

Prisutvikling og regionale forskjeller i det norske boligmarkedet

av

Daniel Netland

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Juni 2016

UNIVERSITETET I BERGEN



Forord

Denne masteroppgaven i samfunnsøkonomi markerer slutten på utdannelsen min ved Universitetet i Bergen. Prosessen med oppgaveskriving har vært lærerik, utfordrende og spennende. Jeg vil gjerne rette en stor takk til mine to veiledere, Erling Vårdal og Astrid Louise Grasdahl. Deres gode råd og tankevekkende tilbakemeldinger i løpet av dette året har vært veldig nyttig for meg. I tillegg vil jeg takke Ola Honningdal Grytten for råd og tips, samt Alexander Staubert (TNS Gallup), Erik Sjømæling (SSB) og Berit Mira Rosentjern (SSB) for hjelp med datamateriale. Til sist vil jeg takke Kommunal- og moderniseringsdepartementet for å ha tildelt meg stipend for å skrive denne oppgaven.

Daniel Netland, Bergen 1. juni 2016

Sammendrag

Prisutvikling og regionale forskjeller i det norske boligmarkedet

av

Daniel Netland, Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, 2016

Veiledere: Erling Vårdal og Astrid Louise Grasdal

I denne masteroppgaven vil jeg undersøke prisutviklingen i det norske boligmarkedet i moderne tid. Jeg ser også etter regionale forskjeller mellom Norges fire største byer, Oslo, Stavanger, Bergen og Trondheim. Spesielt undersøker jeg om fundamentale faktorer har ulik påvirkning på boligprisene i disse byene. Problemstillingen min er: Hvordan har prisutviklingen i det norske boligmarkedet vært i nyere tid, og påvirker fundamentale faktorer boligprisene ulikt i Norges fire største byer?

I min undersøkelse av prisutviklingen i det norske boligmarkedet finner jeg at boligprisene vokser raskere enn leiepriser, byggekostnader og generell prisvekst i økonomien. Dette tolker jeg som tegn på at prisveksten er kunstig høy. Videre gjør jeg en økonometrisk analyse av boligmarkedet mellom første kvartal 2000 og fjerde kvartal 2013. Jeg forklarer boligpris med følgende fundamentale faktorer: rente, arbeidsledighet, inntekt, boligbygging og forventning. Mine resultater viser at 65-75 % av variasjonen i boligpriser forklares av de fundamentale faktorer jeg bruker som forklaringsvariabler i modellen. Jeg finner at forklaringskraften i Oslo ($\approx 65\%$) er lavere enn i de tre andre byene ($\approx 75\%$), samt at Oslo er den byen med lengst halveringstid (≈ 16 måneder). Jeg finner også at arbeidsledighet er den fundamentale faktoren som påvirker boligprisutviklingen med høyest styrke. De fundamentale faktorene har i stor grad tilnærmet lik påvirkning på boligprisutviklingen i de fire byene, men jeg finner at rente virker svakere i Trondheim enn i de tre andre byene. Modellen min er ikke i seg selv et verktøy til å avdekke boligbobler, men at fundamentale faktorer forklarer markert mye mindre av Oslos prisutvikling kan ifølge deler av litteraturen som finnes på området tolkes som at faren for en boligboble potensielt er større i hovedstaden enn i de tre andre byene.

Modellestimering og økonometriske tester er utført i STATA 14, og øvrig databehandling er utført i Excel.

Innholdsfortegnelse

Forord	II
Sammendrag	III
Tabeller	VI
Figurer	VII
1.0 Innledning	1
2.0 Teori	3
2.1 Boligmarkedet, tilbud og etterspørsel	3
2.1.1 Tilbud i boligmarkedet	3
2.1.2 Etterspørsel i boligmarkedet	5
2.1.3 Kortsiktig likevekt i boligmarkedet	6
2.1.4 Langsiktig dynamikk i boligmarkedet	7
2.2 Boligboble	8
3.0 Boligmarkedet i Norge	10
3.1 Norsk boligpolitikk	10
3.2 SSBs boligprisindeks	11
3.3 Gjennomsnittlig kvadratmeterpris for selveierbolig	12
3.4 Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk	13
3.5 Relevant statistikk	13
3.6 Nasjonal og regional prisutvikling i nyere tid	16
3.7 Norsk boligmarked sammenlignet med andre land	18
3.8 Bærekraftig prisvekst	20
4.0 Empirisk metode	27
4.1 Tidsserieøkonometri	27
4.2 Stasjonaritet og autokorrelasjon	28
4.3 Spuriøsitet og kointegrasjon	32
4.4 Feiljusteringsmodeller	33
4.5 Paneldata og interaksjonsvariabler	37
5.0 Tidligere studier	39
5.1 Jacobsen og Naug (2004)	39

