjusterte serien ved å dele på den aktuelle sesongkomponenten.

$$Y_t^{LCI} = \frac{Y_t}{S_q^*}$$

- ii. Sesongvariasjonen (S) er fjernet fra ligningene, og man står igjen med  $Y_t^{LCI}$  som er estimatet på trend-, sykel- og støyvariasjon.

## 8.3 Stasjonærhet

I tidsserieanalyse er stasjonærhet en viktig forutsetning. Derimot viser empiri at dette ikke er tilfellet for de fleste økonomiske tidsserier målt i sin opprinnelige form, og selv etter deflatering og/eller sesongjustering, vil dataene typisk fremdeles inneholde spor av trender, sykler, «random walk» og annen ikke-stasjonære atferd. Det finnes to grader av stasjonærhet; streng og svak. Da forutsetningen om svak stasjonærhet er tilstrekkelig i tidsserieanalyse, vil vi kun kort utdype hva det innebærer at en tidsserie er strengt stasjonær.

### 8.3.1 Strengt stasjonær

En strengt stasjonær prosess er en prosess der  $t_1, t_2, \dots, t_T \in Z$  for alle  $k \in Z$  og  $T = 1, 2, \dots$

$$F_{y_{t_1}, y_{t_2}, \dots, y_{t_T}}(y_1, \dots, Y_T) = F_{y_{t_1+k}, y_{t_2+k}, \dots, y_{t_T+k}}(y_1, \dots, Y_T)$$

der F betegner en felles fordelingsfunksjon av et sett tilfeldige variabler (Brooks, 2008).

### 8.3.2 Svakt stasjonær

En tidsserie er svakt stasjonær dersom de statistiske egenskapene som gjennomsnitt, varians og autokovarians, er konstante over tid.

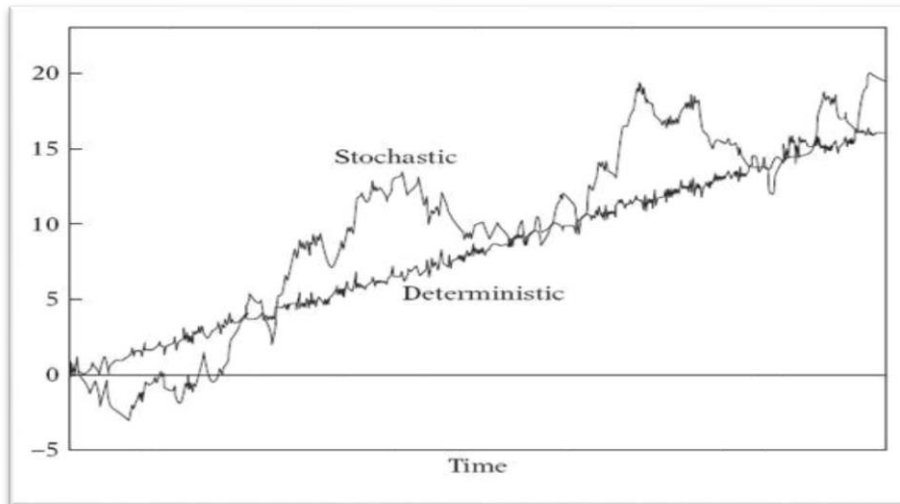
$$\begin{aligned} E(y_t) &= u \\ E(y_t - u)(y_t - u) &= \sigma^2 > \infty \\ E(y_{t_1} - u)(y_{t_2} - u) &= \gamma_{t_2 - t_1} \quad \forall t_1, t_2 \end{aligned}$$

Videre følger det at de fleste statistiske prognosemodeller er basert på forutsetningen om at tidsserien må kunne anses som tilnærmet (svakt) stasjonær. I regresjonsmodeller er stasjonære data en viktig forutsetning ettersom en regresjon med ikke-stasjonære data vil kunne gi spuriøse regresjonsresultater (Hoover, 2003). Dersom serien er økende over tid, vil gjennomsnittet og variansen øke med størrelsen på utvalget som videre vil føre til en underestimering av fremtidig gjennomsnitt og varians (Duke education, 2005).

Trenden man observerer i tidsserier er i de fleste tilfeller deterministisk eller stokastisk. Den tradisjonelle tilnærmingen er at trenden er deterministisk og bestemmes av den langsiktige vekstraten til økonomien. Konjunktorene er da stokastiske svingninger rundt denne trenden. Dette medfører at volatiliteten i tidsseriene oppstår grunnet fluktuasjoner i sykelkomponenten og ikke grunnet fluktuasjoner i trenden selv. En tidsserie med deterministisk trend vil dermed ha et gjennomsnitt som vokser rundt en konstant trend og er uavhengig av tid. En slik trend kan predikeres og kan for eksempel være lineær. En tidsserie med en stokastisk trend er derimot en «non-mean-reverting process» som betyr at den kan bevege seg bort ifra gjennomsnittet, enten i positiv eller negativ retning. Denne trenden kan ikke predikeres og er ofte av typen «random walk».

Man kan transformere en ikke-stasjonær tidsserie med deterministisk trend til å bli stasjonær ved å estimere trenden, for så å trekke denne ifra. Å legge til en lineær tidstrend vil i mange tilfeller være tilstrekkelig for å gjøre dataene stasjonære. Dersom tidsserien har en stokastisk trend, kan den gjøres stasjonær ved å differensiere dataene. Dette gjelder imidlertid ikke dersom variabelen er integrert av høyere orden enn 1.

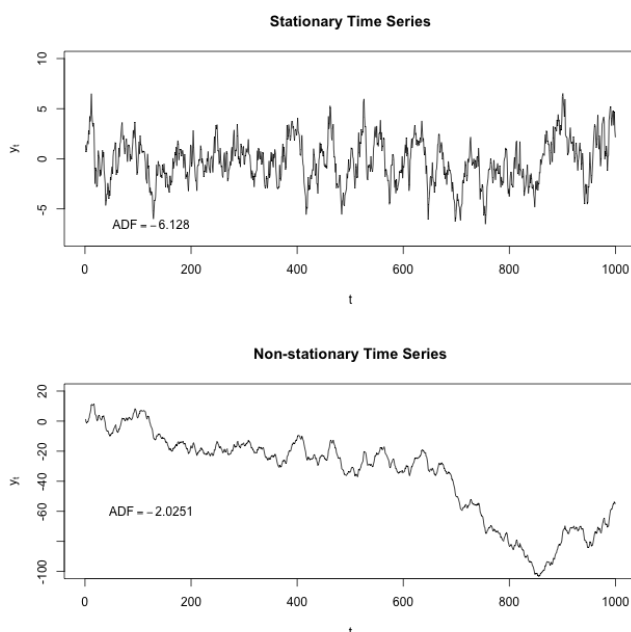
Figur 21. Stokastisk vs. deterministisk trend



### 8.3.3 Stasjonærhetstesting

Grafisk analyse er den mest intuitive metoden for å avgjøre om dataene er stasjonære eller ikke. En grafisk analyse vil likevel aldri kunne erstatte de statistiske testene hvor man tester en null hypotese mot en alternativ hypotese. I denne utredningen har vi benyttet den utvidede Dickey-Fuller testen (ADF) som vil bli presentert i neste avsnitt.

Figur 22. Stasjonærhet vs. ikke-stasjonærhet



#### 8.3.3.1 Dickey-Fuller test

Det eksisterer flere tester som kan benyttes for å fastslå hvorvidt en tidsserie er stasjonær eller ikke. Den mest utbredte og pålitelige er Dickey-Fuller testen (DF) som tester om tidsseriene inneholder

enhetsrøtter. Dersom en tidsserie er ikke-stasjonær, ønsker man å avdekke hvilken orden tidsserien er integrert av. En tidsserie integrert av orden  $d$  innebærer at serien er stasjonær når den er differensiert  $d$  ganger. Dette medfører at en ikke-stasjonær tidsserie,  $y_t$ , vil være integrert av 1. orden dersom den blir stasjonær ved å differensiere den én gang. Formelt følger det at  $y_t \sim I(d)$ , hvor en  $I(0)$  tidsserie innebærer at variabelen er stasjonær, mens en  $I(1)$  tidsserie inneholder en enhetsrot<sup>1</sup>. Det eksisterer tre ulike typer av ikke-stasjonære prosesser:

1. Test for enhetsrot («random walk»)

$$y_t - y_{t-1} = (\phi - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t = \psi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

2. Test for enhetsrot med konstant

$$y_t - y_{t-1} = \mu + (\phi - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t = \mu + \psi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

3. Test for enhetsrot med konstant og deterministisk trend

$$y_t - y_{t-1} = \mu + \lambda T + (\phi - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t = \mu + \lambda T + \psi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

der  $(\phi - 1) = \psi$ ,  $\mu$  er konstantleddet,  $\lambda T$  er den deterministiske trenden og  $\varepsilon_t$  er feilleddet. I Dickey-Fuller tester man nullhypotesen om at  $\phi = 1$  mot den ensidige alternativhypotesen om at  $\phi < 1$ . Det er viktig å legge merke til at fordelingen til testobservatoren under  $H_0$  ikke er gitt ved vanlig t-fordeling, og man må benytte de kritiske verdiene i Dickey-Fuller fordelingen<sup>2</sup>. Ved sammenligning av de to testenes kritiske verdier, ser man at DF-testen krever mer bevis for å forkaste nullhypotesen.

En av ulempene med DF-testen er at den ikke tar hensyn til mulig autokorrelasjon i feilleddet. Dersom dette leddet inneholder autokorrelasjon, vil ikke variansen i feilleddet være minimert (Brooks, 2008). Problemet kan løses ved å bruke laggede verdier av forklaringsvariabelen som en ekstra forklaringsvariabel. Dette kalles den utvidede Dickey-Fuller testen (ADF) og kan defineres som

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ der } k \text{ angir antall lags}$$

De laggede verdiene av  $\Delta y_t$  vil fange opp den dynamiske strukturen som er tilstede i den avhengige variabelen, for å forsikre at feilleddet ikke er autokorrelert. Den største svakheten ved ADF-testen, er

<sup>1</sup> Jfr. (Brooks, 2008)

<sup>2</sup> Testobservatoren ved en Dickey-Fuller test er definert som

$$\text{Testobservatoren} = \frac{\hat{\psi}}{SE(\hat{\psi})}$$

at man må inkludere korrekt antall lags i modellen. Ved inkludering av for mange lags vil det medføre et redusert antall frihetsgrader, som igjen kan redusere teststyrken. På den andre siden er det risiko forbundet med å inkludere for få lags, at det er mulighet for gjenværende seriekorrelasjon som vil gi skjeve testresultater. Dette vil øke sannsynligheten for at det forekommer type 1 feil<sup>1</sup>.

I forbindelse med denne problematikken finnes det to tommelfingerregler (Brooks, 2008). Den første omhandler at hyppigheten til dataene kan avgjøre antall lags. Det vil si at dersom man opererer med kvartalsvise data skal man benytte 4 lags, mens man ved månedlige data skal vi benytte 12 lags. Den andre tommelfingerregelen omhandler bruken av informasjonskriterier hvor Schwarz Bayesian information criterion (SBIC), Akaike's information criterion (AIC) og Hannan and Quinn information criterion (HQIC), er de mest kjente. De univariate kriteriene kan anvendes separat for hver ligning, men generelt foretrekkes det å anvende identisk antall lags for hver ligning. Dette krever bruk av multivariate versjoner av informasjonskriteriene (Brooks, 2008, s. 294).

$$MAIC = \log |\hat{\Sigma}| + \frac{2k'}{T}$$

$$MSBIC = \log |\hat{\Sigma}| + \frac{k'}{T} \log(T)$$

$$MHQIC = \log |\hat{\Sigma}| + \frac{2k'}{T} \log(\log(T))$$

der  $\hat{\Sigma}$  er varians-kovarians matrisen til residualene, T er antall observasjoner, og  $k'$  er det totale antallet regressorer i ligningene.  $k'$  vil være lik  $p^2k + p$  for ligninger i VAR-systemet, hver med  $k$  lags i  $p$  variabelene, pluss ett konstantledd i hver ligning<sup>2</sup>. Verdiene til informasjonskriteriet er konstruert for  $0, 1, \dots, \bar{k}$  lags (der  $\bar{k}$  er maxlag), hvor det valgte antallet lags er nummeret som minimerer verdien av den gitte informasjonskriteriet (Brooks, 2008, s. 295).

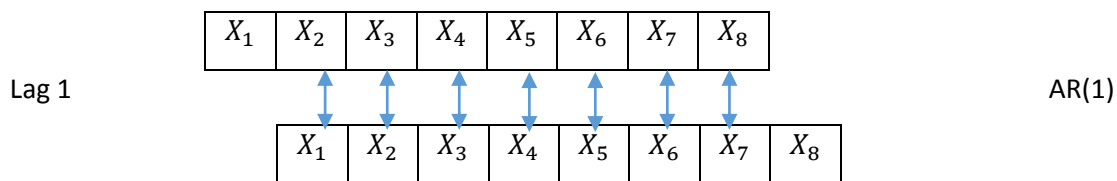
I en artikkel fra CEPR foreslåes det at i normale VAR modeller, er AIC den mest nøyaktige metoden på månedlige data, mens HQIC er å foretrekke på kvartalsdata hvor det er over 120 observasjoner. SBIC kan anvendes med kvartalsdata uten restriksjoner på antall observasjoner i «Vector Error Correction» modeller (VEC) (Ivanov & Kilian, 2001). Andre studier av ADF-resultatene viser at det er større svakheter forbundet med bruken av for få lags sammenliknet med bruken av for mange. Det anbefales derfor å benytte AIC i stedet for BIC når man skal estimere antall lags (Stock & Watson, 2011, s. 594).

<sup>1</sup> Type 1 feil betyr at vi forkaster nullhypotesen til tross for at den er sann.

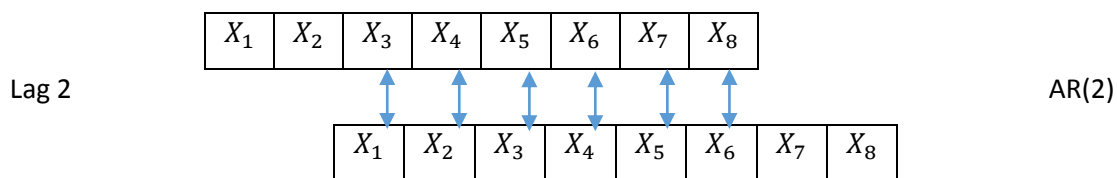
<sup>2</sup> "A Vector Autoregressive model (VAR) is simply an autoregressive process for a vector of variables" (Brooks, 2008).

## 8.4 Autokorrelasjon

Observasjonene i en tidsserie har en naturlig rekkefølge i motsetning til et tilfeldig utvalg der rekkefølgen av observasjonene er helt uten informasjonsverdi. Korrelasjonen mellom tidsserien, og dens laggede verdi, kalles for autokorrelasjon (seriekorrelasjon)<sup>1</sup>. Den naturlige rekkefølgen i tidsserier kan anvendes til å beskrive strukturen i observasjonsrekken ved hjelp av en spesiell type korrelasjonskoeffisienter, de såkalte autokorrelasjoner (Skog, 2005). I modellen er det fremstilt to eksempler på autokorrelasjon med henholdsvis 1 og 2 lags.



Forskyver man tidsrekken med én tidsenhet får man autokorrelasjonen på lag 1 og mister én observasjon. Dersom man forskyver tidsrekken med to tidsenheter får man autokorrelasjon på lag 2 og mister følgelig to observasjoner.



Et typisk mønster for autokorrelasjon er

$$AR(1): \varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + v_t$$

som mer generelt kan defineres som

$$AR(p): \varepsilon_t = \rho_1\varepsilon_{t-1} + \rho_2\varepsilon_{t-2} + \dots + \rho_p\varepsilon_{t-p} + v_t,$$

hvor man ser at feilleddet,  $\varepsilon_t$ , påvirkes av feilleddet i den foregående perioden ( $\varepsilon_{t-1}$ ).

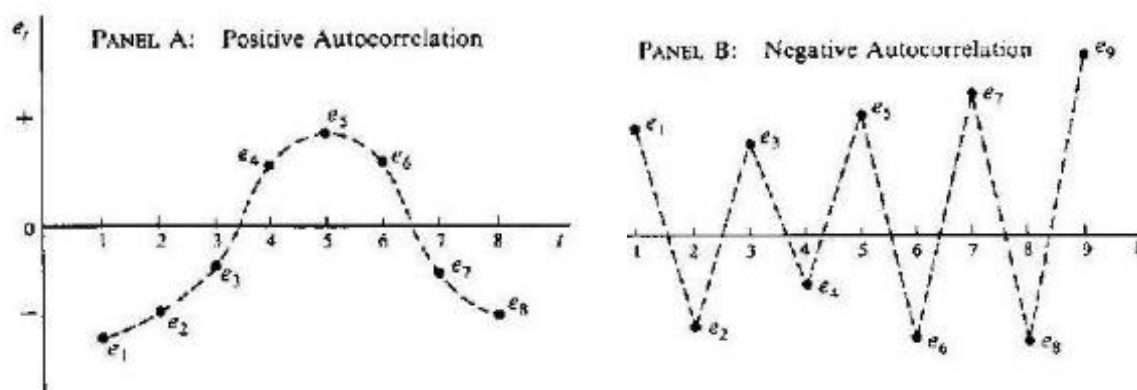
<sup>1</sup> Første ordens autokorrelasjonen er korrelasjonen mellom  $Y_t$  og  $Y_{t-1}$



### 8.4.1 Grafisk test for autokorrelasjon

Dersom man ser systematiske mønstre i spredningen til feilleddene, bør man teste for autokorrelasjon. Dette kan kontrolleres ved å plote residualene grafisk i et diagram mot tiden eller residualenes laggede verdi. I residualer med positiv autokorrelasjon i gjennomsnitt typisk følge forrige observasjon (se figur 27). Dette betyr at dersom residualene på tidspunkt  $t_{-1}$  er positive, vil residualene på tidspunkt  $t$  mest sannsynlig være positive<sup>1</sup>. Tidsserier med positivt autokorrelerte residualer vil krysse tidsaksen svært sjeldent. I tilfeller hvor det eksisterer negativ autokorrelasjon, vil residualene på tidspunkt  $t_{-1}$  ofte ha motsatt fortegn sammenliknet med residualene på tidspunkt  $t$ . Dette medfører at tidsserier med negativt autokorrelerte residualer krysser tidsaksen hyppig. Til slutt har vi tilfellet uten autokorrelasjon som innebærer at residualene er tilfeldig spredd. I et residualplott mot laggede verdier vil man i dette tilfellet ha like mange observasjoner i hver av kvadrantene. I et tidsplott vil residualene på tidspunkt  $t_{-1}$  operere uavhengig av residualene på tidspunkt  $t$ . En tidsserie uten autokorrelerte residualer vil derfor ikke være et konsistent mønster.

Figur 23. Positiv autokorrelasjon og negativ autokorrelasjon



### 8.4.2 Statistiske tester for autokorrelasjon

Det finnes flere statistiske tester som ønsker å teste om observasjonene er uavhengige. I denne utredningen har vi benyttet testene Ljung-Box og Breusch-Godfrey, og vi vil i de kommende avsnittene gi en presentasjon av disse.

### 8.4.3 Ljung-Box test

En av antakelsene i tidsserieanalyser er at det ikke eksisterer autokorrelasjon i feilleddene i regresjonen. Da dette likevel ofte er tilfellet i økonomiske tidsserier, benytter vi Ljung-Box testen for å påvise

<sup>1</sup> Tilsvarende resonnerement gjelder dersom residualene er negative.

autokorrelasjon. Testen er en variant av Box-Pierce, men er tilpasset for et mindre utvalg og kan defineres som<sup>1</sup>

$$Q = T(T + 2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{f}_k^2}{T - K}$$

der  $T$  representerer antall observasjoner,  $m$  er den maksimale «laglengden», og  $r$  er den estimerte autokorrelasjonskoeffisienten for et gitt antall lags  $k$ . Testen følger en Kji-kvadratfordeling<sup>2</sup> med  $m$  frihetsgrader. I motsetning til Durbin-Watson testen er dette en kombinert test, som også tester for høyere orden av autokorrelasjon.

I Ljung-Box testen kontrolleres nullhypotesen om at samtlige av de  $\hat{r}$  estimerte autokorrelasjonskoeffisientene er null, som betyr at observasjonene er uavhengige, og at det dermed ikke eksisterer autokorrelasjon blant feilleddene.

#### 8.4.4 Breusch-Godfrey test

Dette er en felles test, som tester for autokorrelasjon opp til  $r$ 'te orden. Testen undersøker forholdet mellom  $\hat{u}_t$  og flere av de laggede verdiene samtidig. Modellen for feilleddene defineres som

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \rho_3 + \dots + \rho_r u_{t-r} + v_t, \quad v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$$

Nullhypotesen og alternativhypotesen er

$$H_0: \rho_1 = 0 \text{ og } \rho_2 = 0 \text{ og } \dots \text{ og } \rho_r = 0$$

$$H_1: \rho_1 \neq 0 \text{ eller } \rho_2 \neq 0 \text{ eller } \dots \text{ eller } \rho_r \neq 0$$

Nullhypotesen fastslår at nåværende feilledd ikke er relatert til noen av de  $r$  tidligere verdiene. Regresjonens forklaringsgrad,  $R^2$ , blir brukt i testobservatoren<sup>3</sup>. Dersom testobservatoren overskrider den kritiske verdien fra Kji-kvadratfordelingstabellen, forkastes nullhypotesen om at det ikke eksisterer autokorrelasjon i tidsserien.

Et potensielt problem med Breusch-Godfrey testen er å fastsette en passende verdi for antall lags  $r$  i utregningen. Ifølge (Brooks, 2008) er det ikke noe åpenbart svar på denne problemstillingen, men det

<sup>1</sup> Dersom  $T \rightarrow \infty$  vil testene være ekvivalente (Stock & Watson, 2011)

<sup>2</sup>  $Q \sim \chi^2(m)$

<sup>3</sup>  $(T - r)R^2 \sim \chi_r^2$

foreslås å la hyppigheten i dataene bestemme dette tallet. Dersom dataene er kvartalsvise settes  $r$  til 4. Argumentet for å anvende denne metoden er at man antar at feilleddene relaterer seg til samme tid hvert år. Følgelig, gitt at modellen er statistisk tilstrekkelig, bør ingen bevis for autokorrelasjon bli funnet i feilleddene uansett verdi av  $r$ .