5.2 Fredriksen (2007)	40
5.3 Terrones og Otrok (2004)	40
5.4 Holmes og Grimes (2005)	41
5.5 Grytten (2009)	42
5.6 Algieri (2013)	42
5.7 Oppsummering	43
6.0 Data	44
6.1 Boligpris	44
6.2 Inntekt	45
6.3 Rente	46
6.4 Arbeidsledighet	47
6.5 Boligbygging	48
6.6 Forventning	49
6.7 Modellering av forventning	51
6.8 Variabler som ikke inkluderes i boligprismodellen	52
6.9 Nominelle eller reelle data?	53
6.10 Langsiktig svak eksogenitet	55
7.0 Testing og økonometrisk analyse	56
7.1 Testing for stasjonaritet	56
7.2 Feiljusteringsmodell for boligpriser	57
7.3 Regionale forskjeller eller felles utvikling i boligmarkedene?	64
8.0 Konklusjon	72
9.0 Referanseliste	74
Appendiks	77
A.1 Regresjonskoeffisienter fra forventningsmodell	77
A.2 Utregning av interaksjonseffekt, $realrente_{t-1} * Trondheim$	78

Tabeller

<u>Tabell 1: Testresultater for utvidet Dickey-Fuller test for stasjonaritet, inndelt etter by</u>	<u>56</u>
<u>Tabell 2: Testresultater for Ljung-Box test for autokorrelasjon, inndelt etter by</u>	<u>58</u>
<u>Tabell 3: Regresjonskoeffisienter boligprismodell, etter byer, standardfeil i parentes</u>	<u>59</u>
<u>Tabell 4: Langsiktig økonomisk effekt, beregninger utført med tall fra tabell 3</u>	<u>62</u>
<u>Tabell 5: Regresjonskoeffisienter fra paneldatamodel for interaksjonsanalyse, FGLS</u>	<u>67</u>

Figurer

Figur 1: Kortsiktig likevektssammenheng i boligmarkedet	7
Figur 2: Husholdninger som eier sekundærbolig	14
Figur 3: Fullførte boliger deflatert mot folkemengde	15
Figur 4: Husleieindeks og konsumprisindeks	15
Figur 5: Boligprisindeksen 1992k1-2015k4, hele landet	16
Figur 6: Regional boligprisindeks, 2005-2015	17
Figur 7: Gjennomsnittlig kvadratmeterpris for bolig, 2000-2014, regioner	17
Figur 8: Boligprisindeks for Norge og naboland (2005 = 100), 1975-2015	18
Figur 9: Bokostnad som prosentandel av total disponibel inntekt, Norge og naboland	19
Figur 10: Realboligprisindeks, nasjonal, 2003-2013	20
Figur 11: Realboligprisindeks, Norge og naboland, 1975-2015	21
Figur 12: P/C-koeffisienter, nasjonal, 2003-2015	22
Figur 13: P/R-koeffisienter, nasjonal, 2000-2015	24
Figur 14: Prosentandel husholdninger med lån til fastrente, hele Norge, 1999-2014	25
Figur 15: Regionale boligpriser pr. kvadratmeter, 2000k1-2013k4	44
Figur 16: Regional gjennomsnittlig personlig bruttoinntekt, 2000k1-2013k4	46
Figur 17: Bankenes gjennomsnittlige utlånsrente, 2000k1-2013k4	47
Figur 18: Arbeidsledighet (prosent), regioner, 2000k1-2013k4	48
Figur 19: Igangsatt boligbygging målt i kvadratmeter, 2000k1-2013k4	49
Figur 20: TNS Gallups forventningsbarometer, nasjonal indikator, 2000k1-2013k4	50
Figur 21: Konstruert forventningsindikator justert for rente og arbeidsledighet	52
Figur 22: Reelle transformasjoner av boligpris og inntekt til bruk i min boligprismodell	54
Figur 23: Bankenes reelle gjennomsnittlige utlånsrente til bruk i min boligprismodell	55
Figur 24: Innbyggere pr. kvadratkilometer (tettsted), regioner, 2000-2015	70

1.0 Innledning

Det norske boligmarkedet er et mye diskutert tema, både i faglitteratur og media. Med unntak av boligkrakket sent på 80-tallet og finanskrisen mellom 2007 og 2009 har det norske boligmarkedet opplevd en nesten uavbrutt prisstigning i moderne tid. Etter fallet i oljepris sommeren 2014 har noen områder på Vestlandet begynt å oppleve synkende boligpriser, mens Oslo og flere andre regioner i landet derimot har fortsatt veksten. Denne situasjonen danner bakteppet for min masteroppgave.