## 8.5 Normalitet $u_t \sim N(0, \sigma^2)$

Utrekningen av variabelenes signifikansnivå baserer seg på antagelsen om at restleddet er normalfordelt. Avvik fra denne forutsetningen vil påvirke troverdigheten til signifikanstesting, men dette er som regel ikke et problem når man har et høyt antall observasjoner. For å kontrollere om den påfølgende analysen avviker fra denne forutsetningen, vil residualene plottes inn i et histogram for å kunne se om det finnes enheter i datasettet som avviker sterkt fra regresjonslinjen (Skog, 2005). I enkelte tilfeller kan man ende opp med enheter med store avvik fra regresjonsligningen som kan påvirke estimeringen av regresjonskoeffisientene. Feil i tallmaterialet eller at modellen har utelatt relevante forklaringsvariabler, kan være årsaken til at slike uteliggere oppstår (Skog, 2005). Er det en eller flere uteliggere med ekstreme avvik kan dette få store konsekvenser for utregningen av regresjonskoeffisientene (Pennings, Keman, & Kleinnijenjuis, 1999).

### 8.5.1 Statistisk test for normalitet

En av de mest benyttede normalitetstestene er Jarque-Bera testen (JB). Den tester både fordelings skjevhet og kurtose i residualene. Skjevhet måler mangelen på symmetri i en fordeling (asymmetri), mens kurtose måler hvor tykk «halen» er. Skjevhetsfordelingen foreller hvor asymmetrisk fordelingen er og kan defineres som

$$Skewness (S) = \frac{E[(Y-u_Y)^3]}{\sigma_Y^3}, \text{ hvor } Y \text{ er en tilfeldig variabel og } \sigma_Y \text{ er standardavviket til } Y$$

Dersom skjevheten er null er fordelingen symmetrisk, mens den har en lang høyre- eller venstrehale dersom skjevheten er henholdsvis positiv eller negativ. Kurtose er en tallstørrelse som sammen med gjennomsnitt, varians og skjevhet beskriver en sannsynlighetsfordeling. Kurtose er et mål på hvor mye «masse» det er i halen og forteller dermed hvor mye av variansen fra  $Y$  som kommer av ekstremverdier. Jo større kurtose, jo tykkere «hale» og desto større er sannsynligheten for ekstremverdier (Stock & Watson, 2011).

$$\text{Kurtose } (K) = \frac{E[(Y - u_Y)^4]}{\sigma_Y^4}$$

Kurtosen til en normalfordelt tilfeldig variabel tilsvarer tre og sies å være mesokurtisk. En fordeling med en høyere kurtoseverdi (spissere, men tynnere hale) blir kalt leptokurtisk, mens en fordeling med en lavere kurtoseverdi (fettere haler, men mindre spiss) blir kalt platykurtisk. En normalfordeling kjennetegnes ved at det ikke eksisterer skjevhet, og fordelingen har en kurtoseverdi på tre (Brooks, 2008). Jarque-Bera er asymptotisk Kji-kvadrat fordelt med to frihetsgrader fordi den er summen av kvadratene av to asymptotisk uavhengige standardiserte normaler (Thadewald & Büning, 2004). Testobservatoren til JB er definert som

$$JB = \frac{n}{6} * \left( S^2 + \frac{(K - 3)^2}{4} \right)$$

Nullhypotesen indikerer at dataene er normalfordelte, som betyr at residualene er både symmetriske og «mesokurtic».

## 8.6 Homoskedasitet

Feilledet  $u_i$  er homoskedastisk dersom variansen til den betingede fordelingen av  $u_i$ , gitt at  $X_i$  er konstant for  $i = 1, \dots, n$ , ikke avhenger av  $X_i$ <sup>1</sup>. Dersom denne forutsetningen ikke holder, er feilledet heteroskedastisk (Stock & Watson, 2011). Dette innebærer at spredningen i residualene skal være lik for alle  $X$ -verdiene. Dersom residualene er heteroskedastiske, er det sannsynlig at de estimerte standardavvikene er feil, og man må derfor korrigere for heteroskedastisitet.

Økonomisk teori gir sjelden grunn til å tro at feilene er homoskedastiske på et overordnet nivå. Det er derfor naturlig å anta at feilledene er heteroskedastiske med mindre man har overbevisende grunner til å tro noe annet. Ved bruk av OLS når heteroskedastisitet er tilstede, vil konsekvensen være at standardavvikene inneholder feil. Dette kan føre til at det trekkes slutninger som er misvisende (Brooks, 2008).

### 8.6.1 Grafisk test

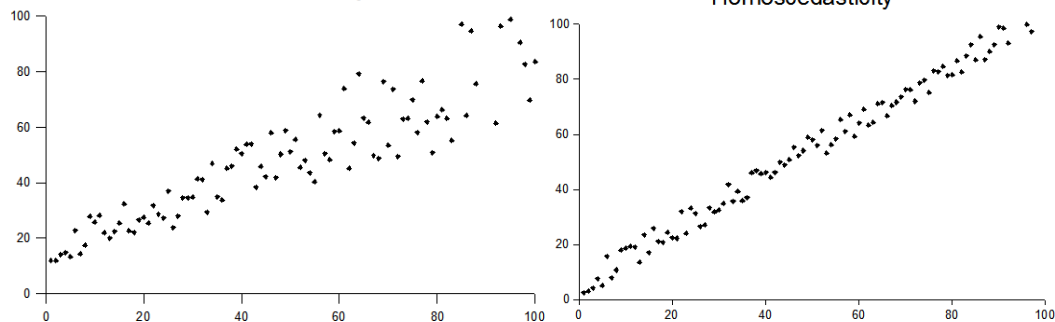
Ved å plote residualene mot de variablene man anser som sannsynlig at kan skape heteroskedastisitet eller ved å plote residualene mot de tilpassede verdiene av den avhengige

---

<sup>1</sup>  $Var(u_i | X_i) = \sigma^2$

variabelen, kan man se etter mønster i de diagnostiske plottene. På denne måten kan man få en indikasjon på tilstedeværelsen av heteroskedastisitet, men det er derimot vanskelig å trekke slutninger på bakgrunn av de grafiske fremstillingene.

Figur 24. Homoskedastisitet og Heteroskedastisitet



### 8.6.2 White's test

White har foreslått en direkte test for heteroskedastisitet, som i utgangspunktet er en «forbedring» av Breusch-Pagan testen, men den antar ingen forkunnskaper om hvilken type heteroskedastisitet som er tilstede. Testen til White avhenger heller ikke av normalitetsforutsetningen og blir derfor anbefalt fremfor de andre metodene for testing av heteroskedastisitet<sup>1</sup>. På den andre siden kan det være nyttig å utføre testing ved hjelp av flere metoder for å sjekke om resultatene er robuste (Balsvik, Failed Assumptions, 2013). Vi vil i det kommende avsnittet presentere White's test. I tillegg har vi benyttet Breusch-Pagan for å kontrollere resultatene.

Stegene i White's test består av:

1. Anta at regresjonsmodellen som skal estimeres er på standard lineær form:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + u_t$$

For å teste for homoskedastisitet, estimeres modellen overfor og residualene  $\hat{u}_t$  lagres.

2. Deretter utføres tilleggsregresjonen:

$$\hat{u}_t = \alpha_1 + \alpha_2 x_{2t} + \alpha_3 x_{3t} + \alpha_4 x_{2t}^2 + \alpha_5 x_{3t}^2 + \alpha_6 x_{2t} x_{3t} + v_t$$

<sup>1</sup> Breusch-Pagan og Goldfeld-Quandt.

der  $v_t$  er et normalfordelt forstyrrelsesledd som er uavhengig av  $u_t$ . Tilleggsregresjonen er av de kvadrerte residualene på en konstant, de opprinnelige forklaringsvariablene, kvadratene av forklaringsvariablene og deres kryssprodukter (Brooks, 2008, s. 134).

3. Til slutt benyttes Lagrange Multiplikator (LM) test for å finne  $R^2$  fra tilleggsregresjonen som multipliseres med totalt antall observasjoner  $n$ . Det kan vises at

$$nR^2 \sim \chi^2(m)$$

der  $m$  er antall regressorer (fratrasket konstanten).

4. Dersom  $\chi^2$ -test statistikken er større enn den tilsvarende verdien fra Kji-kvadrat-tabellen forkastes nullhypotesen om at residualene er homoskedastiske. Man dermed ikke anta at variansen i feilleddene er konstante.

### 8.6.3 ARCH-test (Engle's lagrange multiplier test)

Autoregressive volatilitetsmodeller er et relativt enkelt eksempel fra klassen av stokastiske volatilitetsmodeller. Den mest populære ikke-lineære modellen innen finans kalles ARCH-modellen<sup>1</sup>. Med utgangspunkt i at det er lite sannsynlig at variansen til feilleddene vil være konstant over tid i økonomiske tidsserier, er det fornuftig å vurdere en modell som ikke forutsetter at variansen er konstant og som beskriver hvordan variansen av feilleddene utvikler seg (Brooks, 2008). En annen egenskap i finansielle tidsserier som gjør bruken av ARCH-modeller fordelaktig, er tendensen til at dagens volatilitetsnivå er positivt korrelert med volatiliteten i foregående perioder. Dette kalles «volatility clustering».

For å teste for hvorvidt det eksister «ARCH-effekter» i residualene fra den estimerte modellen utføres den vanlige OLS-regresjonen og residualene lagres. Videre blir residualene kvadrert før det igjen utføres ny regresjon

$$u_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \gamma_2 \hat{u}_{t-2}^2 + \dots + \gamma_q \hat{u}_{t-q}^2 + v_t$$

der  $q$  står for antall lags, og  $v_t$  står for feilleddet. Fra den siste regresjonen anskaffes  $R^2$  og definerer testobservatoren  $nR^2$ , som er Kji-kvadrat-fordelt  $\chi^2(q)$ . Nullhypotese og alternativ hypotese er som følger:

$$H_0: \gamma_1 = 0 \text{ og } \gamma_2 = 0 \text{ og } \dots \text{ og } \gamma_q = 0$$

---

<sup>1</sup> Autoregressive conditionally heteroscedastic model.

$$H1: \gamma_1 \neq 0 \text{ eller } \gamma_2 \neq 0 \text{ eller } \dots \text{ eller } \gamma_q \neq 0$$

### 8.6.4 Ramsey's RESET test

En implisitt forutsetning som er gjort ved bruk av den klassiske lineære regresjonsmodellen, er at den aktuelle funksjonsformen er lineær. Det innebærer at den aktuelle modellen antas å være lineær i parameterne, og at forholdet mellom  $y$  og  $x$  kan fremstilles ved en rett linje. Det er i midlertid ikke alltid denne forutsetningen holder. Ramsey's RESET-test har som formål å avdekke eventuelle misspesifikasjoner. Den tester forholdet mellom den avhengige- og de uavhengige variablene, og om forholdet er lineært eller ikke (Stock & Watson, 2011). Testen bruker høyere ordens ledd av de tilpassede verdiene i en «hjelperegresjon» for å teste om dette har forklaringskraft på den avhengige variabelen.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{y}_t^2 + \alpha_2 \hat{y}_t^3 + \dots + \alpha_p \hat{y}_t^p + \sum \beta_i x_{it} + v_t$$

Tilleggsregresjonen kan fange opp en rekke ikke-lineære sammenhenger siden den inneholder høyere ordenskrefter og kryssprodukter av den opprinnelige forklaringsvariabelen. Videre finner man  $R^2$  fra tilleggsregresjonen og definerer testobservatoren  $nR^2$ . Testobservatoren er asymptotisk fordelt som  $\chi^2(p-1)$ , der antall frihetsgrader tilsvarer  $(p-1)$ . Dersom verdien av testobservatoren er større enn den tilsvarende verdien fra Kji-kvadrat-tabellen forkaster vi nullhypotesen om at den opprinnelige modellen er korrekt (Balsvik, Failed Assumptions, 2013).

## 8.7 Kointegrasjon

Spuriøse regresjon er når to variabler ikke har direkte kausal sammenheng og vil kunne føre til at testobservatoren viser et signifikant forhold mellom  $Y$  og  $X$  som i realiteten ikke er relatert til hverandre (Wooldridge, 2008)<sup>1</sup>. To tidsserier som er  $I(1)$  betegnes som kointegrerte dersom det eksisterer en lineær kombinasjon av de to tidsseriene som er stasjonær,  $I(0)$ . Dersom denne antagelsen oppfylles finnes det en felles stokastisk trend i de to tidsseriene (Brooks, 2008). Kointegrasjon impliserer at det på lang sikt opprettholdes en likevekt med en stasjonær og begrenset varians i motsetning til ikke-stasjonære tidsserier med uendelig varians. Dersom man kombinerer variabler med ulik størrelsesorden på integrasjonen, vil kombinasjonen ha den største størrelsesordenen av integrasjon. Under enkelte omstendigheter vil derimot en lineær kombinasjon av  $I(1)$  variabler (ikke-stasjonære variabler) kunne gi en stasjonær kombinasjon  $I(0)$ . Man sier da at disse variablene er kointegrerte.

---

<sup>1</sup> Type 2 feil.

Det finnes flere statistiske metoder for å teste kointegrasjon, blant annet Johansen (1988, 1991), Engle & Granger (1987), Phillips & Ouliaris (1990) og Engle & Yoo (1987). I denne utredningen har vi vektlagt den førstnevnte metoden med utgangspunkt i at den har vært blant de mest benyttede ved analyse av økonomiske tidsserier (Balsvik, 2013).

## 8.8 Feiljusteringsmodeller

Feiljusteringsmodeller (Error Correction Models (ECM)) gjør det mulig å analysere en kortsiktig dynamikk mellom den avhengige variabelen og forklaringsvariablene, samtidig som en eventuell langsiktig likevektsammenheng blir ivaretatt. Regresjonen vil kunne være spuriøs dersom vi inkluderer variabler som ikke er stasjonære. En feiljusteringsmodell gir muligheten til å inkludere to variabler som kointegrerer, og åpner dermed for å bruke variabler som er integrert av første orden,  $I(1)$ . En vanlig respons til ikke-stasjonære variabler, har i lang tid vært å ta første differansen av  $I(1)$  variablene, for så å bruke disse differensierte størrelsene i videre modellering. I univariat modellering (f.eks. ARMA) vil dette være en god løsning. Dersom forholdet mellom variablene derimot er viktig frarådes denne metoden, på tross av at tilnærmingen er statistisk signifikant, da det ikke vil finnes en langsiktig løsning (Brooks, 2008, s. 338).

$$\Delta y_t = \beta \Delta x_t + u_t$$

I økonometrien definerer vi ofte en langsiktig likevekt ved at verdiene konvergerer mot langsiktige verdier og at de ikke lenger forandres. Dermed vil  $y_t = y_{t-1} = y$ ;  $x_t = x_{t-1} = x$ . De differensierte leddene vil dermed være null, og vi får ingen langsiktig løsning. I en feiljusteringsmodell kan man benytte kombinasjoner av førstedifferensierte og laggede verdier av de kointegrerte variablene og dermed unngå denne problematikken. I eksempelet under har vi kun valgt å inkludere 1 lag for å få en bedre forståelse av modellen.

$$\Delta y_t = \Delta \beta_1 x_t + \beta_2 (y_{t-1} - \gamma x_{t-1}) + u_t$$

Modellen over er kjent som en feiljusteringsmodell, der  $y_{t-1} - \gamma x_{t-1}$  er feiljusteringsleddet. Forutsatt at  $y_t$  og  $x_t$  er kointegrert med kointegrasjonskoeffisienten  $\gamma$ , vil  $(y_{t-1} - \gamma x_{t-1})$  være  $I(0)$  selv om komponentene er  $I(1)$ .  $y$  skal i prinsippet endre seg mellom  $t - 1$  og  $t$  som et resultat av endringene i verdiene til forklaringsvariabelen,  $x$ , mellom  $t - 1$  og  $t$ . Den skal også delvis korrigere for ulikevekter som oppstår i løpet av forrige periode.  $\gamma$  definerer det langsiktige forholdet mellom  $y$  og  $x$ , mens



$\beta_1$  forklarer det kortsiktige forholdet mellom endringen i  $x$  og endringen i  $y$ .  $\beta_2$  forklarer hastigheten på justeringen tilbake til likevekt (Brooks, 2008, s. 338).

### 8.8.1 Johansen-test for kointegrasjon

Johansen-testen er en prosedyre for å teste kointegrasjonen mellom flere  $I(1)$  tidsserier. I motsetning til Engle-Granger metoden, tillater Johansen flere kointegrerte relasjoner. Metoden bygger på sannsynlighetsmaksimering for å determinere eksistensen av kointegrerende vektorer i ikke-stasjonære tidsserier som representerer et VAR-system i feiljusteringsform. Selv om Johansen-testen blir ansett som en sterkere test, er det viktig å være oppmerksom på at Engle-Granger-metoden forsøker å finne den lineære kombinasjonen som minimerer variansen, mens Johansen-testen forsøker å finne den lineære kombinasjonen som er mest stasjonær (Johansen & Juselius, 1990).

Sammenhengen mellom rangen til en matrise og eigenverdi benyttes for å bestemme stasjonærhet i systemet. Man antar at et sett med  $g$  variabler vurderes å være  $I(1)$  og muligens kointegrerte. En VAR med  $k$  lags som inneholder disse variablene kan skrives som

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k} + u_t$$

For å videre kunne benytte oss av Johansen-testen, må vi omgjøre VAR til en feiljusteringsmodell:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_k \Delta y_{t-k-1} + u_t$$

der  $\Pi = (\sum_{i=1}^k \beta_i) - I_g$  og  $\Gamma = (\sum_{j=1}^k \beta_j) - I_g$ . Denne VAR-modellen inneholder  $g$  variabler differensiert av første orden på venstre side, og  $k - 1$  lags av den avhengige variabelen (differensiert) på høyre side med hver sin  $\Gamma$ -koeffisientmatrise.  $\Pi$  kan anses som den langsiktige koeffisientmatrisen, siden i likevekt vil alle  $\Delta y_{t-i}$  være lik null, og dersom vi setter feilledet lik dens forventede verdi vil  $\Pi y_{t-k} = 0$ . Rangen til matrisen  $\Pi$  bestemmer hvor mange uavhengige lineære sammenhenger som finnes mellom variablene  $(y_1, \dots, y_n)$  som er stasjonære, med andre ord antall kointegrerte ligninger. Rangen av matrisen  $\Pi$ , eller antall eigenverdier forskjellig fra null for matrisen  $\Pi$ , forteller hvor mange kointegrerte vektorer som finnes i systemet (Brooks, 2008). Det eksisterer to testobservatorer for kointegrasjon ved bruk av Johansen-testen for å finne antall eigenverdier forskjellig fra null:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

og

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

der  $r$  er antall kointegrasjonsvektorer under nullhypotesen om at  $\hat{\lambda}_i$  er den estimerte verdien for  $i$ 'te orden eigenverdi fra  $\Pi$ -matrisen.  $T$  er utvalgsstørrelsen og  $g$  er antall variabler i systemet. Jo større  $\hat{\lambda}_i$  er, jo større og mer negativ vil  $\ln(1 - \hat{\lambda}_i)$  være, og desto større vil testobservatoren være (Brooks, 2008, s. 377). Videre vil hver eigenverdi være forbundet med forskjellige kointegrasjonsvektorer som blir kalt eigenvektorer. En signifikant «ikke-null» eigenverdi vil derfor indikere en signifikant eigenvektor.

$\lambda_{trace}$  er en felles test hvor nullhypotesen indikerer at antall kointegrasjonsvektorer er mindre eller lik  $r$ , mens alternativhypotesen indikerer at det er flere kointegrasjonsvektorer enn  $r$ .

$\lambda_{max}$  utfører separate tester på hver eigenverdi. Null hypotesen fastslår at antall kointegrasjonsvektorer er lik  $r$ , mens alternativhypotesen fastslår  $r + 1$  kointegrasjonsvektorer.

Den første testen har en nullhypotese om det ikke finnes kointegrasjonsvektorer som karakteriseres ved at  $\Pi$  har en rang lik null. Dersom vi beholder nullhypotesen, vil det være minst en kointegrerende vektor, og testen fortsetter til vi forkaster null. Antall kointegrasjonsvektorer kan ikke være lik antall variabler, da dette vil indikere at den originale tidsserien er stasjonær. Man sier da at  $\Pi$  har full rang. I det første tilfellet der  $\Pi$  ikke har noen rang vil det ikke eksistere noe langtidsforhold mellom variablene i  $y_t$ , og det eksisterer dermed ikke kointegrasjon. Det vil kun være  $r$  kointegrerte vektorer dersom  $1 < rang(\Pi) < g$ .  $\Pi$  er da definert som produktet av to matriser,  $\alpha$  og  $\beta'$ , av dimensjon  $(r * g)$  og  $(g * r)$ .

$$\Pi = \alpha\beta'$$

der  $\beta'$  angir kointegrasjonvektoren, mens  $\alpha$  angir mengden av hver kointegrasjonsvektor i hver ligning av VECM, også kjent som justeringsparameteren. Under følger et eksempel fra (Brooks, 2008), for bedre å forstå sammenhengen. Det antas at  $g = 4$ , slik at systemet inneholder fire variabler

$$\Pi = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \pi_{13} & \pi_{14} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \pi_{23} & \pi_{24} \\ \pi_{31} & \pi_{32} & \pi_{33} & \pi_{34} \\ \pi_{41} & \pi_{42} & \pi_{43} & \pi_{44} \end{pmatrix}$$

Dersom  $r = 1$ , vil det være én kointegrerende vektor og  $\alpha$  og  $\beta$  vil være  $(4 * 1)$ . Det vil da være fire variabler  $y_1, y_2, y_3$  og  $y_4$  som utgjør den kointegrerende vektoren.  $\Pi y_{t-k}$  er da gitt ved:

$$\Pi = \alpha\beta' = \begin{pmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{12} \\ \alpha_{13} \\ \alpha_{14} \end{pmatrix} (\beta_{11} \quad \beta_{12} \quad \beta_{13} \quad \beta_{14}) \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \end{pmatrix}_{t-k}$$

som også kan skrives

$$\Pi = \begin{pmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{12} \\ \alpha_{13} \\ \alpha_{14} \end{pmatrix} (\beta_{11}y_1 \quad \beta_{12}y_2 \quad \beta_{13}y_3 \quad \beta_{14}y_4)$$

Man ser av omgjøringen ovenfor at det er mulig å skrive ut separerte ligninger for variabel  $\Delta y_t$ . I tillegg er det vanlig å normalisere med utgangspunkt i en spesifikk variabel, slik at koeffisienten til denne variabelen i kointegrasjonsvektoren er 1. Ved å normalisere for  $\Delta y_1$  får man

$$\alpha_{11} \left( y_1 + \frac{\beta_{12}}{\beta_{11}} y_2 + \frac{\beta_{13}}{\beta_{11}} y_3 + \frac{\beta_{14}}{\beta_{11}} y_4 \right)_{t-k}$$

Til slutt er det viktig å notere at fremstillingen over er en intuitiv tilnærming til hvordan Johansen-testen utføres og ikke en nøyaktig gjengivelse (Brooks, 2008).

## 9. Konstruksjon av økonometriske boligmodeller

I dette kapittelet vil vi med utgangspunkt i metodedelen og tidligere presenterte boligmodeller, konstruere økonometriske modeller hvor formålet er å forklare utviklingen i boligprisene både på landsbasis og i Oslo. Som nevnt tidligere, kan en variabel ha statistisk innvirkning på boligprisene uten at denne variabelen nødvendigvis har støtte fra økonomisk teori. Det kan føre til problematikk forbundet med modellens pålitelighet og gjøre den uanvendbar. For å unngå denne problematikken er forklaringsvariablene vi har inkludert i modellene, utvalgt på bakgrunn av analysen utført i kapittel 7 som baserer seg på økonomisk teori om prismekanismene i boligmarkedet.

### 9.1 Presentasjon av variablene og forventninger til stasjonæritet

Vi vil i de kommende avsnittene presentere de ulike variablene vi vurderer å inkludere i våre modeller, samt opplyse om variablene inkluderes som reelle eller nominelle størrelser og/eller sesongjusteres. I situasjoner hvor en variabel kan måles på ulike måter (som for eksempel husholdningenes inntekt), vil vi redegjøre for hvilket mål av variabelen vi har benyttet oss av<sup>1</sup>. I tillegg vil vi presentere våre forventninger til variablenes stasjonæritet, samt kort oppsummere de ulike variablenes forventede effekt på boligprisene. Våre forventninger om hvordan en variabel vil utvikle seg på lang sikt ved et eksogent sjokk, vil være av sentral betydning i vurderingen av stasjonæritet. Variablene vi har valgt å inkludere i videre testing og modellering er som følger

- Realboligpris
- Husholdningenes realrente etter skatt
- Samlet boligkapital i faste priser
- Husholdningenes disponible realinntekt
- Sesongjustert arbeidsledighet
- Husholdningenes forventninger
- Husholdningenes realbruttogjeld
- Befolkningsvekst (folketilvekst, nettoinnvandring, nettoinnflytting)

*Realboligpris* er den avhengige variabelen og inngår i modellen på landsbasis som SSB-indeksen. I modellen for Oslo inngår realboligprisen i form av EFF-indeksen Oslo. Fra 1985 til 1990 ble indeksen kun oppdatert årlig, og vi har utført lineær interpolering for å generere kvartalsvis data. Fra 1997 har

---

<sup>1</sup> Den tekniske beregningen av en variabel vil i enkelte tilfeller bli vist.

statistikken blitt oppdatert på månedlig basis, og vi har omgjort til kvartalsvis data ved å beregne gjennomsnittet for hver tremånedersperiode. Vi har deflatert indeksene med KPI i beregningen av realboligprisene. Vi vil også inkludere tilbakedaterte verdier av realboligprisene som forklaringsvariabler for å kunne avdekke boligprisenes eventuelle avhengighet av tidligere observasjoner.

Et sjokk i boligprisene kan for eksempel oppstå ved innføring av prisregulering slik tilfellet var i etterkrigsårene. Vår forventning er at et slikt sjokk vil ha en langsiktig virkning på boligprisene gitt at reguleringen vedvarer, og at boligprisene dermed vil stabilisere seg på et lavere nivå. Vi forventer dermed at boligpris er en ikke-stasjonær variabel siden den ikke vil returnere til et «normalnivå» på lang sikt etter et sjokk. Dette gjelder i hovedsak for nominelle boligpriser, mens man ved betraktning av realboligpriser også må ta hensyn til inflasjonsnivået i økonomien. Dette medfører at spørsmålet vedrørende variabelens stasjonærhet, ikke utelukkende kan besvares med et teoretisk utgangspunkt, men at man i tillegg må vektlegge empiri. Med utgangspunkt i vår estimeringsperiode, forventer vi at realboligprisen er en ikke-stasjonær variabel. I tillegg forventer vi at boligprisene i tilbakedaterte verdier, vil ha positiv effekt på boligprisene.

*Husholdningens disponible realinntekt* inngår i begge modellene som en forklaringsvariabel. På bakgrunn av effekten endrede skattereformer kan ha på disponibel inntekt, har vi justert den disponible inntekten for utbyttebetalinger, før vi deretter har deflatert den med KPI<sup>1</sup>. Et eksogent sjokk i husholdningenes disponible inntekt kan for eksempel forekomme ved en uforventet nominell lønnsøkning. I de fleste industrialiserte økonomier vil inntekten per innbygger ha en oppadgående trend som vil resultere i bedret livsstandard etter hvert som årene passerer (Lewbel & Ng, 2005). Dette er en naturlig utvikling med utgangspunkt i at vi med tiden blir mer effektive og at produktiviteten stadig bedres. Da vi operer med reelle størrelser, oppstår samme problematikk omtalt i forbindelse med realboligpris. Vi forventer likevel med utgangspunkt i vår estimeringsperiode at realdisponibel inntekt vil være en ikke-stasjonær variabel. På bakgrunn av denne tendensen vil vi forvente at variabelen er ikke-stasjonære siden effekten av sjokket ikke dør ut med tiden. Ved fremtidig regresjonsanalyse forventer vi at variabelen vil ha positiv effekt på boligprisene.

*Sesongjustert arbeidsledighet* inngår i begge modellene som en forklaringsvariabel. Et eksogent sjokk i arbeidsledigheten kan for eksempel forekomme ved endrede strukturelle forhold i arbeidsmarkedet. Teorien om Phillipskurven impliserer at det eksisterer en autonom, strukturelt bestemt

---

<sup>1</sup> Jfr. avsnitt 7.2

likevektsledighet i arbeidsmarkedet. Tatt i betraktning at mange land de senere årene har hatt vedvarende høy ledighet, er det reist tvil om teorien er en god beskrivelse av virkeligheten (Langørgen, En økonometrisk analyse av lønnsdannelsen i Norge, 1993). I en situasjon hvor ledigheten ligger over likevektsnivået i en lengre periode, kan likevekten blir trukket oppover. Teorien kalles hysteresis og prøver å gi mulige forklaringer på hvordan strukturelle forhold ved arbeidsmarkedet kan forårsake økt arbeidsledighet over tid, selv om det ikke finner sted noen synlige endringer i disse forholdene og sjokket i utgangspunktet er forbigående (NOU, 2000)<sup>1</sup>. Teorien om hysteresis støtter ikke teorien om at arbeidsledighet er en stasjonær variabel, som er utgangspunktet i Phillipskurven, og det er empirisk funnet en viss støtte for hysteresis-hypotesen i de aller fleste land, inkludert Norge (Røed, 1996). Basert på argumentasjon presentert over forventer vi at eksogene sjokk vil ha en langsiktig effekt på arbeidsledigheten og at variabelen er ikke-stasjonær. Ved fremtidig regresjonsanalyse forventer vi at arbeidsledigheten vil ha negativ effekt på boligprisene.

*Husholdningenes forventninger* inngår i begge modellene som en forklaringsvariabel i form av den justerte hovedindikatoren til TNS Gallup<sup>2</sup>. Eksogene sjokk som for eksempel naturkatastrofer, finanskriser eller terroristangrep, vil kunne gi sterke negative utslag på kort sikt siden variabelen baserer seg på husholdningens forventninger om fremtiden. Hvordan husholdningenes forventninger oppfører seg på lang sikt, vil i hovedsak være et empirisk spørsmål. Det kan for eksempel forekomme regimeskifter som gir varige utslag i husholdningenes forventninger, som vil medføre at variabelen er ikke-stasjonær. Men det er også et sannsynlig scenario at et negativt sjokk ikke vil medføre varige endringer i husholdningenes forventninger i et langsiktig perspektiv. Folk er ofte normalt optimistiske om fremtiden og glemmer fort negative hendelser som har inntruffet i fortiden. Jacobsen & Naug kunne blant annet rapportere i artikkelen «Hva driver boligprisene?» at endret arbeidsledighet slår raskere ut i husholdningenes forventninger til landets økonomi enn forventningene til deres egen økonomi. I tillegg er det utført empirisk forskning omhandlende tilstedeværelsen av «optimisme bias», som innebærer at en person vurderer sannsynligheten for at en negativ hendelse skal inntreffe en selv som mindre enn at den vil inntreffe andre (Price, Pentecos, & Voth, 2002). Dette er faktorer som kan underbygge oppfattelsen om at folk generelt er optimistiske. Basert på denne argumentasjonen, samt vår estimeringsperiode tatt i betraktning, forventer vi at variabelen vil være stasjonær. I tillegg forventer vi at den vil ha en positiv effekt på boligprisene ved fremtidig regresjonsanalyse.

---

<sup>1</sup> For eksempel kan det tenkes at gunstige dagpengeordninger ikke representerer noe stort problem for sysselsettingen så lenge de økonomiske forholdene er stabile, og få personer kastes ut i ledighet. Men under mer turbulente forhold med høy ledighet kan dagpengesystemene sette i gang dynamiske prosesser som gjør det vanskelig å vende tilbake til det opprinnelige ledighetsnivå igjen (NOU, 2000).

<sup>2</sup> Det er TNS Gallup som har justert variabelen.

*Samlet boligkapital i faste priser (k83)* er nasjonalregnskapets kapitalbeholdningsbegrep og inngår som en forklaringsvariabel i modellen på landsbasis. Ved beregningen av k83 tas det utgangspunkt i en initial beholdning langt tilbake i tid som hvert kvartal tillegges bruttoinvesteringer (deflatert med prisindeks for investeringer) og fratrekkes beregnet kapitalslit. I avsnitt 7.6 analyserte vi utviklingen i både byggekostnader og antall igangsatte boliger, men i forbindelse med videre modelleringen anser vi disse to variablene som integrert i utviklingen i samlet boligkapital. Ved estimeringen av modellen for Oslo skulle vi optimalt sett hatt tilgang til utviklingen i samlet boligkapital spesifikt for Oslo. Det eksisterer derimot ikke tallgrunnlag for å kunne måle denne utviklingen, og vi har derfor valgt å inkludere variabelen k83 i begge modeller.

Et eksogent sjokk i samlet boligverdi kan forekomme ved for eksempel naturkatastrofer eller krig som ofte reduserer den totale boligmassen drastisk. Vi vil derimot forvente at det etter slike hendelser omtalt over, forekommer betydelige boliginvesteringer i gjenoppbyggingsfasen og at boligmassen på sikt vil vokse. Tidligere har vi argumentert for at nybyggingsraten overgår depresieringsraten ved normaltillstander i boligmarkedet, og basert på disse antakelsene vil vi forvente at variabelen er ikke-stasjonær. Ved fremtidig regresjonsanalyse forventer vi på kort sikt at utviklingen i samlet boligkapital ikke vil ha effekt på boligprisene, mens vi på lang sikt forventer at den vil ha en negativ effekt.

*Husholdningenes realrente etter skatt* inngår i begge modellene som en forklaringsvariabel. Den nominelle utlånsrenten er basert på gjennomsnittlig rente på lån til husholdninger fra private finansinstitusjoner. Renten er kalkulert som en veid gjennomsnittrente inklusive provisjoner på rammelån sikret med pant i bolig (SSB, 2013:6). Renten etter skatt avhenger av den marginale skattesatsen på rentefradraget og inflasjon. Før skattereformen av 1992 hadde husholdningene fullt fratregg for gjeldsrenter, mens marginalsattesatsen var høy og varierte. Etter innføringen av skattereformen 1992 ble koblingen mellom marginalsatt og rentefradraget fjernet og erstattet med et flatt fradrag på 28 prosent<sup>1</sup>. Husholdningenes gjennomsnittlig realrente etter skatt er kalkulert som<sup>2</sup>

$$\frac{\text{nominell rente} \cdot (1 - \text{marginal skattesats}) - \text{inflasjon}}{(1 + \text{inflasjon})}$$

<sup>1</sup> Fullt fratregg av gjeldsrenter i kombinasjon med høye marginalsatter, gav særskilte incentiver til å ta opp boliglån. Etter innføringen av skattereformen 1992 ble koblingen mellom marginalsatt og rentefradraget fjernet og erstattet med et flatt fradrag på 28 prosent som medførte at boliglån ble mindre skattemessig lukrativt for de fleste husholdningene (Sommervoll, 2007).

<sup>2</sup> KPI er benyttet som deflator. Norges Bank deflaterer KPI ved beregningen av realrente, jfr. (Bernhardsen & Kloster, 2010)

Et eksogent sjokk i husholdningenes utlånsrente kan forekomme ved at Norges Bank endrer styringsrenten som kan ha sterk innvirkning både husholdningenes realrente og tilstanden i økonomien. Styringsrenten er pengepolitikens viktigste verktøy for å korrigere for uønsket utvikling som høy inflasjon eller lav vekst, gjennom å påvirke de korte rentene i interbankmarkedet. Vi vil derimot forvente at sjokkets effekt på økonomien vil være forbigående og at den på lang sikt vil returnere til et normalnivå som også vil være gjeldende for både utlåns- og styringsrenten. Vi anser lengden på vår estimeringsperiode som tilstrekkelig til å kunne forvente at husholdningenes skattejusterte realrente er en stasjonær variabel<sup>1</sup>. Ved fremtidig regresjonsanalyse forventer vi at renten vil ha en negativ effekt på boligprisene.

*Husholdningenes realbruttogjeld* inngår i begge modellene som en forklaringsvariabel. Et eksogent sjokk i husholdningenes bruttogjeld kan forekomme ved for eksempel en deregulering av kredittmarkedet. Dette vil øke husholdningenes utestående bruttogjeld, og på lik linje med disponible inntekt, vil vi ikke forvente at effekten av sjokket vil dø ut med tiden<sup>2</sup>. Vi forventer dermed at variabelen er ikke-stasjonær innen vår estimeringsperiode. Med utgangspunkt i forskningsrapporten til Anundsen & Jansen hvor det konkluderes med at et sjokk i den aggregerte gjelden vil føre til stigende boligpriser, forventer vi at variabelen vil ha positiv effekt på boligprisene ved fremtidig regresjonsanalyse<sup>3</sup>. I den samme rapporten påvises det et selvforsterkende forhold mellom økende boligpriser og stigende gjeldsopptak. Dette gjensidige forholdet mellom de to variablene kan ved økonometrisk modellering forårsake simultanitetproblemer som innebærer at boligpris og gjeld blir bestemt samtidig. Ved å ta utgangspunkt i en etterspørsel- og tilbudsfunksjon, kan problemet eksemplifiseres.

$$Q = \beta_0 - \beta_1 P + u \text{ (etterspørsel)}$$

$$P = \alpha_0 + \alpha_1 Q + v \text{ (tilbud)}$$

Dersom det forekommet et sjokk i feilledet,  $u$ , ser man at  $P$  og  $u$  er korrelerte. En av de viktige forutsetningene for OLS, er forutsetningen om forventningsrette estimatorer, som ved simultanitet vil være brutt<sup>4</sup>. Forenklet kan det beskrives ved at høyere priser vil ha en effekt på tilbudet, og tilbudet vil ha en effekt på prisene som igjen vil ha en effekt på etterspørselen.

<sup>1</sup> Gitt at vi estimerer vår modell med utgangspunkt i en begrenset tidsperiode er det likevel fullt mulig at variabelen viser seg å være ikke-stasjonær selv om dette ikke er i samsvar med vårt økonomiske resonnement over variabelens oppførsel på lang sikt.

<sup>2</sup> Oppstår samme problematikk forbundet med nominelle vs. reelle størrelser kommentert i forbindelse med realboligpris og realdisponibel inntekt.

<sup>3</sup> Jfr. avsnitt 7.1

<sup>4</sup>  $\text{corr}(u, P) = 0$



$$u \uparrow \Rightarrow Q \uparrow (\text{tilbud}) \text{ --- } \Rightarrow Q \uparrow \Rightarrow P \uparrow (\text{etterspørsel})$$

I forbindelse med testing av befolkningsvekstens effekt på boligprisene, vil vi inkludere ulike forklaringsvariabler avhengig av hvilken modell som estimeres. I modellen på landsbasis vil vi inkludere folketilvekst og nettoinnvandring som forklaringsvariabler, mens vi i den regionale modellen for Oslo vil inkludere folketilvekst i Oslo og nettoinnflytting til Oslo.

Tabell 4. Definisjon av forklaringsvariabler

Forklaringsvariabler	Inngår i modell	Definisjon
Folketilvekst	Norge og Oslo	$\frac{\text{Folketilvekst}_t}{\text{Folkemengde}_{t-1}}$
Nettoinnvandring	Norge	$\frac{\text{Nettoinnvandring}_t}{\text{Folkemengde}_{t-1}}$
Nettoinnflytting <sup>1</sup>	Oslo	$\frac{\text{Nettoinnflytting}_t}{\text{Folkemengde}_{t-1}}$

Et eksogent sjokk i befolkningsveksten kan forekomme ved endrede politiske reguleringer relatert til for eksempel arbeidsinnvandring. Norge har siden utvidelsen av EU/EØS i 2004 og 2007 vært et av landene med høyest arbeidsinnvandring i forhold til folketall i Europa (NOU, 2012:3). På bakgrunn av den sterke befolkningsveksten som har funnet sted i Norge og Oslo generelt det siste tiåret forventer vi at et eksogent sjokk vil ha permanent virkning på befolkningsveksten, og at variabelen dermed vil være ikke-stasjonær. Når det gjelder våre forventninger til befolkningsvekstens effekt på boligprisene er vi usikre på koeffisiens fortegn på bakgrunn av resultater fra empirisk forskning diskutert i avsnitt 7.8. Veksten i boligprisene har i de siste 20 vært enorm både på landsbasis og i Oslo, og i kombinasjon med antydningene til at det har oppstått et betydelig etterslep i boligbyggingen sammenliknet med befolkningsveksten under finanskrisen, forventer vi at befolkningsveksten vil ha positiv effekt på boligprisene i begge modellene.

## 9.2 Stasjonærhetsanalyse

Den mest vanlige stokastiske prosessen er hvit støy som er en tilfeldig prosess hvor suksessive observasjoner er fullstendig ukorrelert med hverandre. I et grafisk tidsplot vil en slik prosess typisk bevege seg usystematisk, som er definisjonen på en stasjonær prosess. I forbindelse med

<sup>1</sup> Flyttinger mellom Norge og utlandet er altså regnet med i alle netto flyttetall (SSB, 2013:6).

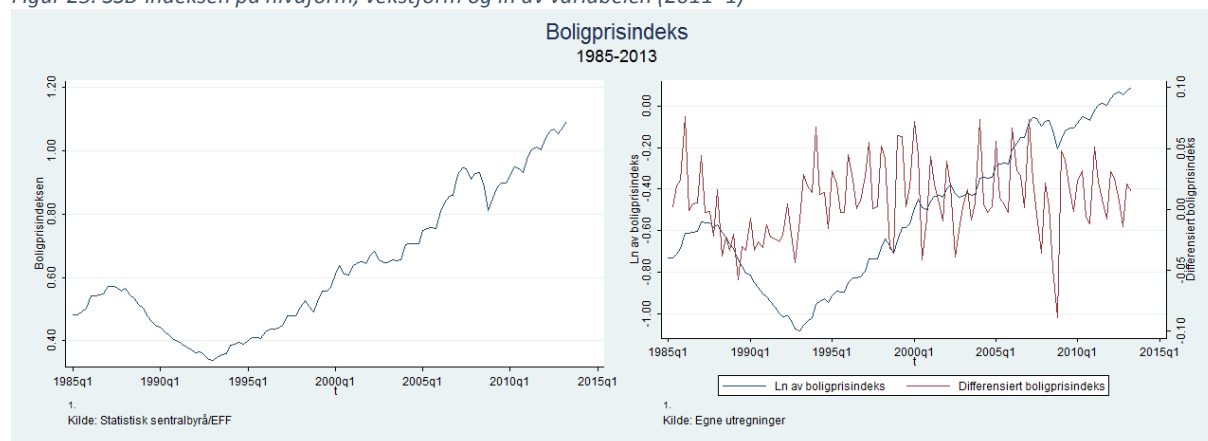
tidserieanalyse er stasjonære prosesser en forutsetning, men faktum er derimot at tidsserier sjeldent er stasjonære. Dersom en benytter ikke-stasjonære tidsserier i OLS kan det føre til spuriøse regresjonsresultater som vil føre til at betaestimatene blir feil og t-verdiene ugyldige. Hypotesetesting vil dermed ikke være pålitelig (Gujarati og Porter 2010). Ved å studere tidsseriediagrammene kan man få innblikk i om variablene inneholder trend, sykler eller sesongvariasjoner i vurderingen av stasjonærhet. På bakgrunn av økonomisk teori som tilsier at mange tidsserier kan gjøres stasjonære ved differensiering, vil vi i de neste avsnittene presentere de utvalgte variablene grafisk på nivå- og vekstform. I tillegg vil vi utføre en ADF-test hvor vi benytter oss av et forkastningsnivå på 5 prosent.

### 9.2.1 Realboligprisen

Det fremstår i figur 30 og 31 at realboligprisen er en ikke-stasjonær variabel. For å underbygge denne oppfatningen tester vi utviklingen i tidsserien med ADF-testen for å underbygge forventningene våre. SBIC, HQIC og AIC er i stasjonærhetsanalysen blitt benyttet sammen med økonomisk teori i bestemmelsen av antall lags i ADF-testen. Da vi har relativt få observasjoner må vi vekte valget av antall lags mot tap av frihetsgrader. Tap av frihetsgrader vil øke standardfeilen til feilleddet, mens bruk av for få lags vil øke risikoen for autokorrelerte feilledd. Basert på tidligere studier og økonomisk teori er det naturlig å velge 4-6 lags for kvartalsvise data. I ADF-testene som følger har vi testet både med og uten trend og for flere tidsforskyvninger for hver variabel.

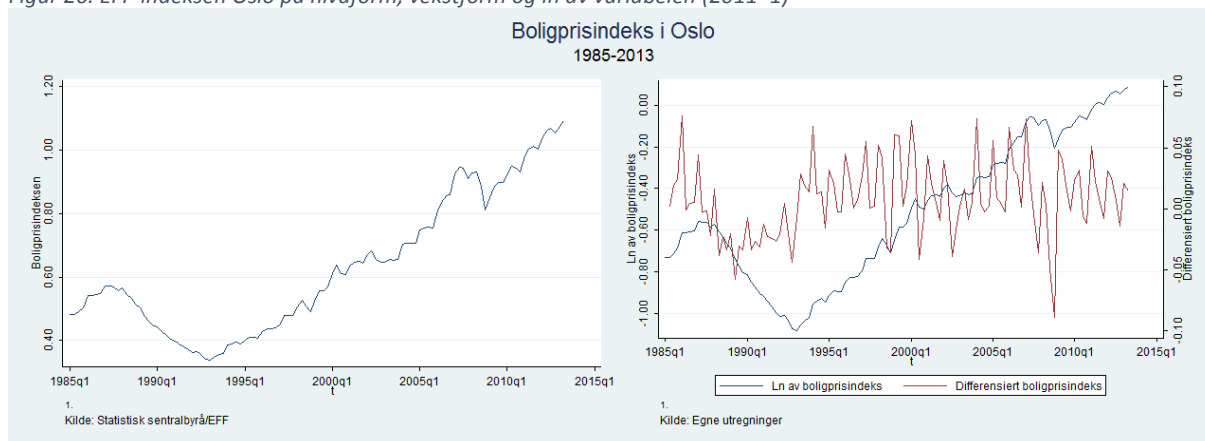
I figur 30 ser vi en tydelig øking og deterministisk trend fra starten av 1990-tallet, og variabelen ser også ut til å følge et relativt lineært mønster med unntak av et avvik under finanskrisen i 2008-2009. ADF-testen gav en entydig konklusjon, og vi ikke kunne forkaste nullhypotesen i noen av tilfellene. Variabelen er dermed ikke-stasjonær på nivåform.