På tross av at boligmarkedet er så hyppig omtalt er det lite enighet om hvordan tilstanden i markedet faktisk er. Effekten av ulike prisdrivere, regionale forskjeller i boligmarkedet, samt om markedet er inne i en boble eller ikke er tema som de siste årene har vært gjenstand for mye diskusjon. Å forstå hvordan boligmarkedet fungerer er viktig. Vi trenger ikke se lenger tilbake enn til finanskrisen i USA mellom 2007 og 2009, der kollaps i bankmarkedet forårsaket krakk i boligmarkedet, konkursbølger i næringslivet og økt arbeidsledighet. I Norge var det lignende tilstander etter at 80-tallets oppgangskonjunktur snudde til nedgangskonjunktur. Oppgangskonjunktoren på 80-tallet var en periode der den nye norske oljeindustrien, lavrentepolitikk og liberalisering av kredittmarkedet førte til sterk velstandsvekst. På folkemunne kalles denne perioden for jappetiden. Da jappetiden var over gjorde avtakende lønnsvekst, kunstig høye børsverdier og fallende oljepris at Norge gikk inn i en dyp nedgangskonjunktur. I denne perioden opplevde Norge bankkrise og konkurser i næringslivet. Arbeidsledigheten økte kraftig, og flere ble nødt til å gå fra hus og hjem grunnet manglende evne til å betjene gjeld. Følgelig ble boliggetterspørselen redusert, og boligprisene falt kraftig. I 1993 begynte boligprisene å stige igjen, og siden den gang har prisstigningen fortsatt nesten uavbrutt med unntak av under finanskrisen. Boligmarkedet er en viktig del av den norske økonomien, og kunnskap om mekanismene i markedet er viktig for å unngå nye lignende kriser.

I denne masteroppgaven skal jeg undersøke prisutvikling og regionale forskjeller i det norske boligmarkedet. Jeg vil fokusere spesielt på de fire største byene i Norge: Oslo, Stavanger, Bergen og Trondheim. Jeg skal undersøke hvordan realøkonomiske forhold påvirker boligprisene i de respektive byene over tid. Fokuset sentreres på hvordan inntekt, rente, arbeidsledighet, boligbygging og forventninger til egen og norsk økonomi henger sammen med boligprisutviklingen. Disse realøkonomiske forholdene blir regnet som fundamentale faktorer med tanke på boligprisutvikling. De siste årene har spesielt Oslo blitt trukket frem i media som en by med veldig sterk boligprisvekst. Er det slik at denne prisveksten er spesielt

sterk i Oslo, eller er utviklingen tilsvarende i de andre større byene i Norge også?

Problemstillingen min er: Hvordan har prisutviklingen i det norske boligmarkedet vært i nyere tid, og påvirker fundamentale faktorer boligprisene ulikt i Norges fire største byer?

Problemstillingen forsøker jeg å besvare ved hjelp av økonometrisk analyse av prisutviklingen fra første kvartal 2000 til fjerde kvartal 2013. Jeg videreutvikler en økonometrisk modell først konstruert av Jacobsen & Naug (2004). Min modell er basert på nyere data, har en mer avansert spesifisering og kan tilpasses regional analyse med paneldata. I motsetning til Jacobsen og Naug bruker jeg også realinntekt, realrente og realboligpriser, i stedet for nominelle verdier. På denne måten forsøker jeg å ta hensyn til generell prisvekst i økonomien i min analyse.

Målet med denne masteroppgaven er ikke å avdekke en boligboble. Historisk sett har det vært vanskelig å påvise boligbobler før de har sprukket. I tillegg er de økonometriske verktøyene jeg benytter lite egnet til å påvise boligbobler. Jeg vil tolke modellresultatene mine i lys av nyere tids prisutvikling, og diskutere hvorvidt utviklingen er bærekraftig. Med bærekraftig utvikling mener jeg at prisene kan fortsette dagens utvikling over lengre tid uten at det vil ende i et brått og uventet prisfall. Dersom prisutviklingen ikke er bærekraftig vil boligprisene bli kunstig høye sett i lys av de realøkonomiske forholdene som påvirker prisutviklingen.

Først i oppgaven gjennomgår jeg relevant teori, da spesielt tilbud og etterspørsel i boligmarkedet og teori om boligboblebegrepet. Videre gir jeg et kort overblikk over norsk boligpolitikk, ulike boligprismål og prisutvikling i boligmarkedet. Jeg presenterer ulike empiriske indikatorer for karakteristikker av boligprisutvikling, og ser på utviklingen til disse indikatorene i moderne tid. Dette knytter jeg opp mot teorien jeg gjennomgikk først i oppgaven. I neste del av oppgaven gjennomgår jeg teori om tidsserieøkonometri, og de problemene man kan støte på i slike analyser. Jeg utleder og bruker en økonometrisk feiljusteringsmodell til å analysere boligprisutvikling både på kort og lang sikt. Deretter presenterer jeg en oversikt over noen tidligere studier som har gjennomført tilsvarende undersøkelser som mine. I siste del av oppgaven gir jeg en oversikt over de data jeg bruker i analysen, presenterer feiljusteringsmodellen jeg bruker og tolker resultatene mine. Jeg analyserer byene hver for seg, og samlet i én modell med paneldata.