Figur 25. SSB-indeksen på nivåform, vekstform og  $\ln$  av variabelen (2011=1)



I figur 30 ser man at den differensierte tidsserien følger et mye mer sporadisk mønster og beveger seg relativt konstant rundt gjennomsnittet. Vi testet denne variabelen med konstant og uten trend med forskjellige tidsforskyvninger. Konklusjonen fra ADF-testen var entydig, og vi kunne forkaste nullhypotesen i alle tilfellene. Vi konkluderer med at SSB-indeksen er integrert av første orden,  $I(1)$ .

Figur 26. EFF-indeksen Oslo på nivåform, vekstform og  $\ln$  av variabelen (2011=1)

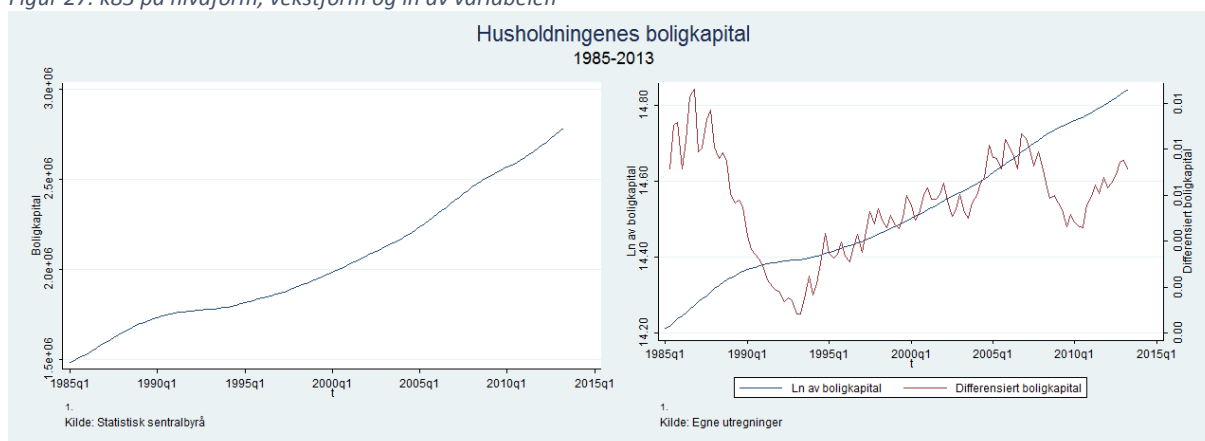


Vi ser i figur 31 at EFF-indeksen Oslo i stor grad sammenfaller med utviklingen i SSB-indeksen. Vi har utført de samme testene som beskrevet over, og vi fastslår dermed at EFF-indeksen Oslo er en  $I(1)$  variabel.

### 9.2.2 Samlet boligkapital i faste priser (k83)

I figur 32 ser vi at variabelen i all hovedsak har steget jevnt fra 1993, og vi observerer en tydelig deterministisk trend. Vi tillegger derfor trend når vi tester for variabelens stasjonæritet. Ved hjelp av «varsoc»-funksjonen i STATA kontrollerer vi for optimalt antall lags, og vi finner at samtlige av informasjonskriteriene foreslår fire lags. I tråd med forventningene våre, viser ADF-testen at denne variabelen er ikke-stasjonær på nivåform.

Figur 27. k83 på nivåform, vekstform og  $\ln$  av variabelen

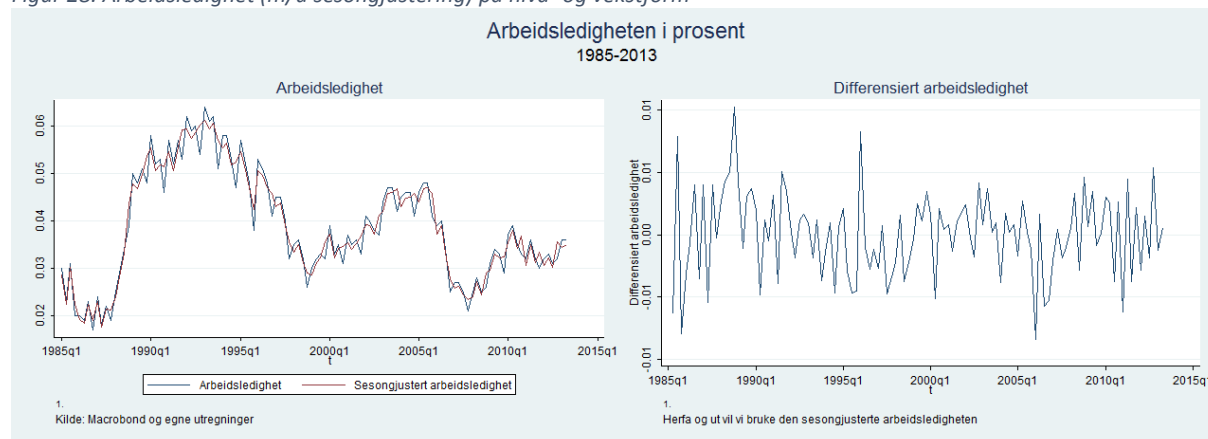


Ved første øyeblikk ser ikke den differensierte variabelen stasjonær ut da man ifra slutten av 1980-tallet ser en tydelig negativ trend som kan ha sammenheng med lavkonjunkturen som fant sted i norsk økonomi på denne tiden. Fra 1993 fremstår derimot variabelen relativt stasjonær med en oppadgående trend. På bakgrunn av overnevnte observasjoner, har vi i dette tilfellet utført ADF-testen både med og uten trend, samt benyttet ulike tidsforskyvninger. Ved bruk av fem og seks lags, både med og uten trend, kunne vi forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonærhet. Vi konkluderer dermed med at variabelen er integrert av første orden.

### 9.2.3 Sesongjustert arbeidsledighet

En av tidsseriene som kan avhenge sterkt av sesongmessige variasjoner, er arbeidsledigheten. Ved å betrakte utviklingen i den ukorrigerede serien vil det være vanskelig å foreta meningsfulle vurderinger, og vi har derfor valgt å sesongjustere denne størrelsen<sup>1</sup>. SBIC og HQIC foreslår 1 lag, mens AIC velger 3 lags. I figur 33 er det ingen spesielle antydninger til trend, og vi velger å teste den sesongjusterte variabelen for stasjonærhet med 1 og 3 lags uten trend og med konstant. Våre forventninger om at variabelen er ikke-stasjonær stemmer overens med den statistiske testen da vi ikke kan forkaste nullhypotesen om at variabelen er ikke-stasjonær i noen av tilfellene.

Figur 28. Arbeidsledighet (m/u sesongjustering) på nivå- og vekstform



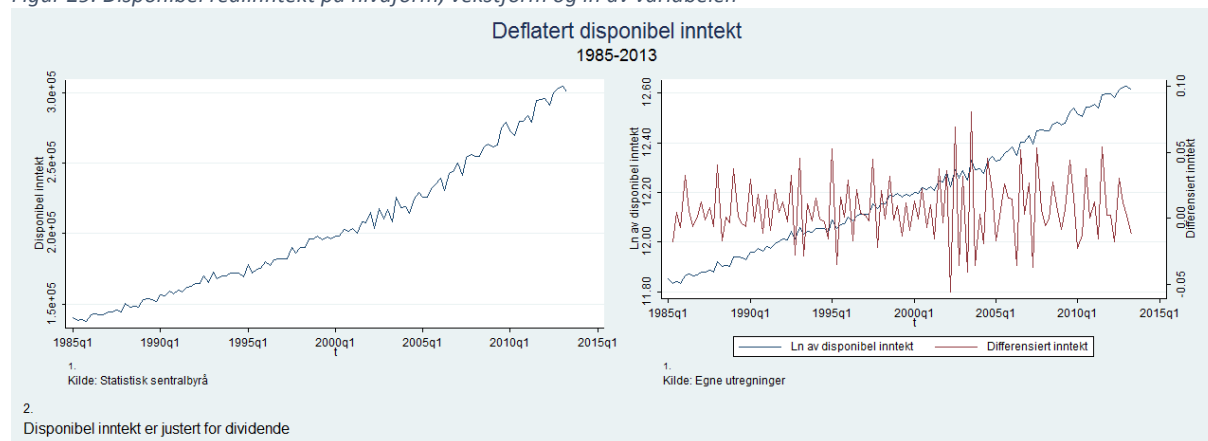
Videre differensierer vi den sesongjusterte variabelen for å vurdere om variabelen er integrert av første orden. Fra den grafiske fremstillingen ser vi at det er antydninger til at punktene varierer usystematisk rundt gjennomsnittet, og variabelen fremstår stasjonær. ADF-testen understøttet denne oppfatningen, og vi kunne forkaste nullhypotesen og trekker slutningen at den differensierte sesongjusterte arbeidsledigheten er stasjonær.

<sup>1</sup> Metoden vi har brukt for å sesongjustere data er nøye beskrevet i metoddelen, jfr. avsnitt 8.2.

## 9.2.4 Husholdningenes disponible realinntekt

Våre forventninger til denne variabelen innebar ikke-stasjonæritet, og i figur 33 ser vi at husholdningens disponible realinntekt har økt jevnt fra starten av tidsperioden. Vi observerer en tydelig oppadgående deterministisk trend og muligens en eksponentiell økning fra 2000-tallet. Samtlige av informasjonskriteriene foreslo 4 lags, og vi kunne ikke forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonæritet i ADF-testen.

Figur 29. Disponibel realinntekt på nivåform, vekstform og Ln av variabelen

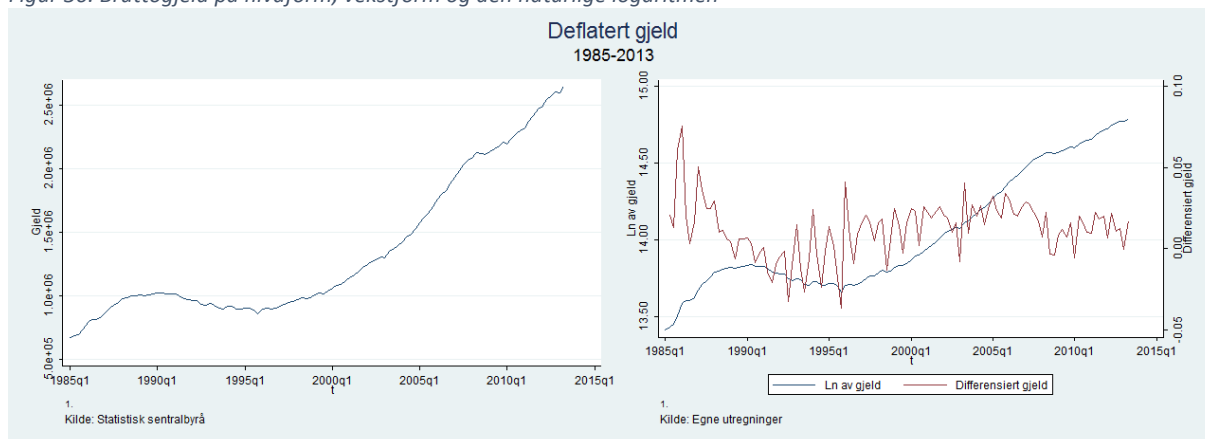


Den differensierte verdien av husholdningenes disponible realinntekt ser i likhet med de forrige variablene, ut til å være stasjonær. Vi testet stasjonæriteten av den differensierte variabelen med flere ulike tidsforskyvninger, og vi kunne i samtlige tilfeller forkaste nullhypotesen. Vi konkluderer dermed med at variabelen er intergrert av første orden.

## 9.2.5 Husholdningenes realbruttogjeld

I likhet med boligkapitalen kan vi se antydninger til en økende tendens fra omtrent midt på 1990-tallet, og variablene ser ut til å ta en eksponentiell form med unntak av under finanskrisen hvor det finner sted en nedjustering. Dette er klare indikasjoner på at variabelen er ikke-stasjonær på nivåform. Samtlige av informasjonskriteriene støttet oppom at det korrekte antallet lags var 4, og vi inkluderte i tillegg trend. I tråd med forventningene våre viste ADF-testen at vi ikke kunne forkaste nullhypotesen som medfører at variabelen er ikke-stasjonær.

Figur 30. Bruttogjeld på nivåform, vekstform og den naturlige logaritmen

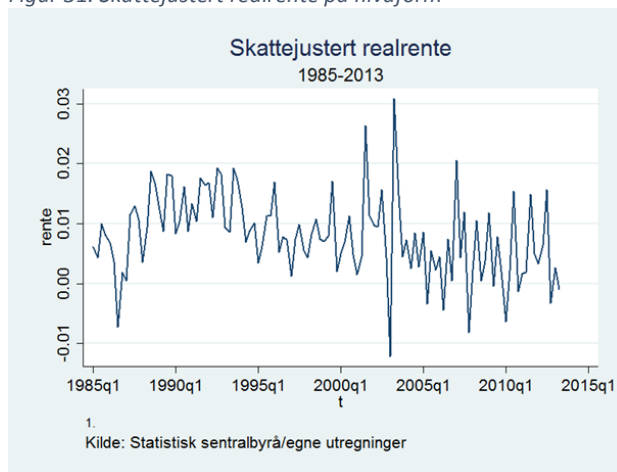


Den differensierte variabelen viser ingen klare tegn på trend, og beveger seg usystematisk rundt gjennomsnittet. ADF-testen viste at vi kunne forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonæritet på samtlige lags, og vi fastslår dermed at variabelen er stasjonær på differensiert form.

### 9.2.6 Husholdningenes realrente etter skatt

Renten er en av de variablene der stasjonæritet har vært meget omdiskutert. Over kortere tidsperioder kan renten opptre som en ikke-stasjonær variabel, men på lang sikt er det rimelig å anta at den tar en stasjonær form. I tråd med forventningene anser vi vår estimeringsperiode som tilstrekkelig til å kunne anta at renten er en stasjonær variabel på nivåform - en  $I(0)$  variabel.

Figur 31. Skattejustert realrente på nivåform



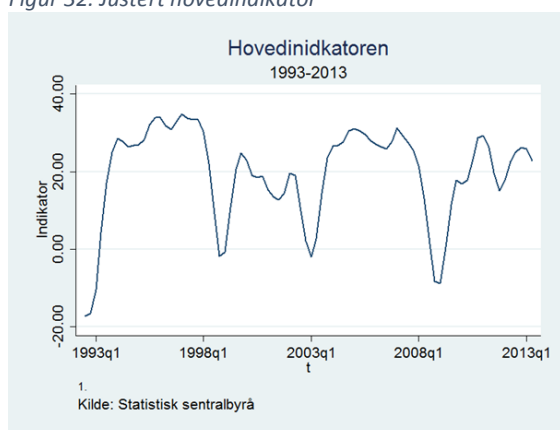
I figur 35 ser det ut til at datapunktene beveger seg relativt tilfeldig rundt gjennomsnittet med noen få unntak, og vi kan i tillegg se en svak antydning til en negativ trend. For denne variabelen viste informasjonskriteriene noe ulike konklusjoner, og vi besluttet å utføre ADF-testen med flere tidsforskyvninger, både med og uten trend. I samtlige tester kunne vi forkaste nullhypotesen, og vi

konkluderer med at renten er en stasjonær variabel og at de lineære egenskapene eksisterer og er tidsuavhengige.

### 9.2.7 Husholdningenes forventninger

Hovedindikatoren ble ikke opprettet før i slutten av 1992, og tidsserien er derfor noe kortere enn de andre variablene. I figur 36 ser vi tydelige negative forventninger ved fire anledninger, men til tross for disse fire «avstikkerne» ser variabelen ut til å bevege seg sporadisk rundt gjennomsnittet.

Figur 32. Justert hovedindikator



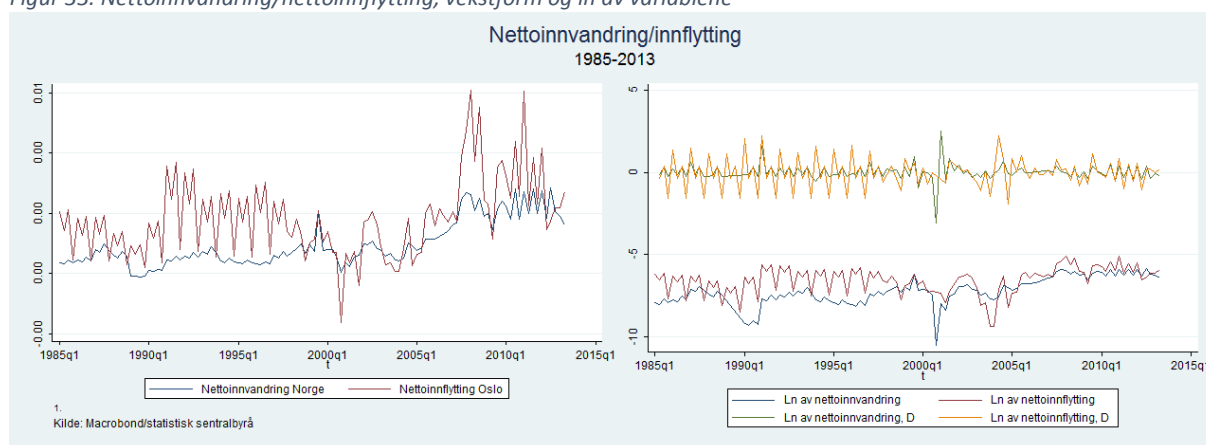
Vi tolker den grafiske fremstilling i retningen av at variabelen er stasjonær, som er i tråd med våre forventninger. Variabelen ser ikke ut til å ha noen spesiell trend og informasjonskriteriene foreslo lags i intervallet 2-4. Basert på dette valgte vi å teste variabelen med flere tidsforskyvninger og konstant, men uten trend. ADF-resultatene støttet opp under forventningene og den grafiske fremstillingen ved å forkaste nullhypotesen i samtlige tester. Vi trekker slutningen om at variabelen er stasjonær og dermed en  $I(0)$  variabel.

### 9.2.8 Nettoinnvandring til Norge og nettoinnflytting til Oslo

I utgangspunktet tenderte våre forventninger mot at nettoinnvandring og nettoinnflytting var ikke-stasjonære variabler. Nettoinnvandringen i Norge ser ut til å ha en deterministisk oppadgående trend fra 2004 og frem til slutten av 2007 som muligens kan skyldes utvidelsen av EU/EØS i 2004 og 2007. Nettoinnflyttingen til Oslo ser derimot ut til å være noe mer stasjonær. Den markante økning i nettoinnvandringen på landsbasis i 2004, ser ikke ut til å ha umiddelbar innvirkning på nettoinnflyttingen til Oslo, og nettoinnflyttingen til Oslo fluktuerer mer enn nettoinnvandringen på landsbasis i perioden 2004-2007.

For nettoinnvandringen på landsbasis foreslo samtlige informasjonskriterier 4 lags. I ADF-testen inkluderte vi trend og fant ut at vi ikke kunne forkaste nullhypotesen, som medfører at variabelen er ikke-stasjonær. Dersom vi derimot fjernet tidsforskyvningene, men beholdt trend, kunne vi forkaste nullhypotesen. For nettoinnflyttingen til Oslo foreslo samtlige informasjonskriterier 4 lags, men ADF-testen returnerte tvetydige svar også i dette tilfellet ved å forkaste og beholde nullhypotesen avhengig av antall lags og tilstedeværelsen av trend. Resultatene fra ADF-testen indikerer at det er forbundet usikkerhet til hvilke egenskaper disse to variablene innehar, og vi vil i videre modellering behandle disse med varsomhet.

Figur 33. Nettoinnvandring/nettoinnflytting, vekstform og ln av variablene



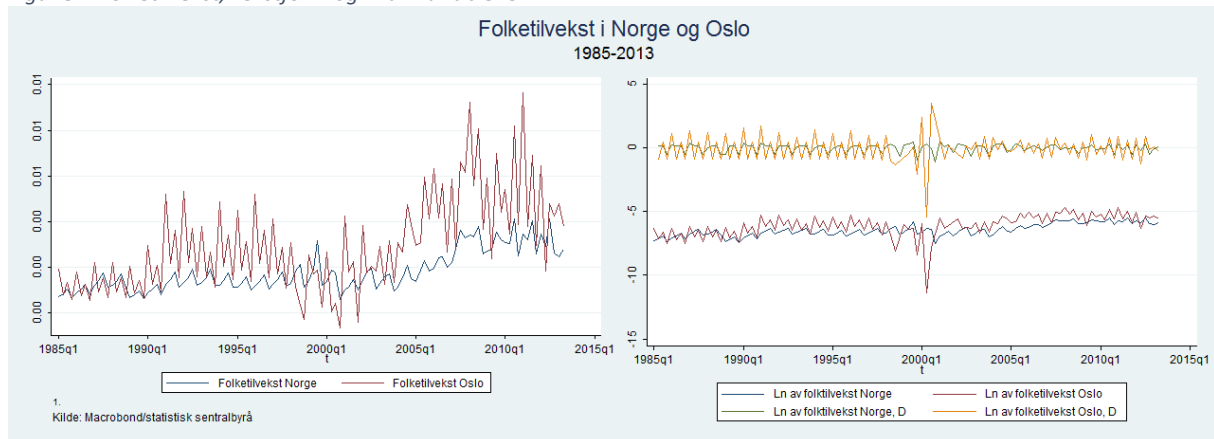
Videre tok vi første differansen av variablene for å undersøke om disse kan klassifiseres som  $I(1)$  variabler. Informasjonskriteriene var enig om 4 lags på de differensierte dataene, og det var heller ikke tegn til trend. Både med og uten konstant kunne vi forkaste nullhypotesen for begge variablene, og vi konkluderer med at tidsseriene er stasjonære på differensiert form.

### 9.2.9 Folketilvekst i Norge og Oslo

I figur 38 kan vi se at både folketilveksten på landsbasis og i Oslo har antydninger til å inneholde en oppadgående trend fra 2004 i likhet med nettoinnvandringen på landsbasis diskutert over. I tråd med våre forventninger ser begge variablene ut til å være ikke-stasjonære. Både AIC, HQIC og SBIC antyder 4 lags for begge variablene. I tillegg inkluderte vi trend i ADF-testen, men vi kunne ikke forkaste nullhypotesen for noen av tidsseriene. I tråd med forventningene våre ser begge variablene ut til å ikke være stasjonære på nivåform.



Figur 34. Folketilvekst, vekstform og ln av variablene



Vi ser at den differensierte variabelen for begge tidsseriene har antydninger til å være stasjonær. Med unntak av 2000, beveger datapunktene for både for Norge og Oslo seg relativt sporadisk rundt gjennomsnittet og følger dermed prosessen til hvit støy. Vi testet de differensierte tidsseriene med 4 lags og uten trend. Begge variabelene viste seg å være stasjonære på 1%-nivå, og vi trekker slutningen at variablene er stasjonære på differensiert form.

Tabell 5. Oversikt over ADF-resultater

Variabel	Antall lags	Med konstant og trend	Med konstant, uten trend	Uten konstant og trend
Ln av boligprisen i Norge	5	-2.786	-	-
Ln av boligprisen i Oslo	5	-3.070	-	-
Ln av disponibel inntekt	4	-0.459	-	-
Ln av gjeld	5	-2.964	-	-
Ln av boligkapitalen	5	-1.473	-	-
Renten	1	-7.231**	-	-
Arbeidledigheten	1	-1.861	-1.700	-0.305
Hovedindikatoren	1	-	-6.743**	-2.609**
Ln av folketilvekst Norge	4	-3.249	-	-
Ln av innvandring Norge	4	-2.749	-	-
Ln av folketilvekst Oslo	2	1.372	-	-
Ln av innflytting Oslo	4	-3.063	-	-
$\Delta$ Ln boligprisen i Norge	5	-	-3.320*	-3.147**
$\Delta$ Ln boligprisen i Oslo	5	-	-3.085*	-2.929 **
$\Delta$ Ln disponibel inntekt	4	-	-5.139**	-
$\Delta$ Ln gjeld	5	-	-	-2.415 *
$\Delta$ Ln boligkapitalen	5	-	-3.032*	-
$\Delta$ Arbeidsledighet	1	-	-12.213**	-12.256**
$\Delta$ Folketilvekst Norge	4	-	-4.621**	-4.541**
$\Delta$ Innvandring Norge	4	-	-4.956**	-4.922**
$\Delta$ Folketilvekst Oslo	4	-	-5.286**	-5.308**
$\Delta$ Innflytting Oslo	4	-	-5.987**	-5.967 **

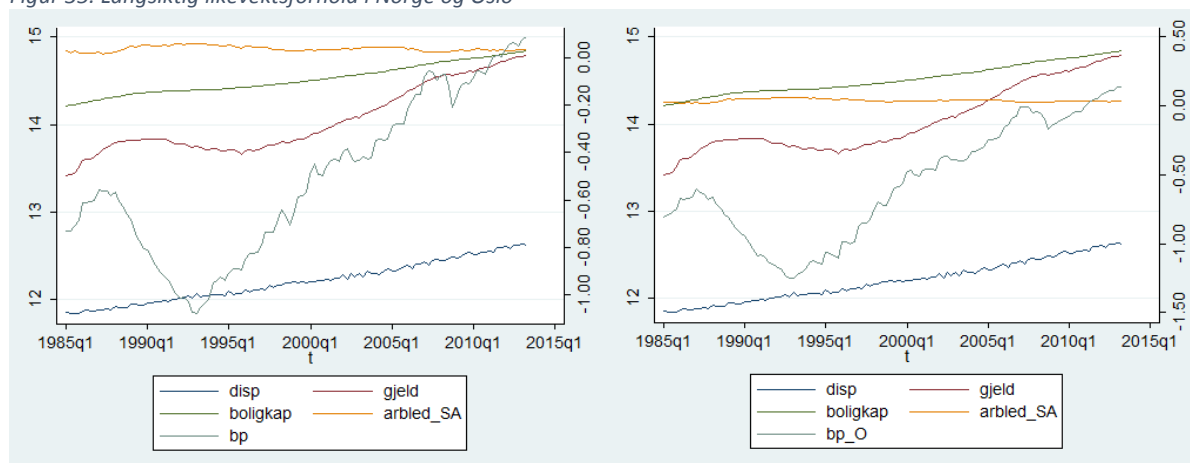
\*=stasjonær på 5 %, \*\*=stasjonær på 1%

### 9.3 Kointegrerte variabler

Den generelle regelen ved benyttelse av minste kvadraters metode, er å kun inkludere variabler som er stasjonære siden bruken av ikke-stasjonære variabler vil kunne føre til spuriøse resultater (Brooks, 2008). Det er imidlertid ett unntak, og det er hvis to eller flere ikke-stasjonære variabler er kointegrerte. Kointegrasjon mellom to eller flere variabler vil si at forholdet mellom variablene er stasjonære, og derfor kan de brukes i en regresjonsmodell (Wooldridge, 2008). Det er avgjørende at de kointegrerte variablene har et plausibelt forhold, og vi har basert utvelgelsen av variablene på grafisk analyse (se figur 39) og økonomisk teori. I tillegg har vi støttet oss på variabler benyttet i boligprismodellen til Jacobsen & Naug og MODAG. Vi anvender Johansens multivariate kointegrasjonstest for å finne antall kointegrerte forhold mellom de utvalgte variablene. Alle variablene under med unntak av renten, er integrert av første orden, og i den grafiske fremstillingen under kan vi se antydninger til at de deler en felles stokastisk trend<sup>1</sup>. Testen bekreftet også at variablene kunne ha ett eller flere kointegrerte forhold.

- Realboligprisene
- Samlet boligkapital i faste priser (k83)
- Husholdningenes realinntekt
- Realbruttogjeld
- (Skattejustert realrente<sup>2</sup>)
- Sesongjustert arbeidsledighet

Figur 35. Langsiktig likevektsforhold i Norge og Oslo<sup>3</sup>



<sup>1</sup> Kointegrerte variabler deler en felles stokastisk trend, og det vil eksistere et langsiktig likevektsforhold variablene imellom (Fraser & Oyefeso, 2005).

<sup>2</sup> Skattejustert realrente er ikke inkludert i den endelige kointegrasjonsligningen. Begrunnelse følger i avsnittet.

<sup>3</sup> VS: k83, disponibel realinntekt, bruttogjeld, arbeidsledighet og SSB-indeksen. HS: k83, disponibel realinntekt, bruttogjeld, arbeidsledighet og EFF-indeksen Oslo

I Johansen-testen må man spesifisere antall tidsforskyvninger, tilstedeværelsen av konstant og type trend. Ved hjelp av de tre presenterte informasjonskriteriene og økonomisk teori valgte vi å bruke 5 lags i testen, noe som fremstår som rimelig siden vi operer med data på kvartalsnivå. Når  $g$  lags er inkludert i VAR-modellen, tilsvarer dette  $g - 1$  lags i VECM modellen, som medfører at vi ser på verdier ett år tilbake i tid. Videre følger spørsmålet om konstant og trend, og vi har i analysen av de kointegrerte variablene testet med ulike utgangspunkt for å observere om resultatene er relativt robuste mot eventuelle endringer. Likevel må man være forsiktig med å tilpasse dataene for å oppnå ønskede resultater.

*Konstantleddet:* I en analyse gjort av Matros og Weber (2010) der de studerte kointegrasjonen mellom NIBOR og de ulike pengemarkedsrentene, valgte de å inkludere en såkalt «restricted» konstant for å beskrive kointegrasjonsforholdet. Dersom vi inkluderer en konstant i den kointegrerende vektoren, antar man at det eksisterer en drift i forholdet mellom variablene. I en parvis kointegrasjonstest vil dette forholdet være enklere å oppdage da man kun forholder seg til to variabler. I vårt tilfelle har vi derimot fem variabler vi må forholde oss til, og valget mellom om å inkludere eller utelate en konstant blir vanskeligere å avgjøre.

*Trend:* I analysen av kointegrasjon i STATA legges det til rette for å inkludere enten en trend eller en «restricted» trend. Ved det førstnevnte tilfellet tillegges en lineær trend i de kointegrerte ligningene, som innebærer at de er trendstasjonære, mens det tillegges en kvadratisk trend i de udifferensierte dataene. I det sistnevnte tilfellet tillegges en «restricted» trend i modellen som betyr at vi antar at utviklingen i dataene på nivåform er lineære. Det siste alternativet er å ekskludere både trend og konstant. Ved denne spesifiseringen forutsetter man at de kointegrerte ligningene er stasjonære med gjennomsnitt lik null, og at de differensierte dataene, samt dataene på nivåform har gjennomsnitt lik null (STATA, 2013).

I den videre modelleringen har vi valgt å ekskludere både trend og konstant, da vi mener dette er spesifiseringen som er best tilpasset vår modell. Vi har i tillegg lagt merke til at hverken boligprismodellen til Jacobsen & Naug eller MODAG inkluderer konstant- og trendleddet. Dette vil forenkle tolkningen av den endelige regresjonsmodellen og gjøre den mer intuitiv. Vi har også valgt å «tvinge» Johansen kointegrasjonstest til å produsere én kointegrerende ligning ved å sette  $\text{rank}=1$ , som er en standard innstilling i STATA<sup>1</sup>. Dette medførte at renten, som i utgangspunktet skulle inngå i kointegrasjonsligningen, ble insignifikant både for Norge og Oslo. I tillegg gikk arbeidsledigheten fra å

---

<sup>1</sup> For detaljert beskrivelse jfr. avsnitt 8.8.1

være signifikant til å bli insignifikant ved inkludering av renten, og vi besluttet dermed å utelate renten fra den endelige kointegrasjonligningen<sup>1</sup>.

Den kointegrerte ligningen består av realboligpris, realbruttogjeld, disponibel realinntekt, boligkapital og sesongjustert arbeidsledighet. Vi bruker Johansen-testen for å finne feiljusteringsleddet, som ved senere regresjon returnerer justeringsparameteren. Denne parameteren er koeffisientestimatet til feiljusteringsleddet og måler hastigheten i feiljusteringen mot likevekt (Langørgen, 1993)<sup>2</sup>.

Den kointegrerte ligningen er vist under:

$$ce = bp - 1.865984 * disp - 0.6982715 * gjeld + 2.270914 * boligkap + 2,456441 * arbled\_SA$$

der

*ce = feiljusteringsligningen for de kointegrerte variablene*

*bp = realboligpris (SSB – indeksen)*

*gjeld = husholdningenes realbruttogjeld*

*disp = husholdningenes disponible realinntekt*

*boligkap = samlet boligkapital i faste priser (k83)*

*arbled\_SA = Sesongjustert arbeidsledighet*

Før vi implementerer den kointegrerte ligningen i den endelige regresjonsmodellen er det viktig å studere de ulike koeffisientene for å se om de er i samsvar med økonomisk teori. Ved å sette feilleddet lik null og omorganisere ligningen slik at boligprisen står på venstre side av likhetstegnet, kan vi lettere tyde koeffisientene til forklaringsvariablene<sup>3</sup>. Ligningen er gitt ved

$$bp = 1.865984 * disp + 0.6982715 * gjeld - 2.270914 * boligkap - 2,456441 * arbled\_SA$$

Da både gjeld og disponibel inntekt inngår i ligningen med positivt fortegn, mens boligkapitalen og arbeidsledigheten inngår med negativt fortegn, ser den kointegrerte ligningen ut til å være i samsvar med økonomisk teori. Vi kan derfor benytte oss av ligningen i forbindelse med videre modellering. Ved

<sup>1</sup> Renten inngikk riktignok i ligningen med korrekt fortegn, og resultater for endelig modell hvor renten er inkludert, vises i avsnitt 10.1 og 10.2.

<sup>2</sup> Resultatene fra Johansen-testen er vedlagt i appendiks.

<sup>3</sup> Forklaringsvariablenes koeffisienter beskriver det langsiktige forholdet mellom de uavhengige og den avhengige variabelen.

estimering av den kointegrerte ligningen for Oslo, har vi benyttet samme fremgangsmåte som beskrevet ovenfor. Vi vil derfor kun presentere den omorganiserte feiljusteringsleddet definert som

$$bp\_O = 2,60999 * disp + 0,7250851 * gjeld - 2,932465 * boligkap - 0,7252462 * arbled\_SA$$

der  $bp\_O$  er EFF-indeksen Oslo, mens de resterende forklaringsvariablene er tilsvarende variablene for Norge. Alle koeffisientene i denne ligningen var statistisk signifikante på 1%-nivå med unntak av arbeidsledigheten.

Vi har i dette kapitlet introdusert og analysert stasjonæritet for alle de utvalgte variablene, samt utført en kointegrasjonsanalyse. I neste kapittel vil vi estimere den endelige boligprismodellen for henholdsvis Norge og Oslo.

## 10. Estimering av modell

I foregående kapitler har vi presentert samtlige av forklaringsvariablene og de kointegrerte ligningene for henholdsvis Norge og Oslo som vi vil benytte i modellestimeringen. Stasjonærhetstestene gav en indikasjon på hvilke variabler vi kan inkludere i estimeringen og på hvilken form de ulike variablene inngår. Den avhengige variabelen, realboligprisen, er en  $I(1)$  variabel, og koeffisientene til forklaringsvariablene vil dermed fortelle hvordan en endring i de uavhengige variablene påvirker veksten i realboligprisen. Når man skal vurdere om resultatene er i tråd med våre forventninger og økonomisk teori, er koeffisientens fortegn av sentral betydning.

I likhet med kointegrasjonsberegningene, er vurderingen om man skal inkludere eller utelate en konstant, en viktig faktor å ta stilling til ved estimering. Dersom vi implementerer en konstant i ligningen for en differensiert variabel medfører dette at vi tror at variabelen har en konstant «drift». Dette betyr at boligprisene vil endre seg selv om alle forklaringsvariablene forblir uendret, grunnet konstanten. I lys av den grafiske fremstillingen av boligprisindeksene, er det antydninger til en positiv trend og at boligprisene generelt har økt mer enn forklaringsvariablene i perioden. Det er derimot vanskelig å vurdere om boligprisene fremdeles ville økt dersom de andre variablene forble uforandret. Boligprisene vil kunne stige selv om de inkluderte forklaringsvariablene holdes konstante dersom vi har utelatt variabler som har innvirkning på boligprisene, eller ved at det finnes effekter som de eksisterende forklaringsvariablene ikke klarer å fange opp. Vi vil i estimeringen inkludere kvartalsvise dummyvariabler for å justere for sesongmessige variasjoner. Vi har benyttet 4. kvartal som referansepunkt, og eventuelle positive (negative) fortegn for de tre resterende dummyvariablene vil indikere en økning (reduksjon) i forhold til referansepunktet. Da konstantleddet fanger opp effekten fra det utelatte kvartalet, risikerer man ved ekskludering av en konstant at de resterende sesongvariablene fanger opp andre effekter enn sesongeffekter (Hansen B. , 2013). Vi har dermed besluttet å inkludere et konstantledd ved estimering av modellene.

Basert på empiri og grafisk analyse av variablene, er det rimelig å anta at det eksisterer tregheter i tilpasningen som betyr at en endring i en variabel ikke nødvendigvis vil ha momentan effekt på boligprisene. En av de fordelsmessige attributtene ved feiljusteringsmodeller er at man kan analysere avvik fra tidligere perioder. I våre modeller inkluderer vi derfor forklaringsvariablene i tilbakedaterte verdier, da spesielt i størrelsesordenen 1 og 4 lags.

I de kommende avsnittene vil vi presentere modelleringsstrategien vi har benyttet i estimeringen av den endelige feiljusteringsmodellen for Norge og Oslo. Vi vil med utgangspunkt i modellen på

landsbasis redegjøre for hvilke variabler vi har besluttet å inkludere/ekskludere. I tilfeller der forklaringsvariablene i Norge- og Oslo-modellen avviker, vil vi redegjøre for hver enkelt forklaringsvariabel<sup>1</sup>. I evalueringen av resultatene vektlegger vi økonomisk teori, sammen med signifikansnivå og forklaringskraft. Avslutningsvis vil vi presentere og kommentere den endelige modellen for både Norge og Oslo med utgangspunkt i en kortsiktig dynamikk og en langsiktig løsning.

Ved valg av modelleringsstrategi er det mange hensyn å ta. Dersom man inkluderer et stort antall høyresidevariabler i løpende og tilbakedaterte verdier, vil man redusere sannsynligheten for at man utelater variabler som har effekt på boligprisene. På den andre siden vil antall frihetsgrader kunne reduseres til under minimumsnivået for hva som er nødvendig for at modellen skal ha statistisk utsagnskraft. En mulighet er å ta utgangspunkt i en balansert modell hvor alle forklaringsvariablene inngår i både løpende og tilbakedaterte verdier. Eksklusjonsrestriksjoner pålegges deretter ved at insignifikante variabler eller variabler som ikke er i samsvar med økonomisk teori, fjernes fra modellen. Denne metoden er kjent som «General-to-specific<sup>2</sup>», og prosessen gjentas inntil man sitter igjen med et antall variabler som forklarer utviklingen i boligprisene på en tilfredsstillende måte. Problemet med metoden er at de variablene som fjernes, automatisk vil endre t-verdiene til de gjenværende variablene i modellen som en konsekvens av at antall frihetsgrader øker. Dette medfører at resultatet kan avhenge av rekkefølgen variablene fjernes. Dette er også tilfellet ved bruk av metoden kjent som «Specific-to-general<sup>3</sup>», hvor man starter med et gitt antall forklaringsvariabler og tillegger variabler underveis i prosessen. For å forhindre at vi feilaktig ekskluderer variabler som har effekt på boligprisene eller inkluderer variabler som ikke har effekt i modellen, har vi estimert en rekke modeller hvor vi kun inkluderer en delmengde av variablene. Deretter forenklet vi disse modellene med utgangspunkt i fremgangsmåten til Jacobsen & Naug, ved å pålegge restriksjoner som ikke ble forkastet<sup>4</sup>. Dette lettet tolkningen av dynamikken i vår modell og styrket vårt beslutningsgrunnlag i bestemmelsen av hvilke variabler vi valgte å inkludere i den endelige modellen.

Arbeidsledigheten skulle ifølge våre forventninger inngå i modellen med negativt fortegn, som indikerer at en økning i arbeidsledigheten fører til et fall i boligprisene. I motsetning til økonomisk teori og våre forventninger inngikk derimot arbeidsledigheten både i løpende og tilbakedaterte verdier med positivt fortegn i flere av modellene vi estimerte. I tillegg var variabelen i samtlige tilfeller insignifikant, og vi har dermed besluttet å ekskludere variabelen.

---

<sup>1</sup> Dette er tilfellet for folketilvekst i Norge, nettoinnvandring til Norge, folketilvekst i Oslo og nettoinnflytting til Oslo.

<sup>2</sup> Jfr. (Campos, Ericsson, & Hendry, 2005)

<sup>3</sup> Jfr. (Campos, Ericsson, & Hendry, 2005)

<sup>4</sup> Jfr. (Jacobsen & Naug, 2004)



Hovedindikatoren som fungerte som et mål på husholdningenes forventninger, viste seg å gi signifikant effekt i de fleste modellene. Til tross for den statistiske signifikansen, inngikk koeffisienten frekvent med negativt fortegn, som tilsier at positive forventninger vil føre til reduserte boligpriser. Dette er i strid med våre forventninger til variabelen og økonomisk teori. I tillegg var koeffisienten til variabelen generelt nær null, som betyr at den kun forklarte en marginal andel av endringene i boligprisene. Disse faktorene kombinert, fører til at vi har besluttet å ekskludere variabelen.

Basert på økonomisk teori forventet vi at den disponible realinntekten skulle ha positiv effekt på boligprisene. Det viste seg i midlertid at fortegnet til koeffisienten endret seg avhengig av antall lags som ble benyttet i regresjonen, og ved flere anledninger var variabelen insignifikant da den inngikk med positivt fortegn. Inkluderingen av variabelen hadde i tillegg innvirkning på andre forklaringsvariabler, og enkelte forklaringsvariabler gikk fra å være signifikante til å bli insignifikante. I avsnitt 7.2 har vi belyst at den disponible inntekten muligens først og fremst er relevant for boligprisutviklingen på lang sikt, og vi har derfor valgt å ekskludere variabelen fra modellens kortsiktige dynamikk.

Husholdningenes realbruttogjeld skulle ifølge rapporten til Anundsen & Jansen ha positiv effekt på boligprisene. I modellene vi estimerte inngikk koeffisienten med skiftende fortegn avhengig av antall lags som ble benyttet, men i majoriteten av modellene hadde koeffisienten i løpende verdier positiv effekt og var nesten uten unntak signifikant. Gjeldsvariabelen i tilbakedaterte verdier var derimot gjennomgående insignifikant. På bakgrunn av den kortsiktige effekten rapportert av Anundsen & Jansen sammen med våre egne resultater, velger vi å inkludere gjeldsvariabelen i løpende verdi i den kortsiktige dynamikken.

Boligkapitalen inngikk med insignifikant effekt i samtlige av modellene vi estimerte, uavhengig om variabelen var i løpende eller tilbakedaterte verdier. I tillegg var koeffisientens fortegn skiftende og ved flere tilfeller positivt. Et positivt fortegn indikerer at boligprisene vil stige ved en økning i boligkapitalen. Dette er ikke i samsvar med økonomisk teori, hvor man ved en økning i boligkapitalen, vil forvente et fall i boligprisene. Dette forholdet eksiterer riktignok først og fremst på lang sikt da man på kort sikt anser tilbudet av boliger som gitt. De insignifikante og positive koeffisientene kan dermed være et resultat av at variabelen estimeres i modellens kortsiktige dynamikk. Basert på dette faktum har vi valgt å ekskludere variabelen.

Av de kvartalsvise dummyvariablene vi inkluderte for å fange opp og justere for sesongvariasjoner, inngikk 1. og 3. kvartal med signifikant effekt på 5%-nivå i samtlige modeller, mens 2. kvartal varierte

mellom å være signifikant og insignifikant på 5%-nivå. Vi velger likevel å inkludere samtlige dummyvariabler i den endelige modellen da dette er vanlig praksis i økonometrisk modellering (Klovland, 2013).

Som nevnt innledningsvis antar vi at det eksisterer en treghet i tilpasningen i boligmarkedet. Den uavhengige variabelen, realboligprisen, inngår på differensiert form og kan uttrykkes som  $\Delta bp_t = bp_t - bp_{t-1}$ . Boligprisene viser tydelige tegn på å avhenge av tidligere observasjoner, og vi har dermed valgt å inkludere laggede verdier av den avhengige variabelen som forklaringsvariabler. I nesten samtlige modeller vi estimerte var variabelen med 1 og 4 lags statistisk signifikant, og koeffisienten var tilsvarende positiv, som er i tråd med økonomisk teori. Den differensierte boligprisen med 1 lag indikerer at en endring i boligprisen i *kvartal*<sub>t-1</sub> har effekt på boligprisen i *kvartal*<sub>t</sub>. Tilsvarende tankesett gjelder for når variabelen er lagget fire ganger. Vi har på bakgrunn av resultatene valgt å inkludere variabelen med 1 og 4 lags i den kortsiktige dynamikken.