2.0 Teori

I denne delen av oppgaven vil jeg gjennomgå relevant teori for min problemstilling. Jeg vil først gjennomgå Sørensen og Whitta-Jacobsens modell for tilbud og etterspørsel i boligmarkedet, før jeg forklarer kort hva en boligboble innebærer.

2.1 Boligmarkedet, tilbud og etterspørsel

I dette delkapittelet vil jeg gå nærmere inn på dynamikken i boligmarkedet. Nærmere bestemt vil jeg gjennomgå en modell basert på Tobins q-teori (James Tobin, 1969) som tar for seg tilbud og etterspørsel i boligmarkedet. Kort forklart er Tobins q forholdet mellom et selskaps markedsverdi og dets gjenskaffelsesverdi. Dersom q er større enn 1 er kapital mer verdt investert i selskapet enn utenfor. Når $q = 1$ har vi en likevekt. Det er fullt mulig å benytte denne teorien til å forklare investering i boligmarkedet. Vi tar utgangspunkt i forholdet mellom markedspriser på ny bolig og byggekostnader. Dersom forholdstallet er større enn 1 vil det være lønnsomt for aktører å bygge nye boliger. Jeg gjør rede for modellen til Sørensen og Whitta-Jacobsen (2010) som i tillegg til boliginvestering også tar for seg dannelsen av boligpriser og privat etterspørsel etter boliger. Vi har en representativ entreprenør som investerer i boliger på tilbudssiden, og publikum som kjøper bolig på etterspørselssiden.

2.1.1 Tilbud i boligmarkedet

Bygging av nye boliger er en tidkrevende prosess. Derfor antas boligtilbudet (H) å være konstant på kort sikt. Ettersom tilbudet endres tregt vil en økning i priser som følger av økt etterspørsel i sin tur føre til økt nybygging i form av flere igangsatte prosjekter. Innen disse prosjektene er fullførte kan etterspørselen og prisene ha gått ned igjen. Vi antar at investering i ny boligkapital (I^H) for en representativ entreprenør har følgende produktfunksjon:

$$I^H = A * X^\beta, \quad \text{der } 0 < \beta < 1, \quad (1)$$

der I^H er nybygging av boliger, A er en konstant som avhenger av kapasiteten til entreprenøren og X er en sammensatt innsatsfaktor. Ettersom β er antatt til å være mindre enn 1 har vi avtakende skalaavkastning i produksjonen. For enkelhets skyld antar vi at den sammensatte innsatsfaktoren X består av arbeid (L) og materialer (Q) og:

$$L = aX \quad (2)$$

$$Q = bX \quad (3)$$

Vi antar altså en Leontief-struktur, som sier at for å produsere 1 enhet av X , så kreves det a arbeidstimer, og b materialenheter. Hvis vi setter W som lønnsrate og P^Q som materialkostnader følger det at prisen på en enhet av X blir:

$$P^X = aW + bP^Q \quad (4)$$

Hvis vi antar at P^H er markedsprisen på en enhet boligkapital, kan vi sette opp profittfunksjonen til den representative entreprenøren som investerer i bolig:

$$\Pi = P^H I^H - P^X X \quad (5)$$

$$\Pi = P^H I^H - P^X (I^H/A)^{\frac{1}{\beta}} \quad (6)$$

Vi kan finne den representative entreprenørens investeringsfunksjon ved å derivere profittfunksjonen med hensyn på I^H . Førsteordensbetingelsen for profittmaksimering gir oss følgende uttrykk:

$$P^H - \frac{P^X}{\beta A} \left(\frac{I^H}{A} \right)^{\frac{1-\beta}{\beta}} = 0 \quad (7)$$

Første ledd er marginalinntekt ved boliginvestering og andre ledd er marginal byggekostnad. Den representative entreprenørens tilbudskurve for ny investering i bolig blir da:

$$I^H = k * \left(\frac{P^H}{P^X} \right)^{\frac{\beta}{1-\beta}}, \quad \text{der } k \stackrel{\text{def}}{=} \beta^{\beta/(1-\beta)} A^{1/(1-\beta)} \quad (8)$$

Denne investeringsfunksjonen kan tolkes slik at vår representative entreprenør vil investere i nye byggeprosjekter inntil marginale byggekostnader er lik markedsprisen på en enhet boligkapital. Virkeligheten blir naturlig nok mer kompleks, men denne enkle modellfremstillingen er likevel egnet til å illustrere noen sentrale mekanismer i boligmarkedet. Den relative prisvariabelen $\left(\frac{P^H}{P^X} \right)$ blir ifølge Sørensen og Whitta-Jacobsen (2010, s. 408) analog til Tobins q . Ettersom β ligger mellom 0 og 1 har vi altså at boliginvestering I^H vil være økende i vår q -rate, altså forholdet mellom prisen på nye boliger og byggekostnadene $\left(\frac{P^H}{P^X} \right)$.