Basert på våre forventninger skulle den skattejusterte realrenten inngå i modellen med negativt fortegn. Dette viste seg også å være tilfellet i majoriteten av modellene vi estimerte, og renten lagget fire ganger hadde i mange av modellene signifikant negativ effekt på boligprisene. Disse resultatene illustrerer tydelig tregheten i boligmarkedet, og vi har valgt å inkludere variabelen med 4 lags i videre estimering da resultatene er i samsvar med økonomisk teori.

I forbindelse med estimeringen av befolkningsvekstens effekt på boligprisene i form av variablene folketilvekst, nettoinnvandring og nettotilflytting, oppstod det utfordringer forbundet med tilgjengeligheten av data. Siden det ikke eksisterer kvartalsdata for disse variablene før 3. kvartal 1997, har vi konstruert kvartalsdata ved å kalkulere sesongfaktorer som forteller hvor stor andel av for eksempel total nettoinnvandringen som fant sted i de ulike kvartalene i perioden 1998-2013. Vi fant de gjennomsnittlige sesongfaktorene for perioden 1998-2013, som videre ble benyttet til å estimere kvartalstall for perioden 1985-1998. For å kontrollere at metoden vi benyttet for å konstruere tallene ikke var utslagsgivende for våre resultater, estimerte vi i tillegg en modell basert på kvartalsdata i perioden 1998-3. kvartal 2013<sup>1</sup>. Det viste seg at resultatene fra de ulike estimeringsperiodene i form av koeffisientenes fortegn, størrelse og signifikansnivå, i all hovedsak var harmonerende. Vi vil i de kommende avsnittene derfor kun kommentere resultatene vi fikk i estimeringsperioden 1985-3.kvartal 2013.

---

<sup>1</sup> I denne modellen er ikke arbeidsledigheten inkludert i den endelige kointegrasjonsligningen da den ikke lenger var signifikant.

Vi forventet at nettoinnvandringen ville ha positiv effekt på boligprisene, men i hovedandelen av modellene vi estimerte var koeffisientens fortegn skiftende når variabelen inngikk med løpende verdier. Koeffisienten til nettoinnvandringen i tilbakedaterte verdier, var derimot positiv i nesten samtlige modeller, men det ble aldri påvist signifikant effekt hverken for løpende eller tilbakedaterte verdier av variablene. Resultatene antyder en positiv sammenheng mellom nettoinnvandring og boligprisvekst, samt at det eksisterer en treghet i tilpasningen. Da ingen av resultatene var signifikante, og siden koeffisienten var svært nære null, valgte vi å ekskludere variabelen fra videre estimering.

Når det gjelder effekten folketilveksten hadde på boligprisene både på landsbasis og i Oslo, var resultatene gjennomgående inkonsistente i modellene vi estimerte. Koeffisientens fortegn var skiftende uavhengig om vi inkluderte variabelen i løpende eller tilbakedaterte verdier, og det ble aldri påvist signifikant effekt. Da folketilveksten på landsbasis består av nettoinnvandring og fødselsoverskudd, fremstår det på bakgrunn av våre resultater forbundet med nettoinnvandringen, som naturlig at det ikke påvises en signifikant effekt for folketilveksten. Vi argumenterte for i avsnitt 7.8 at fødselsoverskuddet muligens i første rekke kan ha effekt på boligprisene på lang sikt dersom det eksisterer knapphetsfaktorer på tilbudssiden. Vi har dermed valgt å ekskludere folketilveksten fra modellens kortsiktige dynamikk.

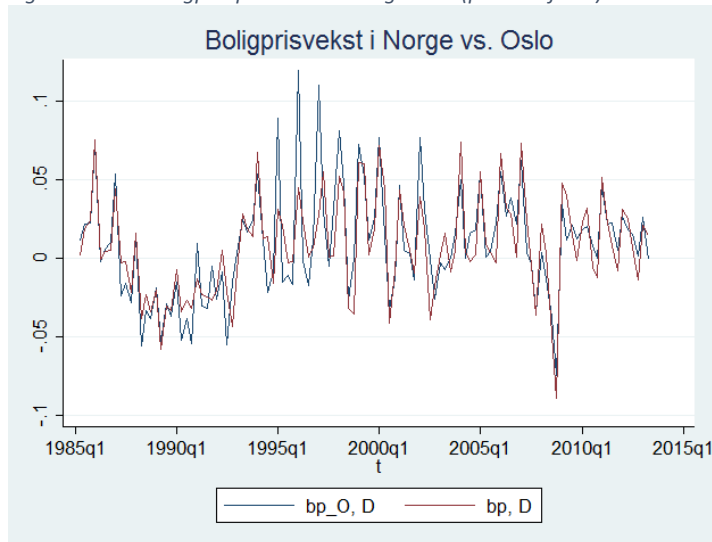
Ved estimeringen av Oslo-modellen inngikk nettoinnflyttingen i laggede verdier nesten alltid med positivt fortegn, men effekten var aldri signifikant. I modellene vi inkluderte variabelen i løpende verdier, var koeffisientens fortegn skiftende på lik linje med nettoinnvandringen på landsbasis. I tillegg var koeffisienten gjennomgående nær null i alle modellene vi estimerte. Vi besluttet dermed å ekskludere variabelen fra videre estimering.

Det at det ikke blir påvist en kausal sammenheng mellom befolkningsvekst og vekst i boligprisene i Norge og Oslo, betyr ikke at det ikke eksisterer en sammenheng, men forklaringsvariablene benyttet i vår estimeringsprosess viste seg å være insignifikante.

Innen vår estimeringsperiode har det vært enkelte hendelser som har resultert i at boligprisene har opptrådt mer volatilt sammenliknet med «normalkvartalet». Dette er tilfellet for 4. kvartal 2008 hvor det forekom en betydelige priskorreksjon under finanskrisen (se figur 40). Et fall i boligprisene på landsbasis og i Oslo på henholdsvis 9 og 7 prosent i løpet av et kvartal reflekterer ikke en normalsituasjon i boligmarkedet. Slike ekstremverdier kan føre til målefeil, og vår endelige modell hadde vanskeligheter med å forutse dette prisfallet. Dette kan muligens forklares ved at det eksisterer forventningsmekanismer som vår modell ikke klarer å fange opp. Til tross for at vi besluttet å

ekskudere hovedindikatoren, kan vi ikke utelukke at det eksisterer forventningsmekanismer som har innvirkning på boligprisene, men som denne variabelene ikke fanger opp. Vi anser det derfor som naturlig å inkludere en dummyvariabel for denne enkelthendelsen.

Figur 36. Realboligpris på landsbasis og i Oslo (på vekstform)



## 10.1 Norge-modellen

I tabell 6 er resultatene for den endelige modellen på landsbasis presentert. Den oppgis i fire ulike versjoner der

- Dummy for finanskrisen er ekskludert (1)
- Dummy for finanskrisen er inkludert (2)
- Renten inngår i kointegrasjonsligningen (3)
- Nettoinnvandring er inkludert (4)

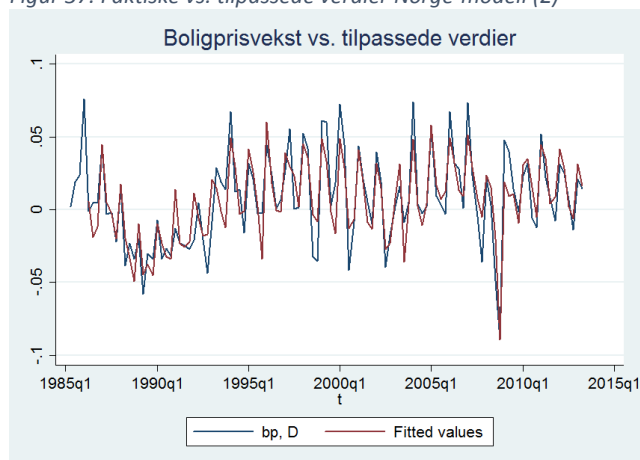
I versjon (1) ser vi at alle koeffisientene er statistisk signifikante på 5%-nivå med unntak av dummyvariabelen for 2. kvartal. I tillegg er alle de signifikante variabelene på 5%-nivå, også signifikante på 1%-nivå med unntak av renten lagget fire ganger og dummyvariabelen for 3. kvartal. Sett bort ifra renten inngår samtlige av variabelene på logaritmisk form, og koeffisientene kan dermed tolkes som elastisiteter<sup>1</sup>. Med det menes at dersom for eksempel boligprisen i  $kvartal_{t-1}$  ( $LD.bp$ ) øker med én prosent, vil boligprisen i  $kvartal_t$  øke med 0,301 prosent. Tilsvarende vil boligprisen i  $kvartal_t$  øke

<sup>1</sup> En endring i forklaringsvariabelene på én prosent vil føre til en prosentvis endring på størrelse med koeffisienten.

med 0,299 prosent dersom boligprisen i  $kvartal_{t-4}$  (L4D.bp) øker med én prosent. Alle sesongdummiene er positive som indikerer at boligprisene stiger relativt til referansekvartalet. Sesongdummiene for 2. kvartal viste seg å være insignifikant, mens sesongdummiene for 1. og 3. kvartal indikerer en økning relativt til referansekvartalet på henholdsvis 0,0304 prosent og 0,0135 prosent. I likhet med laggede boligpriser ser vi at gjelden også har positiv effekt. En økning på én prosent i denne variabelen fører til en oppgang i boligprisen på 0,762 prosent. Renten har som forventet et negativt fortegn, og som vi ser av koeffisienten har denne variabelen en relativt stor innvirkning på boligprisene. I motsetning til de andre forklaringsvariablene er denne variabelen integrert av nulte orden, og koeffisienten må tolkes på en annen måte. Her vil en renteøkning på ett *prosentpoeng* innebære en boligprisreduksjon på 0,664 prosent.

I versjon (2) har vi inkludert en dummyvariabel for finanskrisen. Modellen er svært lik versjon (1), men vi legger merke til at renten har større negativ effekt på boligprisene (0,943 vs. 0,664), og at den i tillegg er statistisk signifikant på 1%-nivå. Boligprisen i forrige kvartal og husholdningens realbruttogjeld har en noe svakere effekt sammenliknet med versjon (1), men ellers ser vi at disse modellene er tilnærmet identiske. Vi ser at kointegrasjonsligningen i versjon (1) og (2) er signifikant på 1%-nivå. Ved å inkludere dummy for finanskrisen steg modellens forklaringsgrad,  $R^2$ , fra 70,9 prosent til 74,3 prosent. Det er lite hensiktsmessig å vektlegge selve forklaringsgraden, da denne vil øke når vi inkluderer flere variabler. Den justerte forklaringsgraden tar derimot høyde for antall inkluderte variabler, og man kan se at også den justerte forklaringsgraden har økt fra 68,5 prosent til 72 prosent. Vi konkluderer dermed med at versjon (2) forklarer variasjonen i boligprisene på en bedre måte enn versjon (1).

Figur 37. Faktiske vs. tilpassede verdier Norge-modell (2)



I versjon (3) har vi inkludert skattejustert realrente i den endelige kointegrasjonsligningen på tross av at den var insignifikant. Versjon (3) er tilnærmet lik som versjon (2), selv om boligprisen og renten

lagget fire ganger får noe svakere effekt. Kointegrasjonsligningen,  $L.cerr1$ , hvor renten er inkludert, var statistisk signifikant på 1%-nivå. Den justerte forklaringsgraden økte med 1,2 prosentpoeng sammenliknet med versjon (2). I versjon (4) har vi inkludert nettoinnvandring lagget én gang for å illustrere koeffisientens fortegn og størrelse diskutert over<sup>1</sup>. Det ble aldri påvist statistisk signifikans for variablene, og vi ser at den justerte forklaringsgraden er noe lavere i versjon (4) sammenliknet med både versjon (2) og (3).

---

<sup>1</sup> I versjon (4) benytter vi oss av den opprinnelige kointegrasjonsligningen hvor renten er utelatt.

Tabell 6. Boligprismodellen for Norge

	(1) Norge	(2) <sup>1</sup> Fkrisa	(3) Rente	(4) Innvandring
LD.bp	0.301** (0.0727)	0.264** (0.0693)	0.266** (0.0678)	0.263** (0.0695)
L4D.bp	0.299** (0.0730)	0.293** (0.0689)	0.261** (0.0670)	0.288** (0.0695)
L.cerr	-0.109** (0.0173)	-0.107** (0.0164)		-0.108** (0.0164)
L4.rente	-0.664* (0.276)	-0.943** (0.272)	-0.918** (0.266)	-0.946** (0.273)
D.gjeld	0.762** (0.154)	0.695** (0.147)	0.703** (0.142)	0.699** (0.147)
S1	0.0304** (0.00601)	0.0283** (0.00570)	0.0278** (0.00559)	0.0291** (0.00585)
S2	0.00565 (0.00561)	0.00517 (0.00529)	0.00378 (0.00519)	0.00520 (0.00531)
S3	0.0135* (0.00560)	0.0128* (0.00528)	0.0111* (0.00508)	0.0134* (0.00537)
Fkrisa		-0.0647** (0.0178)	-0.0690** (0.0174)	-0.0646** (0.0178)
L.cerr1			-0.112** (0.0159)	
L.D1linnv				0.000894 (0.00134)
Constant	-0.0171** (0.00474)	-0.0123** (0.00466)	-0.00894* (0.00443)	-0.0128** (0.00474)
R <sup>2</sup>	0.709	0.743	0.754	0.744
Adjusted R <sup>2</sup>	0.685	0.720	0.732	0.718
Observations	109	109	109	109

Standard errors in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ 

<sup>1</sup> Den endelige regresjonen for Norge (2) kan fremstilles som:  $\Delta bp = \beta_0 + \beta_1 \Delta bp_{t-1} + \beta_2 \Delta ph_{t-4} + \beta_3 ce_{t-1} + \beta_4 rente_{t-1} + \beta_5 rente_{t-4} + \beta_6 \Delta gjeld + \beta_7 S1 + \beta_8 S2 + \beta_9 S3 + \beta_{10} Fkrisa$

For å finne det langsiktige forholdet mellom boligprisene og de utvalgte kointegrerte variablene, har vi implementert det laggede feiljusteringsleddet (L.cerr). For å avdekke det langsiktige likevektsforholdet, settes variablene inkludert i den kortsiktige dynamikken lik null, samtidig som vi fjerner konstanten og dummyvariablene da de ikke har innvirkning på lang sikt. Ved hjelp av de estimerte regresjonskoeffisientene kan det langsiktige likevektsforholdet i *Norge-modell (2)* defineres som<sup>1</sup>

$$0 = -0.107(bp - 0,6982715 * gjeld - 1.865984 * disp + 2.270914 * boligkap + 2,456441 * arbled_{SA}) - 0,943 * rente$$

Koeffisienten foran feiljusteringsleddet, kalles for justeringsparameteren. Justeringsparameteren måler andelen av forrige periodes feiljustering som det korrigeres for og beskriver dermed hastigheten på justeringen tilbake til likevekten (Brooks, 2008). Den inverse av justeringsparameteren vil dermed fortelle oss hvor mange tidsperioder det vil ta for å returnere til likevekt etter et sjokk. I *Norge-modell (2)* tilsvarer dette  $\frac{1}{0.107} \approx 9.3$ . Det vil med andre ord ta 9,3 kvartaler før boligprisen returnerer til langsiktig likevekt. Hurtigheten på justeringsparameteren, kan tolkes som **at dersom** boligprisene ligger over likevekten i  $kvartal_{t-1}$ , vil prisene reduseres med 0.107 prosent i  $kvartal_t$  gitt at alt annet holdes konstant. Motsatt tolkning gjelder naturligvis dersom boligprisene ligger under det langsiktige likevektsforholdet. Dersom vi løser ligningen med hensyn på boligpris, kan den langsiktige løsningen defineres som

$$bp = 0,6982715 * gjeld + 1.865984 * disp - 2.270914 * boligkap - 2,456441 * arbled_{SA} - 8,81 * rente$$

Vi ser at alle variablene er i samsvar med økonomisk teori i den langsiktige likevekten. Bruttorealgjeld og disponibel realinntekt har positive fortegn, som antyder at en økning i disse variablene medfører en økning i boligprisene. Vi legger også merke til at koeffisienten foran husholdningenes disponible realinntekt har større innvirkning på boligprisene enn hva som er tilfellet for husholdningenes bruttorealgjeld. Boligkapitalen, arbeidsledigheten og den skattejusterte realrenten har på den andre siden negative fortegn, og en økning i disse variablene vil føre til en reduksjon i boligprisene.

I avsnittet under har vi eksemplifisert resultatene for en mer intuitiv forståelse av de langsiktige effektene.

---

<sup>1</sup> Vi har valgt å inkludere renten i det langsiktige likevektsforholdet.



- En økning i bruttoreal gjelden på 5% vil på lang sikt øke boligprisene med  $5\% * 0,698 = 3,49\%$ .
- Dersom husholdningens disponible realinntekt øker med 2%, vil det tilsvare en økning i boligprisene på lang sikt med  $2\% * 1,87 = 3,74\%$ .
- En økning i boligkapitalen fra for eksempel 200 til 206 milliarder, vil boligprisene reduseres med  $3\% * 2,27 = 6,81\%$ .
- Dersom arbeidsledigheten i Norge øker med to prosentpoeng, f.eks. fra 4% til 6%, vil det medføre en langsiktig reduksjon i boligprisene på  $2\% * 2,46 = 4,92\%$ .
- Ved en rentereduksjon på ett prosentpoeng, vil boligprisene stige med  $1\% * 8,81 = 8,81\%$  på lang sikt.

## 10.2 Oslo-modellen

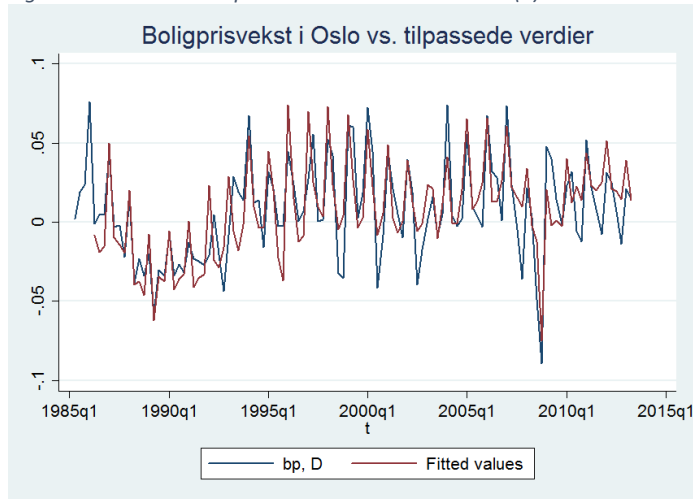
Vi har konstruert en feiljusteringsmodell for å forklare boligprisutviklingen i Oslo med utgangspunkt i den samme prosessen for modellen på landsbasis. Med unntak av realboligpris (EFF-indeksen Oslo) og forklaringsvariablene folketilvekst og nettoinnflytting, er de gjenværende variablene i estimeringsprosessen ekvivalente som for Norge-modellen. Tilsvarende som for Norge-modellen, oppgir vi den endelige modellen for Oslo i fire versjoner (se tabell 7).

Den største forskjellen fra Norge-modellen er at den skattejusterte realrenten ikke lenger har signifikant effekt på boligprisene i den kortsiktige dynamikken, og at koeffisienten til variabelen er betraktelig mindre. Med utgangspunkt i tidligere empiriske resultater, fremstår det som lite sannsynlig at renten ikke vil inngå med signifikant effekt. Den insignifikante renten er trolig en konsekvens av at modellen baserer seg på flere variabler som tar utgangspunkt i landbaserte størrelser, som for eksempel boligkapitalen og husholdningenes bruttogjeld<sup>1</sup>. Ser vi bort ifra den insignifikante renten og sesongdummi for 3. kvartal, er det klare likhetstrekk med resultatene for Norge-modellen. Boligprisen lagget med ett kvartal har riktignok redusert effekt på boligprisene, mens gjelden har en sterkere effekt i Oslo sammenliknet med resultatene på landsbasis. Ved å inkludere en dummyvariabel for finanskrisen får koeffisienten til renten en høyere negativ verdi, mens gjelden får svakere effekt, som også var tilfellet for Norge-modellen. Rentens effekt på boligprisene var fremdeles insignifikant. Kointegrasjonsligningen(e) er signifikant på 1%-nivå i alle versjonene. Ved inkludering av rente i kointegrasjonsligningen i Oslo-modell (3), blir koeffisienten til renten ytterligere negativ, samtidig som gjelden får større innvirkning sammenliknet med versjon (2). I Norge-modellen observerer vi derimot at rente fikk redusert effekt, mens gjeldseffekten kun var marginalt større. I versjon (4) ser vi at

<sup>1</sup> Dette vil bli diskutert nærmere i kapittel 12.

nettoinnflyttingen inngår med insignifikant positiv effekt, samt at koeffisienten er nær null, som er tilsvarende resultatene omtalt for nettoinnvandringen i Norge-modellen.

Figur 38. Faktiske vs. tilpassede verdier Oslo-modell (2)



På bakgrunn av den justerte forklaringsgraden, er det indikasjoner på at modellen forklarer utviklingen i boligprisene på en relativt god måte (se figur 42). Den justerte forklaringsgraden for Oslo-modellen (1) er 69 prosent, men sammenliknet med Norge-modellen er den justerte forklaringsgraden gjennomgående lavere for Oslo-modellen uavhengig av hvilken versjon man betrakter.