2.1.2 Etterspørsel i boligmarkedet

Publikums etterspørsel etter bolig kan deles inn i to deler, etterspørsel etter primærbolig og etterspørsel etter bolig som investeringsobjekt. Etterspørsel etter primærbolig blir antatt å være betydelig større enn etterspørsel etter sekundærboliger (Jacobsen & Naug, 2004), men det kan også tenkes at andelen sekundærboliger i Norge har økt de siste årene som følge av den kraftige boligprisveksten. Høye og voksende boligpriser gjør boliger attraktive som investeringsobjekt. Dette gjenspeiles i statistikk fra SSB, der vi kan observere at verdien av boligformue knyttet til sekundærboliger målt i faste kroner økte med 32 % mellom 2010 og 2012 (Omholt & Strøm, 2014). Dette skaper økt risiko for at en boligboble kan oppstå, noe jeg vil komme nærmere tilbake til senere.

I modellen min vil jeg se på en representativ konsument som har fått lånefinansiert sitt boligkjøp av boligmasse (H) til markedspris P^H per enhet boligkapital. P^H bestemmes av boligtilbudet, og de andre variablene gis eksogent. Konsumenten låner til nominell rente (r) og betaler vedlikehold av bolig til depresieringsrate (δ). Vi gjør en forenkling i modellen ved at vi antar at den allmenne prisstigningen er null. Følgelig vil realrenten være lik den nominelle. Vi har at den totale kostnaden ved boligkonsum blir:

$$(r + \delta)P^H H \quad (9)$$

La oss ta hensyn til følgende poeng: Hvis konsumenten forventer at markedsprisen på bolig P^H vil øke over en periode vil det kreves mindre penger til vedlikehold osv. for å opprettholde verdien til boligen. Dette forholdet blir motsatt ved en reduksjon i markedspris på bolig P^H . Følgelig har vi at $\delta = \hat{\delta} - g^e$, der g^e er forventet prisvekst (eller reduksjon) for boliger og $\hat{\delta}$ er vedlikeholdskostnader nødvendig for å opprettholde verdien til boligen. I denne modellen behandler vi $\hat{\delta}$ og g^e som eksogene konstanter, men det er viktig å merke seg at endret prisvekst vil forårsake endret vedlikeholdskostnad. Hvis vi antar at konsumenten har en eksogent gitt inntekt lik Y , og eksogent gitt konsum utenom bolig lik C kan vi sette opp en enkel budsjettrestriksjon:

$$Y = (r + \delta)P^H H + C \quad (10)$$

Her er prisene knyttet til konsum C og inntekt Y normalisert til 1. Det betyr at en økning i boligpris P^H representerer en økning relativt til generelt konsumprinsnivå. En prisøkning på

bolig representerer en realkapitalgevinst. Konsumenten er nyttemaksimerende, og allokterer inntekten sin mellom bolig og konsum. Vi antar at nyttefunksjonen er av Cobb-Douglas type:

$$U = H^\eta C^{1-\eta} \quad 0 < \eta < 1 \quad (11)$$

Vi kan bruke budsjettbetingelsen fra (10) til å eliminere konsumvarer fra nyttefunksjonen:

$$U = H^\eta [Y - (r + \delta)P^H H]^{1-\eta} \quad (12)$$

Videre kan vi finne konsumentens optimale boliggetterspørrel ved å maksimere nyttefunksjonen mhp. boligmasse (H) samt ta førsteordensbetingelsen:

$$\begin{aligned} \eta H^{\eta-1} [Y - (r + \delta)P^H H]^{1-\eta} \\ + (1 - \eta) H^\eta [Y - (r + \delta)P^H H]^{-\eta} (- (r + \delta)P^H) = 0 \end{aligned} \quad (13)$$

Denne ligningen kan løses med hensyn på H slik at vi får boliggetterspørrel (H^d):

$$H^d = \frac{\eta Y}{(r + \delta)P^H} \quad (14)$$

Fra denne ligningen kan vi se at økt rente (r) og økte vedlikeholdskostnader eller tapt kapitalgevinst (δ) virker negativt på boliggetterspørselen. Vi ser også at boliggetterspørselen øker lineært i inntekt (Y).