Tabell 7. Boligprismodellen for Oslo

	(1) Oslo	(2) <sup>1</sup> Fkrisa	(3) Rente	(4) Innvandring
LD.bp_O	0.256** (0.0740)	0.239** (0.0725)	0.249** (0.0679)	0.238** (0.0729)
L4D.bp_O	0.313** (0.0753)	0.307** (0.0735)	0.311** (0.0697)	0.312** (0.0767)
L.cerrO	-0.0773** (0.0147)	-0.0780** (0.0143)		-0.0780** (0.0144)
L4.rente	-0.0272 (0.318)	-0.255 (0.324)	-0.471 (0.309)	-0.286 (0.346)
D.gjeld	0.804** (0.172)	0.756** (0.168)	0.967** (0.171)	0.745** (0.175)
S1	0.0278** (0.00648)	0.0263** (0.00635)	0.0222** (0.00609)	0.0253** (0.00739)
S2	-0.00973 (0.00647)	-0.0106 (0.00632)	-0.0139* (0.00595)	-0.0108 (0.00641)
S3	0.00850 (0.00609)	0.00759 (0.00595)	0.00933 (0.00566)	0.00725 (0.00613)
Fkrisa		-0.0523* (0.0211)	-0.0522* (0.0200)	-0.0528* (0.0213)
L.cerrO1			-0.124** (0.0188)	
D1linnvO				0.000330 (0.00128)
Constant	-0.00817 (0.00509)	-0.00426 (0.00521)	-0.00924 (0.00505)	-0.00367 (0.00571)
$R^2$	0.698	0.716	0.744	0.716
Adjusted $R^2$	0.674	0.690	0.721	0.687
Observations	109	109	109	109

Standard errors in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ 

<sup>1</sup> Den endelige regresjonen for Oslo (2) kan fremstilles som:  $\Delta bp\_O = \beta_0 + \beta_1 \Delta bp_{0t-1} + \beta_2 \Delta bp_{0t-4} + \beta_3 ce_{t-1} + \beta_4 rente_{t-1} + \beta_5 rente_{t-4} + \beta_6 \Delta gjeld + \beta_7 S1 + \beta_8 S2 + \beta_9 S3 + \beta_{10} Fkrisa$

Under har vi utredet det langsiktige likevektsforholdet for Oslo (2), som kan defineres som<sup>1</sup>

$$0 = -0.0780(bp_0 - 0.7250851 * gjeld - 2,60999 * disp + 2,932465 * boligkap + 0,7252462 * arbled_SA) - 0,255 * rente$$

Den inverse av justeringsparameteren tilsvarer i dette tilfellet  $\frac{1}{0.0780} \approx 12,8$ , som beskriver at det tar 12,8 kvartaler før boligprisene returnerer til langsiktig likevekt etter et sjokk. For å lettere tolke koeffisientene kan den langsiktige løsningen alternativt defineres som

$$bp_0 = 0.7250851 * gjeld + 2,60999 * disp - 2,932465 * boligkap - 0,7252462 * arbled_SA - 3,27 * rente$$

Vi ser at både bruttoreal gjeld og disponibel realinntekt inngår med positive koeffisienter, mens boligkapital, arbeidsledighet og skattejustert realrente inngår med negative koeffisienter. Dette er i tråd med våre forventninger og økonomisk teori.

Da de samme variablene inngår på samme form i Oslo-modellen som i modellen på landsbasis, vil tolkningen av de langsiktige koeffisientene være identisk. Sammenliknet med den langsiktige løsningen på landsbasis ser vi at realbruttogjeld, disponibel realinntekt og boligkapital er relativt like, mens både arbeidsledigheten og skattejustert realrente har mistet mye av sin negative effekt.

### 10.3 Sammenligning med tidligere resultater

I boligprismodellen til Jacobsen & Naug (J&N) er det pålagt en restriksjon om at inntekt og boligmasse skal ha samme langtidseffekt, men med motsatt fortegn. Dette begrunnes med at variablene etter sesongjustering er sterkt korrelerte, samt at nullhypotesen om at de to variablene har samme koeffisient med forskjellig fortegn, ikke kan forkastes (Jacobsen & Naug, 2004). Med utgangspunkt i vårt tallmateriale kunne vi forkaste denne nullhypotesen, og vi har derfor valgt å inkludere inntekt og gjeld med separate koeffisienter<sup>2</sup>. Vi legger merke til at de overnevnte variablene har samme fortegn som i vår estimerte modell, og at størrelsene på koeffisientene er relativt like (se tabell 8). J&N har benyttet bankenes gjennomsnittlige utlånsrente, mens vi i likhet med MODAG, har benyttet husholdningenes gjennomsnittlige realrente etter skatt fra private finansielle institusjoner i estimering

<sup>1</sup> Vi har valgt å inkludere renten i det langsiktige likevektsforholdet.

<sup>2</sup> Testen har en p-verdi på 0,0488.

av vår modell. Vi ser det er store forskjeller mellom resultatene angående effekten renten har på boligprisene, og vår estimerte renteffekt ligger mellom resultatet fra J&N og MODAG. Det største avviket i resultatene oppstår i forbindelse med arbeidsledigheten hvor resultatene til Jacobsen & Naug impliserer en reduksjon i boligprisene på 11 prosent ved en oppgang i arbeidsledigheten på ett prosentpoeng. I motsetning til modellen til J&N og MODAG, har vi også funnet at husholdningenes bruttoreal gjeld vil ha positiv effekt på boligprisene.

Tabell 8. Langsiktige resultater

<b>Variabel</b>	<b>Egne estimater</b>	<b>Jacobsen &amp; Naug (J&amp;N)</b>	<b>MODAG</b>
<b>Boligkapital</b>	-2,3%	-1,75%	-0,62%
<b>Lønn/disponibel inntekt</b>	1,86%	1,75%	1,62%
<b>Utlånsrente/husholdningenes rente</b>	-8,81%	-3,25%	-11,59%
<b>Arbeidsledighet</b>	-2,44%	-11%	-
<b>Gjeld</b>	0,698%	-	-

Vi har i dette kapitlet estimert en boligprismodell for Norge og Oslo. Videre har vi analysert og diskutert de kortsiktige og langsiktige effektene fra alle de inkluderte forklaringsvariablene, samt sammenliknet resultatene på landsbasis opp mot MODAG og modellen til J&N. I det neste kapitlet vil vi utføre validerings- og residualanalyse for å kontrollere om modellen oppfyller forutsetningene ved regresjon av tidsserier.

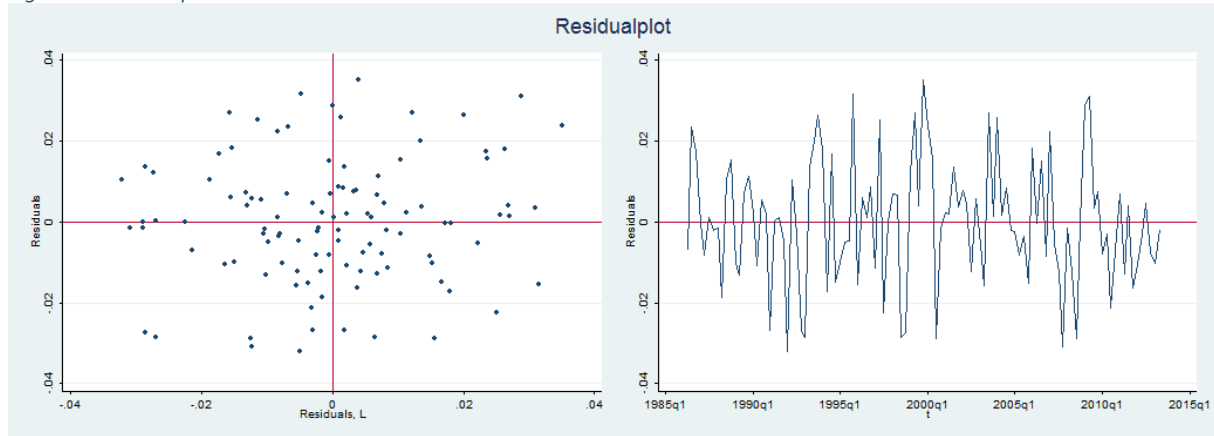
## 11. Validitet av modellen

For å teste om våre modeller egner seg til å utføre de oppgavene den er bygd for, vil vi i dette kapittelet kontrollere validiteten. Ved å studere residualene og modellens funksjonelle form, kan man ved hjelp av grafiske og statistiske metoder analysere modellens validitet. Testene som benyttes i dette kapittelet er tidligere omtalt i kapittel 8. For at vår modell skal kunne gi effektive, konsise og forventningsrette resultater må flere forutsetninger oppfylles. I dette kapittelet vil vi kun presentere resultatene fra regresjonen for Norge, med mindre det oppstår store avvik i testene, vil validitetstestene for Oslo ekskluderes.

### 11.1. Autokorrelasjon

Den grafiske residualanalysen under viser at det ikke er tegn til autokorrelasjon i feilledet. I grafen til høyre har vi plottet venstreside residualene mot tiden, mens i den andre grafen har vi plottet høyreside residualene mot dens laggede verdier. Fra figur 43 ser det ikke ut til at autokorrelasjon er et problem da residualene er spredd omtrent likt i de fire kvadrantene, og at de verken krysser x-aksen for hyppig eller sjeldent.

Figur 39. Residualplot

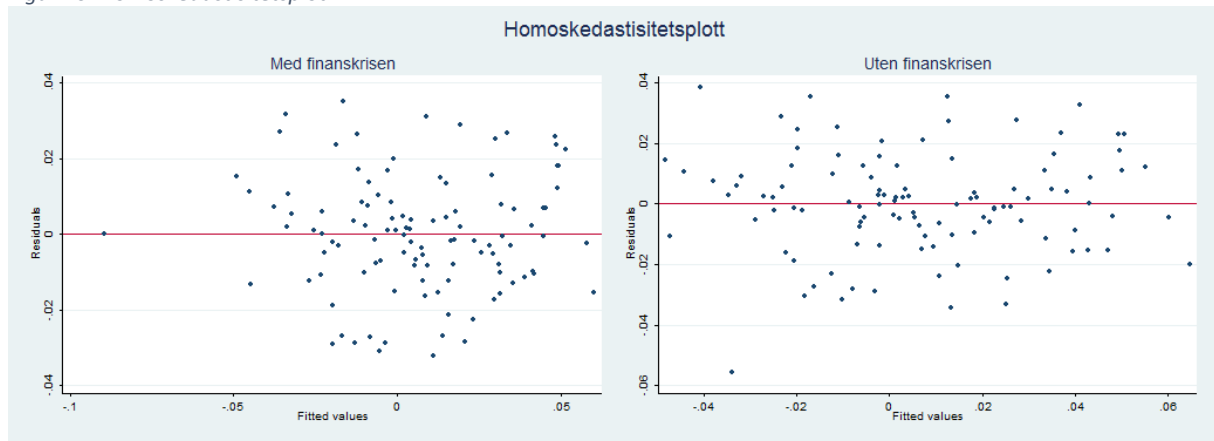


Man kan ikke forkaste hypoteser ved evalueringen av grafiske plott, og vi bruker derfor Breusch-Godfrey-testen for seriekorrelasjon for å teste de statistiske egenskapene til residualene. Testen utføres med et variert antall lags, men i hovedsak innen intervallet 3-5 lags da vi har relativt få og kvartalsvise observasjoner. Den estimerte p-verdien fra testen med 4 lags ble 0,4764, og vi kan dermed ikke forkaste nullhypotesen om at det ikke eksisterer autokorrelasjon i feilledet. Residualene bestod også testen ved inkludering av et variert antall lags. I tillegg testet vi for autokorrelasjon med Ljung-box-testen og finner at konklusjonen er gjensidig.

## 11.2 Heteroskedastisitet

Det er som nevnt i avsnitt 8.6, relativt vanskelig å oppdage heteroskedastisitet i en grafisk fremstilling. Dersom variansen øker over tid vil denne forutsetningen om homoskedastisitet være brutt, og det er heteroskedastisitet i residualene. Vi plotter derfor det kvadrerte feilleddet og ser etter mønster. Fra figur 44 ser vi at det er vanskelig å avgjøre formen til residualene, men det er ikke antydning til et klart mønster.

Figur 40. Homoskedastisitetsplot

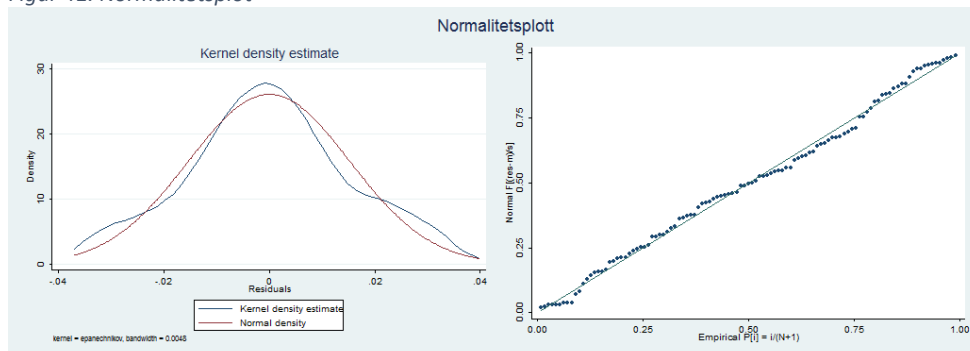


For å forsikre oss om at residualene er homoskedastiske bruker vi White's og ARCH-testen. Valget av antall lags baseres på frekvensen av data og de oppgitte informasjonskriteriene. Vi kan ikke forkaste nullhypotesen om at residualene er homoskedastiske i noen av tilfellene. P-verdiene varierte med testene og ved ulikt valg av lags, men utfallet ble alltid en høy p-verdi, og vi kan konkludere med at residualene er homoskedastiske.

## 11.3 Normalfordeling

I figur 45 har vi plottet frekvensen av residualene over tid for å se om de følger en normalfordelingen. I tillegg har vi fremstilt den standardiserte sannsynlighetsfordelingen i grafen til høyre. Det er krevende å avgjøre hvor mye som skal til før man må forkaste nullhypotesen om normalfordeling, men figur 45 er antydninger til at residualene følger en relativt god normalfordeling.

Figur 41. Normalitetsplot



For å støtte opp under forventningen brukte vi Jarque-Bera testen for normalitet som returnerte en p-verdi på 0,83. Vi kan dermed ikke forkaste nullhypotesen om at residualene er både symmetriske og «mesokurtiske». I tillegg benyttet vi Shapiro-Wilk og IQR-testen for å kontrollere resultatet<sup>1</sup>. Da alle testene gav samme konklusjon, trekker vi den slutningen at residualene er tilnærmet normalfordelte.

## 11.4 Funksjonell form

Avslutningsvis testet vi om har benyttet den best egnede funksjonelle formen til vår boligprismodell. Ved å bruke Ramsey's RESET-test kan man teste om det er andre modeller som egner seg bedre enn den valgte modellen. Testen returnerte en relativt høy p-verdi ( $p=0,1016$ ) som innebar at vi beholdte nullhypotesen om at den funksjonelle formen var riktig, og at det ikke var noen utelatte variabler.

Basert på resultatene fra validitetstestene gjennomgått ovenfor, anser vi at vår boligprismodell beskriver utviklingen i boligmarkedet på en relativt god måte. Da ingen av forutsetningene ved OLS ble brutt og ingen av nullhypotesene ble forkastet, er dette et tegn på at modellen er robust og at estimatene fra regresjonen er pålitelige.

---

<sup>1</sup> Disse testene er ikke omtalt i kapittel 8, men er inkludert for å støtte opp under konklusjonen om normalitet.



## 12. Kritikk av modell

Vi har valgt å studere boligmarkedet med kvartalsvise data fra 1985-2013, noe som tilsvarer 114 observasjoner. Inkludering av lags og differensierte variabler har redusert antallet observasjoner ytterligere, og det er mulig at vi har for få observasjoner til å kunne trekke statistiske slutninger. Ved å betrakte en lengre tidsperiode vil det derimot kunne oppstå økt problematikk forbundet med endringer i markedsforhold som kan ha påvirkning på variablene. Det er derfor vanskelig å avgjøre hva som er den optimale utvalgsstørrelsen, og det vil avhenge av slags type analyse man skal utføre. Vi konstaterer at vi har benyttet oss av et bredere tallgrunnlag enn boligprismodellen til Jacobsen & Naug og MODAG<sup>1</sup>.

På tross av at datamaterialet benyttet ved estimering av modellene er innhentet fra pålitelige kilder, har det underveis blitt foretatt enkelte justeringer og bearbeiding av tallmaterialet. Spesielt konstruksjonen av kvartalsvis data for forklaringsvariablene relatert til befolkningsveksten var utfordrende, og metoden vi brukte resulterte i et tydelig sesongmønster. Modifikasjonen av tallmaterialet kan ha forårsaket at observasjoner innen enkelte tidsserier ikke er direkte sammenliknbare, som vil kunne redusere validiteten til den statistiske analysen utført. For å unngå benyttelsen av modifisert tallmateriale, kunne vi i stedet ha basert analysen på årlig data. Dette ville på den andre siden igjen medført svakheter forbundet med at antall observasjoner i estimeringsperioden ville blitt redusert med 75 prosent.

I stasjonærhetsanalysen benyttet vi ADF-testen til å avgjøre hvilken orden de ulike variablene var integrert. Da ikke-stasjonære variabler er en av hovedårsakene til spuriøse regresjoner utgjorde dette en viktig del av estimeringsprosessen. Vi testet med et variert antall lags og ved inkludering/ekskludering av trend og konstant. For enkelte av variablene returnerte ADF-testene tvetydige resultater som svekket sikkerheten forbundet med hvilken orden variabelen var integrert. Ved anvendelse av flere statiske tester og nærmere stasjonærhetsanalyse, kunne vi muligens ha redusert denne risikoen.

Tilgjengeligheten av data var i forbindelse med estimeringsprosessen av den regionale boligprismodellen for Oslo, en betydelig begrensning, og medførte at vi måtte inkludere en rekke forklaringsvariabler som baserte seg på nasjonale størrelser. Det optimale hadde vært å estimert modellen basert på tallgrunnlag spesifikt for Oslo for variablene disponibel realinntekt, realbruttogjeld,

---

<sup>1</sup> Estimeringsperioden i MODAG strekker seg fra 1984-2004, jfr (Boug & Dyvi, 2008).

arbeidsledighetsrate og spesielt utviklingen i boligkapitalen<sup>1</sup>. I fraværet av dette datamaterialet for disse variablene, kunne muligens bruken av instrumentvariabler vært en bedre tilnærming, men det å oppdrive kvalifiserte instrumentvariabler kan i seg selv være svært krevende<sup>2</sup>. I tillegg kan det nevnes at det muligens ville vært fordelaktig å hatt tilgang til tallgrunnlag for nettoinnvandringen til Oslo, slik at man kunne fått inndelt befolkningsveksten ytterligere i estimeringsprosessen.

Problemet med simultanitet er nevnt i presentasjonen av variablene, og kan skape forventningsskjev estimater. Dette problemet kan løses ved å anvende instrumentvariabler, men det er som nevnt krevende å finne slike variabler.

Tatt de overnevnte momentene i betraktning, er det viktig å stille seg kritisk til tolkningen av resultatene i boligprismodellen.

---

<sup>1</sup> Vi vurderer husholdningenes rente på landsbasis som tilnærmet optimal for benyttelse også på regionalt nivå.

<sup>2</sup> Arbeidsledighetstall (månedlig) for Oslo var bare tilgjengelig tilbake til 2001 (NAV, 2013).

## 13. Konklusjon

I denne masterutredning har vi analysert faktorer som potensielt kan forklare boligprisutviklingen på landsbasis og i Oslo ved hjelp av Johansen-testen og STATA. Vi har konstruert feiljusteringsmodeller som estimerer både kort- og langtidseffekter i det norske boligmarkedet. I hovedsak fant vi at lagget realboligpris, skattejustert realrente, realbruttogjeld, boligkapital, disponibel realinntekt og sesongjustert arbeidsledighet forklarte veksten i boligprisene.

På kort sikt vil boligprisene i forrige kvartal og samme kvartal forrige år, samt skattejustert realrente samme kvartal forrige år, ha innvirkning på boligprisene. I tillegg fant vi at realbruttogjelden har hatt positiv effekt på boligprisene.

I den langsiktige løsningen viste det seg å at utviklingen i boligprisene på nasjonalt nivå påvirkes av disponibel realinntekt, boligkapital, realbruttogjeld og arbeidsledigheten. For en permanent økning på én prosent i disponibel realinntekt og bruttoreal gjeld vil boligprisene på landsbasis øke med henholdsvis 1,9% og 0,7%. For tilsvarende økning i boligkapital, skattejustert realrente og arbeidsledighet vil boligprisene reduseres med henholdsvis 2,3%, 8,8% og 2,4%.

Den estimerte effekten på boligprisutviklingen i Oslo for realbruttogjeld og disponibel realinntekt ble henholdsvis 0,7 % og 2,6%, mens boligkapital og arbeidsledigheten viste en effekt på henholdsvis 2,9% og 0,7%. I tillegg ble det avdekket en noe lavere renteeffekt på 3,27%.

Det ble ikke påvist at befolkningsveksten hadde signifikant effekt på boligprisene hverken på landsbasis eller i Oslo. Det var derimot antydninger til at nettoinnvandring på landsbasis og nettoinnflytting til Oslo, har hatt en positiv sammenheng med veksten i boligprisene.