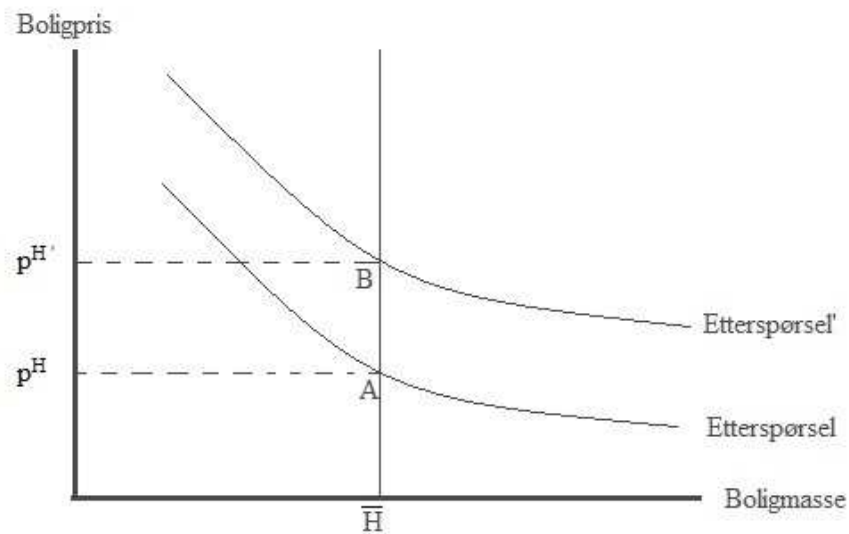
2.1.3 Kortsiktig likevekt i boligmarkedet

Boligtilbudet er som sagt fast på kort sikt, så kortsiktige svingninger i boligpris skjer som følge av endringer i etterspørselen slik at $H^d = \bar{H}$. Ved å stille om på ligningen for boliggetterspørselen kan vi få den på prisform:

$$P^H = \frac{\eta Y}{(r + \delta)\bar{H}} \quad (15)$$

Her ser vi på \bar{H} som en den gitte boligmassen, slik at dette tolkes som en likevektssammenheng. Likevektsforholdet kan illustreres i følgende figur:

Figur 1: Kortsiktig likevektssammenheng i boligmarkedet



Vi ser at dersom etterspørselen øker fra «Etterspørsel» til «Etterspørsel'» vil likevektstilpasningen gå fra punkt A til punkt B. Det kortsiktige boligtilbudet er fast lik \bar{H} . Den markedsklarerende likevektsprisen for bolig øker fra P^H til $P^{H'}$.

2.1.4 Langsiktig dynamikk i boligmarkedet

Hvis vi ser på boligmarkedet på lenger sikt, kan også tilbudet (H) endre seg. En endring vil skje når entreprenører investerer i nye boliger. Tidligere definerte vi entreprenørenes investeringsfunksjon i periode t :

$$I^H = k * \left(\frac{P^H}{P^X} \right)^{\frac{\beta}{1-\beta}}, \text{ der } 0 < \beta < 1. \quad (16)$$

Vi har også definert boligetterspørselen på prisform:

$$P^H = \frac{\eta Y}{(r + \delta)H} \quad (17)$$

Vi har også tidligere definert $\hat{\delta}$ som de vedlikeholdskostnadene en boligeier må ut med for å opprettholde verdien til boligen gitt at prisene er faste. Følgelig kan vi si at $\hat{\delta}H$ er et mål på reduksjon i boligmassen. Ut ifra dette har vi en identitet som forklarer sammenhengen mellom boligmasse i periode t og $t + 1$ (Sørensen & Whitta-Jacobsen, 2010):

$$H_{t+1} = H_t(1 - \hat{\delta}) + I_t^H \quad (18)$$

Disse tre ligningene gir oss en enkel dynamisk modell for boligmarkedet. Gitt at rente holdes fast, bestemmes markedsklarerende likevektspris i inneværende periode av det eksisterende boligtilbudet. Dette vil i sin tur bestemme neste periodes boligtilbud, boligpris og så videre. I vår enkle modell vil denne dynamiske prosessen fortsette helt til boligprisene når et nivå der boligbyggingen er akkurat høy nok til å kompensere for depresieringen av eksisterende boligmasse slik at $I_t^H = \hat{\delta}H_t$. Slik ser vi at på kort sikt må en etterspørselsøkning føre til prisøkning, mens det på lengre sikt vil føre til økt boligbygging som i tur demper prisveksten. Det kan vises at boligprisene vil konvergere mot en likevektspris bestemt av tilbud og etterspørsel, som igjen bestemmes av de makroøkonomiske forklaringsvariablene i modellen.

2.2 Boligboble

I disse dager er det mye snakk om en boligboble, både i media og på folkemunne. Boble som et økonomisk begrep blir likevel sjelden klart definert, selv blant økonomer. Joseph E. Stiglitz (1990) gir en intuitiv forklaring av begrepet: «If the reason that the price is high today is *only* because investors believe that the selling price will be high tomorrow –when “fundamental” factors do not seem to justify such a price- then a bubble exists.» Dette vil si at markedsprisen er høyere enn den likevektsprisen vi finner i modellberegninger. Dette er en generell forklaring av boblebegrepet, men hvis vi mer spesifikt skal definere hva en boligboble er kan vi se til Case og Shiller. I deres artikkel «Is there a bubble in the housing market» definerer de en boligboble som kjøp av bolig i stort volum til priser som signifikant avviker fra fundamentale verdier. Det er bred enighet i litteraturen om at det som defineres som fundamentale verdier i boligmarkedet er spesielt rente, inntekt, arbeidsledighet og boligbygging. Dersom boligprisene har en utvikling som er mye sterkere enn det disse verdiene skulle tilsi, kan det ses på som et tegn på at det eksisterer en boligboble i markedet. I både Stiglitz og Case & Shillers definisjoner av økonomiske bobler, samt i ordets bokstavelige betydning, ligger det implisitt en forståelse av at bobler før eller siden vil bryte.

Dersom en boligboble brister og boligprisene faller, vil panteverdien kunne falle til under verdien av boliglånene. Hvis det samtidig blir flere som ikke klarer å betjene gjelden sin, vil bankene få økte utlånstap og senke sitt tilbud av kreditt. Dette kan igjen føre til videre fall i boligprisene. Lavere boligpriser gir lavere formue for husholdningene, mindre mulighet til å ta opp mer lån mot sikkerhet i bolig, og følgelig potensielt negative effekter for konsumet i

den nasjonale økonomien. Lavere boligpriser kan igjen føre til lavere rentefølsomhet i økonomien da husholdningene på kort sikt har mindre mulighet til å låne store beløp med pant i bolig. Slik kan et fall i boligprisene få store negative virkninger for landets økonomi (Jacobsen og Naug, 2004). Et eksempel på hvordan en boligboble som brister kan føre til negative ringvirkninger i økonomien er bankkrisen i Norge mellom 1987 og 1992.

Empirisk modellering av boligmarkedet vil ikke nødvendigvis gi oss svar på om boligmarkedet er i en boble pr. i dag. Bobler er som regel vanskelige å identifisere før de har sprukket. Det en empirisk modell slik jeg estimerer senere i denne oppgaven kan gi oss informasjon om prisutvikling, og hvordan endringer i fundamentale faktorer har påvirket boligprisene. Dette kan gi oss verdifull kunnskap når vi skal prøve å danne oss et bilde av hvordan boligmarkedet vil utvikle seg i fremtiden.

3.0 Boligmarkedet i Norge

I dette kapittelet skal jeg gi en oversikt over det norske boligmarkedet. Først vil jeg kort gjennomgå de brede linjene i norsk boligpolitikk, før jeg presenterer de ulike målene på boligpris som brukes. Jeg vil så gjennomgå relevant statistikk, gjøre rede for nasjonal og regional boligprisutvikling samt sammenligne det norske boligmarkedet med andre land.

3.1 Norsk boligpolitikk

«Boligpolitikken som har vært ført har jevnt over vært god. Bredden i den, og satsingen på at flest mulig skal eie sin bolig, har gitt folk flest mulighet til å ta del i velstandsutviklingen. For dem som ikke har tatt del i denne utviklingen, er terskelen inn i boligmarkedet blitt stadig høyere. Boligmarkedet er dermed en sentral kilde til ulikhet, noe som underbygger behovet for en styrket offentlig innsats.» (NOU 2011: 15, 11).

Bolig er som et allemannseie å regne i Norge, og dette er også et tverrpolitisk mål. Statlig finansierte ordninger som BSU gir unge mennesker gunstige spareordninger øremerket boligkjøp. Den statlige Husbanken en velferdsetat som blant annet har som mål å hjelpe vanskeligstilte inn på boligmarkedet. I tillegg til startlån for vanskeligstilte tilbyr Husbanken blant annet bostøtte og tilskudd. Husbanken er også den etaten som arbeider for universell utforming og tilrettelegging av boliger i henhold til og utover forskriftsnivå (Husbanken, 2016).