## Kildeliste

- Andersen, H. (2013). Hvor høy bør risikovekten på norske boliglån være? *Finansiell stabilitet nr. 10 2013*. Hentet fra [http://www.norges-bank.no/pages/95401/Staff\\_memo\\_2013\\_10.pdf](http://www.norges-bank.no/pages/95401/Staff_memo_2013_10.pdf)
- Anundsen, A. K., & Jansen, E. S. (2011). Self-reinforcing effects between housing prices and credit - Evidence from Norway. *Discussion Papers No. 651 March 2011*. Research Department of Statistics Norway . Hentet fra <http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/DP/dp651.pdf>
- Balsvik, R. (2013). Failed Assumptions. *Lecture notes ECO402-Econometric Techniques*. Norges Handelshøyskole. Hentet fra [https://files.itslearning.com/File/Download/GetFile.aspx?FileName=L8\\_assumptions\\_failed.pdf&Path=A85IXe4mkYYD7PKeLHbYF69PXkPt7DcOnfuKTBDVBQCD2r4L51Bz9tBUChORIMRiReh0ozJEUUYcX1W7ga8mJNkG78E4xz9CixCAIh%2fgz38PH7%2fjP%2bO1W4LBE%2bpdo6Thk2oO5ukpocPwXkPK8BsE1](https://files.itslearning.com/File/Download/GetFile.aspx?FileName=L8_assumptions_failed.pdf&Path=A85IXe4mkYYD7PKeLHbYF69PXkPt7DcOnfuKTBDVBQCD2r4L51Bz9tBUChORIMRiReh0ozJEUUYcX1W7ga8mJNkG78E4xz9CixCAIh%2fgz38PH7%2fjP%2bO1W4LBE%2bpdo6Thk2oO5ukpocPwXkPK8BsE1)
- Balsvik, R. (2013). Timeseries. *Lecture notes ECO402 - Econometric Techniques*. Norges Handelshøyskole. Hentet fra <https://www.itslearning.com/ContentArea/ContentArea.aspx?LocationID=5495&LocationType=1>
- Bernhardsen, T., & Kloster, A. (2010). Hva er nivået på den normale renten? *Aktuell kommentar nr. 1 2010* . Norges Bank. Hentet fra [http://www.norges-bank.no/Upload/Publikasjoner/Aktuell%20kommentar/2010/Aktuell-kommentar\\_01\\_10.pdf](http://www.norges-bank.no/Upload/Publikasjoner/Aktuell%20kommentar/2010/Aktuell-kommentar_01_10.pdf)
- Bjørnland, H. C. (2012). Rikdom til besvær. *BI Business Review*. Hentet fra <http://www.bi.no/bizreview/artikler/rikdom-til-besvar-/>
- Blom, S. (2006). Befolkningsutviklingen i Oslo i årene 1998-2000: Flere innvandrere, færre nordmenn. *Samfunnsspeilet 4/2006*. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra [http://brage.bibsys.no/ssb/bitstream/URN:NBN:no-bibsys\\_brage\\_16189/1/Kap3-Blom.pdf](http://brage.bibsys.no/ssb/bitstream/URN:NBN:no-bibsys_brage_16189/1/Kap3-Blom.pdf)
- Boug, P., & Dyvi, Y. (2008). MODAG - en makroøkonomisk modell for norsk økonomi. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra <http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/sos111/sos111.pdf>
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance, second edition*. Cambridge University Press, 2005.
- Campos, J., Ericsson, N. R., & Hendry, D. F. (2005). General-to-specific Modeling: An Overview and Selected Bibliography. *International Finance Discussion Papers*. Board of Governors of the Federal Reserve System. Hentet fra <http://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/2005/838/ifdp838.pdf>
- Degen, K., & Fischer, A. M. (2010). Immigration and Swiss House Prices. *Swiss National Bank Working Papers 2010-16*. Hentet fra [http://www.snb.ch/n/mmr/reference/working\\_paper\\_2010\\_16/source](http://www.snb.ch/n/mmr/reference/working_paper_2010_16/source)
- Dokken, Ø., Eide, H., Johansen, O.-I., & Øverjordet, A. H. (2009). Geografi – landskaper, ressurser, mennesker, utvikling. Cappelen Damm. Hentet fra <http://nygeografi.cappelendamm.no/binfil/download.php?did=27072>
- Dreyer, C. V. (2013). Boligdebatt på Rødt sine premisser, i regi av NRK. Hentet fra [http://christiandreyer.blogg.no/1377614101\\_hvor\\_er\\_boligdebatten.html](http://christiandreyer.blogg.no/1377614101_hvor_er_boligdebatten.html)

- Dybendal, K. E., & Høydahl, E. (2008). Vi blir flere og yngre - av økt innvandring. *Samfunnsspeilet* 2008/5-6. Hentet fra <http://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/vi-blir-flere-og-yngre-av-okt-innvandring>
- Education, D. (2005). Lecture 1: "Stationarity and Differencing". Hentet fra <http://people.duke.edu/~rnau/411diff.htm>
- Eiendomsverdi AS, EFF, Finn.no. (2013). Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk, september 2013. Hentet fra <http://eff.no/filer/09%20Eff%2013%2009september.pdf>
- Eitrheim, Ø., & Gulbrandsen, K. S. (2004). House price indices for Norway 1819-2003. *Chapter 9 in Eitrheim, Ø., J.T. Klovland and J.F Qvigstad (eds), Historical Monetary Statistics for Norway 1819-2003, Norges Bank Occasional Papers no. 35 2004*. Hentet fra <http://www.norges-bank.no/upload/import/publikasjoner/skriftserie/35/chapter9.pdf>
- Eurostat. (2013). Crude rate of net migration plus adjustment. Hentet fra <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&plugin=1&language=en&pcode=tsdde230>
- Financial Crises Inquiry Commission. (2011). The Financial Crisis Inquiry Report. Hentet fra <http://www.gpo.gov/fdsys/pkg/GPO-FCIC/pdf/GPO-FCIC.pdf>
- Finans Norge. (2013). Beregningsgrunnlag for kapitalkrav. *Notat*. Hentet fra <http://www.fno.no/Hoved/Aktuelt/Horingsuttalelser/horingsuttalelser-2013/beregningsgrunnlag-for-kapitalkrav/>
- Finans Norge. (2013:2). Spørsmålene som stilles. Hentet fra <http://www.fnh.no/Hoved/Aktuelt/Sporreundersokelser/Forventningsbarometeret/Forklaring-til-forventningsbarometeret/Om-forventningsbarometeret/>
- Finansdepartementet. (2013, 4. oktober). Skatter, avgifter og toll 2014 for budsjettåret 2014. *Prop. 1 LS, (2013-2014)*. Finansdepartementet. Hentet fra [http://www.statsbudsjettet.no/upload/Statsbudsjett\\_2014/dokumenter/pdf/skatt.pdf](http://www.statsbudsjettet.no/upload/Statsbudsjett_2014/dokumenter/pdf/skatt.pdf)
- Finansdepartementet. (2013:2, 8. november). Endring av Prop. 1 LS (2013–2014) - Skatter, avgifter og toll 2014. *Prop. 1 LS Tillegg 1 (2013-2014)*. Hentet fra <http://www.regjeringen.no/pages/38526887/PDFS/PRP201320140001LS1DDDPDFS.pdf>
- FN. (2013). World Population Prospects: The 2012 Revision. Hentet fra <http://esa.un.org/unpd/wpp/index.htm>
- Fraser, P., & Oyefeso, O. (2005). US, UK and European Stock Market Integration. *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 32, No. 1-2, pp. 161-181, January 2005 . Hentet fra [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=661987](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=661987)
- Gallin, J. (2003). The Long-Run Relationship between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets. Hentet fra <http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2003/200317/200317pap.pdf>
- Gonzales, L., & Ortega, F. (2009). Immigration and Housing Booms: Evidence from Spain. *Discussion Paper Series CDP No 19/09*. Centre for Research and Analysis of Migration, Department of Economics, University College London. Hentet fra [http://www.cream-migration.org/publ\\_uploads/CDP\\_19\\_09.pdf](http://www.cream-migration.org/publ_uploads/CDP_19_09.pdf)

- Hansen, B. (2013). Lecture notes: Dummy variables. *ECON309: Economic Forecasting*. University of Wisconsin Madison.
- Hodne, F., & Grytten, O. H. (2002). *Norsk økonomi i det 20. århundre*. Fagbokforlaget.
- Hoover, K. D. (2003). Nonstationary Time Series, Cointegration, and the Principle of the Common Cause. British Society for the Philosophy of Science 2003. Hentet fra <http://public.econ.duke.edu/~kdh9/Source%20Materials/Research/6.%20Nonstationary%20Time%20Series%20and%20Common%20Cause.pdf>
- Høydahl, E. (2010). Befolkningsvekst rundt Oslo. *Samfunnsspeilet 2010/5-6*. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra <http://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/befolkningsvekst-rundt-oslo>
- Ivanov, V., & Kilian, L. (2001). *A Practitioners's Guide to Lag-order Selection for Vector Autoregressions*. Centre for Economic Policy Research.
- Jacobsen, D. H., & Naug, B. E. (2004). Hva driver boligprisene? *Penger og Kreditt nr 4/04*. Norges Bank. Hentet fra [http://www.norges-bank.no/upload/import/publikasjoner/penger\\_og\\_kreditt/2004-04/jacobsen.pdf](http://www.norges-bank.no/upload/import/publikasjoner/penger_og_kreditt/2004-04/jacobsen.pdf)
- Jacobsen, D. H., & Naug, B. E. (2004:2). Hva påvirker gjeldsveksten i husholdningene? *Penger og Kreditt 2/04*. Norges Bank. Hentet fra [http://www.norges-bank.no/upload/import/publikasjoner/penger\\_og\\_kreditt/2004-02/gjeldsveksten.pdf](http://www.norges-bank.no/upload/import/publikasjoner/penger_og_kreditt/2004-02/gjeldsveksten.pdf)
- Jansen, S. E. (2011). Hva driver utviklingen i boligprisene? *Samfunnsspeilet 2011/5-6*. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra <http://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/hva-driver-utviklingen-i-boligprisene>
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Application to the Demand for Money. *With application to the demand for money*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. Hentet fra <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x/pdf>
- Juvkam, D. (1996). Kraftig befolkningsvekst i byene på 1990-tallet. *Samfunnsspeilet 2/96*. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra [https://www.ssb.no/a/histstat/ssp/ssp\\_199602.pdf](https://www.ssb.no/a/histstat/ssp/ssp_199602.pdf)
- Kenny, G. (1998). The Housing Market and the Macroeconomy: Evidence from Ireland. Economic Analysis, Research and Publications Department, Central Bank of Ireland . Hentet fra <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.197.4003&rep=rep1&type=pdf>
- Klovland, J. T., & Helliesen, M. K. (2012). Forelesningsnotater FIE403-Konjunkturanalyse. Norges Handelshøyskole.
- Langørgen, A. (1993). En økonometrisk analyse av lønnsdannelsen i Norge. *Rapporter 93/5*. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra [http://www.ssb.no/a/histstat/rapp/rapp\\_199305.pdf](http://www.ssb.no/a/histstat/rapp/rapp_199305.pdf)
- Larsen, E. R. (2013). Samtale med Erling Røed Larsen, leder for forskningsavdelingen Eiendomsverdi AS.
- Larsen, E. R., & Sommervoll, D. E. (2003). Til himmels eller utfor stupet? En katalogisering av forklaringer på stigende boligpriser. *Notater 2003/64*. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra [http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat\\_200364/notat\\_200364.pdf](http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_200364/notat_200364.pdf)

- Lewbel, A., & Ng, S. (2005). Demand Systems with Nonstationary Prices. *The Review of Economics and Statistics*. Hentet fra <http://www.columbia.edu/~sn2294/pub/restat05.pdf>
- Lillegård, M. (1994). Prisindekser for boligmarkedet. *Rapporter 94/7*. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra [https://www.ssb.no/a/histstat/rapp/rapp\\_199407.pdf](https://www.ssb.no/a/histstat/rapp/rapp_199407.pdf)
- Lystad, L. H. (2011). Folketilveksten nær tredoblet siden år 2000. *Samfunnsspeilet 2011/5-6*. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra <http://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/folketilveksten-naer-tredoblet-siden-aar-2000>
- Moe Hansen, O.-P. (2013). Trender, HP-filter, sesongjustering og prognostisering. *Forelesningsnotater FIE403 - Konjunkturanalyse*. Norges Handelshøyskole.
- Moum, K., & Nesbakken, R. (1991). Nasjonalregnskapet som utgangspunkt for analyse av husholdningssektorens spareatferd. *Rapporter 91/16, Husholdningenes sparing - Begrepsavklaring, dataproblemer og analyse*. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra [https://www.ssb.no/a/histstat/rapp/rapp\\_199116.pdf](https://www.ssb.no/a/histstat/rapp/rapp_199116.pdf)
- NAV. (2013). Arbeidsledighetstall. Hentet fra <https://www.nav.no/om+nav/tall+og+analyse>
- NEF. (2013). NEF går ut av boligprisstatistikken. Hentet fra [http://www.nef.no/xp/pub/topp/aktuelt/nef\\_nyheter/649006](http://www.nef.no/xp/pub/topp/aktuelt/nef_nyheter/649006)
- Nordvik, V., & Medby, P. (2007). Selektive virkemidler i lokale boligmarkeder. *NOVA Rapport 8/2007*. Norsk institutt for forskning om oppvekst, velferd og aldring. Hentet fra [http://nova.no/asset/2604/1/2604\\_1.pdf](http://nova.no/asset/2604/1/2604_1.pdf)
- Norges Bank. (2013). Pengepolitisk rapport med vurdering av finansiell stabilitet. *Norges Banks rapportserie nr. 3-2013*. Norges Bank. Hentet fra [http://www.norges-bank.no/pages/98062/ppr\\_3\\_13.pdf](http://www.norges-bank.no/pages/98062/ppr_3_13.pdf)
- NOU. (2000). En strategi for sysselsetting og verdiskaping. *NOU 2000: 21*. Finansdepartementet. Hentet fra <http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/dok/nouer/2000/nou-2000-21/16/2/4.html?id=360364>
- NOU. (2009:2). Fordelingsutvalget. *NOU 2009: 10*. Finansdepartementet. Hentet fra <http://www.regjeringen.no/pages/2185274/PDFS/NOU200920090010000DDDPDFS.pdf>
- NOU. (2012:3). Utenfor og innenfor - Norges avtaler med EU. *NOU 2012: 2*. Utenriksdepartementet. Hentet fra <http://www.regjeringen.no/nb/dep/ud/dok/nou-er/2012/nou-2012-2/17/5.html?id=669636>
- NOU. (2013:4). Grunnlaget for inntektsoppgjørene 2013. *NOU 2013: 7*. Arbeidsdepartementet. Hentet fra <http://www.regjeringen.no/nb/dep/ad/dok/nouer/2013/nou-2013-7/5/2/1.html?id=726162>
- NTB. (2011). Sterk folkevekst - snart fem millioner. Hentet fra <http://www.forskning.no/kortnytt/307635>
- Pennings, P., Keman, H., & Kleinnijenjuis, J. (1999). *Doing research in Political Science*. London: Sage Publications.
- Pindyck, R. S., & Rubinfeld, D. L. (1991). *Econometric Models and Economic Forecasts*. New York: McGraw-Hill.

- Price, P. C., Pentecos, H. C., & Voth, R. D. (2002). Perceived Event Frequency and the Optimistic Bias: Evidence for a Two-Process Model of Personal Risk Judgements. Heather C. Pentecos, Rochelle D. Voth. Hentet fra <http://heatherlench.com/wp-content/uploads/2006/08/frequency-and-optimism.pdf>
- Røed, K. (1996). Hysteresis in Unemployment. Hentet fra <http://link.springer.com/article/10.1007%2FBF01180703#page-1>
- Sá, F. (2011). Immigration and house prices in the UK. *IZA Discussion Paper No. 5893*. Hentet fra <http://www.econstor.eu/bitstream/10419/51818/1/669982121.pdf>
- Skatteetaten. (2013). Formuesskatt. Hentet fra <http://www.skatteetaten.no/no/Tabeller-og-satser/Formuesskatt/>
- Skog, O.-J. (2005). *Kurs i anvendt tidsserieanalyse*. Universitetet i Oslo.
- Sommervoll, D. E. (2007). Gjeldsrenter og skatt: Skattereformen av 1992 uten effekt på husholdningenes gjeld? *Økonomiske analyser 5/2007*. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra [http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/oa\\_200705/sommervoll.pdf#page=1&zoom=auto,0,849](http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/oa_200705/sommervoll.pdf#page=1&zoom=auto,0,849)
- Sparrman, V. (2012). Arbeidsledighet som konjunkturindikator og forklaringsfaktor i makromodeller. *Økonomiske analyser 5/2012*. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra [http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/oa\\_201205/sparrman.pdf](http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/oa_201205/sparrman.pdf)
- SSB. (1995:5). Sosiale indikatorer 1980-1985: Velferdsutviklingen de siste 15 år. *Samfunnsspeilet 4/95*. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra [http://www.ssb.no/a/histstat/ssp/ssp\\_199504.pdf](http://www.ssb.no/a/histstat/ssp/ssp_199504.pdf)
- SSB. (2012). Begreper i nasjonalregnskapet. Hentet fra [http://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/begreper-i-nasjonalregnskapet#Disponibel\\_inntekt\\_for\\_husholdningene](http://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/begreper-i-nasjonalregnskapet#Disponibel_inntekt_for_husholdningene)
- SSB. (2012:8). Økonomiske analyser 1/2012. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra [http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/oa\\_201201/oa2012-1.pdf](http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/oa_201201/oa2012-1.pdf)
- SSB. (2013:1). Boforhold, levekårsundersøkelsen. Hentet fra <http://www.ssb.no/bygg-bolig-og-eiendom/statistikker/bo/hvert-3-aar/2013-02-05?fane=tabell&sort=nummer&tabell=94422>
- SSB. (2013:10). Økonomiske analyser 3/2013. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra [http://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/\\_attachment/116033?\\_ts=13ef5cae920](http://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/_attachment/116033?_ts=13ef5cae920)
- SSB. (2013:2). Byggjekostnadsindeks for bustader. Hentet fra <http://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/bkibol?fane=om>
- SSB. (2013:3). Konsumprisindeksen. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra <http://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/kpi/maaned/2013-11-11?fane=om#content>
- SSB. (2013:4). MODAG og KVARTS. Hentet fra <http://www.ssb.no/forskning/makrookonomi/konjunkturanalyser-og-prognoser/modag-og-kvarts>
- SSB. (2013:6). Statistikkbanken. Hentet fra <https://www.ssb.no/statistikkbanken>



- SSB. (2013:7). Økonomiske analyser 1/2013. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra [http://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/oa/\\_attachment/101117?\\_ts=13d4491c260#page=1&zoom=auto,0,849](http://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/oa/_attachment/101117?_ts=13d4491c260#page=1&zoom=auto,0,849)
- SSB. (2013:9). Økonomiske analyser 2/2013. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra [http://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/oa/\\_attachment/109883?\\_ts=13e4143ea10](http://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/oa/_attachment/109883?_ts=13e4143ea10)
- STATA. (2013). vec intro - Introduction to vector error-correction models. Hentet fra <http://www.stata.com/manuals13/tsvecintro.pdf>
- Stenvaagnes, R. (2013). Professor: Feilslått politikk at alle skal eie bolig. Aftenposten. Hentet fra <http://www.aftenposten.no/okonomi/Professor-Feilslatt-politikk-at-alle-skal-eie-bolig-7241027.html#.UmZZbxASP6F>
- Stock, J. H., & Watson, M. M. (2011). *Introduction to Econometrics, third edition*. Pearson Education Limited 2012.
- Sættem, J. B. (2012). Slik har norske boligpriser utviklet seg gjennom de siste 200 årene. Hentet fra <http://www.nrk.no/nyheter/norge/1.8273402>
- Takle, M. (2012). Boligprisindeksen - Dokumentasjon av metode. *Notater 10/2012*. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra [http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat\\_201210/notat\\_201210.pdf](http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_201210/notat_201210.pdf)
- Thadewald, T., & Büning, H. (2004). Jarque-Bera test and its competitors for testing normality: A power comparison. *School of Business & Economics Discussion Paper: Economics, No. 2004/9*. Hentet fra <http://www.econstor.eu/bitstream/10419/49919/1/668828234.pdf>
- Thorsnæs, G. (2013). Norges befolkning. Det norske leksikon. Hentet fra [http://snl.no/Norges\\_befolkning](http://snl.no/Norges_befolkning)
- TNS Gallup. (2013). Om Norsk Trendindikator. Hentet fra <http://www.tns-gallup.no/?aid=9080115>
- Vassenden, K. (1999). Norge et innvandringsland siden 1971. *Statistikk mot år 2000: 1970-1971*. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra <http://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/norge-et-innvandringsland-siden-1971>
- Vassenden, K. (2012). Hvor stor er egentlig innvandringen til Norge - nå, før og internasjonalt? *Samfunnsspeilet 2012/3*. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra <http://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/hvor-stor-er-egentlig-innvandringen-til-norge-naa-for-og-internasjonalt>
- Wass, K. Å. (1992). Prisindeks for ny enebolig. *Rapporter 92/21*. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra [http://www.ssb.no/a/histstat/rapp/rapp\\_199221.pdf](http://www.ssb.no/a/histstat/rapp/rapp_199221.pdf)
- Wooldridge, J. M. (2008). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Cengage South-Western.
- Zhang, L.-C. (2006). Prisindeksberegninger. *Notater 2006/74*. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra [http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat\\_200674/notat\\_200674.pdf](http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_200674/notat_200674.pdf)
- Østby, L. (2001). Folk flytter fra Oslo. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra <http://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/folk-flytter-fra-oslo>

## Appendiks

### Resultater fra Johansen-testen

```
. vec bp disp gjeld boligkap arbled_SA, lags(5) trend(none) noetable
```

Vector error-correction model

```
Sample: 1986q2 - 2013q2          No. of obs   =      109
                                AIC            = -37.97568
Log likelihood = 2178.674        HQIC         = -36.88424
Det(Sigma_ml) = 3.00e-24        SBIC         = -35.28433
```

Cointegrating equations

Equation	Parms	chi2	P>chi2
_cel	4	2404.921	0.0000

Identification: beta is exactly identified

Johansen normalization restriction imposed

beta	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_cel						
bp	1	.	.	.	.	.
disp	-1.865984	.2155954	-8.66	0.000	-2.288544	-1.443425
gjeld	-.6982715	.0807595	-8.65	0.000	-.8565572	-.5399858
boligkap	2.270914	.1204393	18.86	0.000	2.034857	2.506971
arbled_SA	2.456441	1.229093	2.00	0.046	.0474633	4.86542

```
. vec bp_0 disp gjeld boligkap arbled_SA, lags(5) trend(none) noetable
```

Vector error-correction model

```
Sample: 1986q2 - 2013q2          No. of obs   =      109
                                AIC            = -37.74236
Log likelihood = 2165.959        HQIC         = -36.65092
Det(Sigma_ml) = 3.78e-24        SBIC         = -35.05102
```

Cointegrating equations

Equation	Parms	chi2	P>chi2
_cel	4	2572.715	0.0000

Identification: beta is exactly identified

Johansen normalization restriction imposed

beta	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_cel						
bp_0	1	.	.	.	.	.
disp	-2.609999	.2823629	-9.24	0.000	-3.16342	-2.056578
gjeld	-.7250851	.1056246	-6.86	0.000	-.9321054	-.5180647
boligkap	2.932465	.1527098	19.20	0.000	2.633159	3.23177
arbled_SA	.7252462	1.39327	0.52	0.603	-2.005513	3.456005

## Statistiske tester for autokorrelasjon

```
. estat bgodfrey, lags(4)
```

```
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
```

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
4	3.510	4	0.4764

H0: no serial correlation

```
. wntestq res, lag(4)
```

```
Portmanteau test for white noise
```

```
Portmanteau (Q) statistic = 2.8062
Prob > chi2(4) = 0.5908
```

## Statistiske tester for homoskedastisitet

```
. estat imtest, white
```

```
White's test for Ho: homoskedasticity
against Ha: unrestricted heteroskedasticity
```

```
chi2(49) = 52.12
Prob > chi2 = 0.3535
```

```
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test
```

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	52.12	49	0.3535
Skewness	9.79	10	0.4595
Kurtosis	1.11	1	0.2928
Total	63.01	60	0.3702

```
. estat hettest
```

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
```

```
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of D.bp
```

```
chi2(1) = 0.12
Prob > chi2 = 0.7251
```

## Statistiske tester for normalitet

```
. sktest res
```

Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2 (2)	joint Prob>chi2
res	109	0.8006	0.5808	0.37	0.8300

```
. swilk res
```

Shapiro-Wilk W test for normal data					
Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
res	109	0.98462	1.365	0.693	0.24415

```
. iqr res
```

mean=	-5.1e-11	std.dev.=	.0153	(n=	109)
median=	-1.9e-04	pseudo std.dev.=	.0137	(IQR=	.0185)
10 trim=	-2.2e-05				
				low	high
				-----	
		inner fences		-.0379	.0361
		# mild outliers		0	0
		% mild outliers		0.00%	0.00%
		outer fences		-.0657	.0639
		# severe outliers		0	0
		% severe outliers		0.00%	0.00%

## Statistisk test for funksjonell form og utelatte variabler

```
. ovtest
```

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of D.bp
Ho: model has no omitted variables
F(3, 96) = 2.13
Prob > F = 0.1016
```