Den norske historikeren Jardar Sørvoll gir i sin bok *Norsk boligpolitikk i forandring 1970-2010* en bred oversikt over hovedlinjene i norsk boligpolitikk de siste 40 årene. Norsk boligpolitikk har gått fra å være preget av sterk statlig regulering til å liberaliseres gradvis i løpet av 1990- og 2000-tallet. Selv om boligmarkedet er mye mindre regulert av staten i dag enn før drives det fortsatt aktiv boligpolitikk (Sørvoll, 2011). Bygningsforskrifter, boligsatt, kommunale boliger og ordningen Boligsparing for unge (BSU) er eksempler på de boligpolitiske virkemidler Staten bruker i dag. Husbanken er statens sentrale organ for gjennomføring av boligpolitikken.

Boligbeskatning er et mye diskutert tema i norsk boligpolitikk. Beskatningen på bolig har lenge vær styrt av Finansdepartementet, men i 2007 ble kommunenes muligheter til å kreve inn eiendomsskatt utvidet. Eiendomsskatt er i dag noe kommunene selv bestemmer om de vil

innkreve eller ikke, og skatten kan ligge på mellom 2 og 7 promille av boligens ligningsverdi. Primærboligens ligningsverdi bestemmes av Boligareal (BOA), byggeår og boligtype. Skatteetaten fastsetter så årlige kvadratmetersatser på 25% av kvadratmeterprisene rapportert av SSB, fra kommunen der boligeieren er folkeregistrert. For sekundærboliger er satsen pr. i dag 70 % av kvadratmeterpris der boligeieren er folkeregistrert. Satsen for sekundærboliger ble i regjeringens forslag til statsbudsjett for 2016 foreslått økt til 80%. Det må sies at norsk boligbeskatning er lav. Norske boligeiere subsidieres indirekte med rundt 55 milliarder kroner årlig gjennom særordninger i det norske boligskattesystemet (NOU 2011: 15, 24). Norsk boligbeskatning er også som beskjedent å regne sammenlignet med andre OECD-land (Sørvoll, 2011). Lav boligbeskatning kan være en av årsakene til den høye prisveksten i det norske boligmarkedet. Høyere boligskatt vil i teorien vri investeringer bort fra boligmarkedet og over til andre alternativer som følge av at å eie bolig blir dyrere. En slik reduksjon i etterspørsel vil potensielt sett ha negativ innvirkning på boligprisene. Erlend Eide Bø (2015) har analysert en hypotetisk økning i boligbeskatning, slik at bolig skattes tilsvarende slik som andre formuesobjekter. Der får han resultater som peker på at den hypotetiske økningen i boligskatt vil føre til en boligprisreduksjon tilsvarende 18 %.

3.2 SSBs boligprisindeks

Statistisk Sentralbyrå har produsert en prisindeks for boliger siden 1993, men de har data tilbake til første kvartal 1991. Byrået har dokumentert metodebruk i et notat skrevet av Mona Takle i 2012, kalt «Boligprisindeksen Dokumentasjon av metode». En prisindeks beskriver forholdet mellom en varepris, for eksempel boligprisen, på to ulike tidspunkt. Boliger er en type vare som varierer veldig med hensyn på alder, beliggenhet, kvalitet og størrelse. SSB «vasker» boligprisene for disse forskjellene for å gjøre boligene sammenlignbare. Rent teknisk gjøres dette ved å uttrykke boligpris som en matematisk funksjon av boligens karakteristikk, der hver karakteristikk blir gitt en teoretisk pris. SSB erfarer at det er størrelse og beliggenhet som har størst betydning for boligens pris. Lineær regresjonsanalyse er verktøyet som brukes i denne prosessen. På denne måten kan boligprisindeksen defineres som forholdet mellom prisen på to kvalitetsmessig like boliger i en periode sammenlignet med et basistidspunkt. Basistidspunktet til SSBs boligprisindeks er 2005, der indeksen er lik 100. SSBs datagrunnlag baseres i hovedsak på boligsalg annonsert gjennom Finn.no av meglerforetak og meglere som er medlem av Eiendom Norge og Norsk

Eiendomsmeglerforbund. Boligprisindeksen er ikke justert for kalendervariasjon, og reflekterer løpende salgsverdier.

Det at boligprisindeksen er justert for kvalitetsforskjeller gjør at vi må ta visse forbehold i sammenligning over tid. Norsk levestandard har økt betraktelig i nyere tid, noe som også gjenspeiles i at kvalitetsstandarden på boliger har blitt høyere siden boligprisindeksens start. Strengere byggeforskrifter og høyere teknologisk standard er eksempler på hvordan kvalitetsstandarden har økt, og denne økningen i kvalitet er med på å gjøre boligprisnivået høyere. Boligprisindeksen «vasker» dagens boligpriser for den økte kvalitetsstandarden gjennomsnittsboligen i dag har i forhold til det som var vanlig ved indeksens start. Dette betyr at prisøkningen boligprisindeksen viser representerer en tenkt bolig i dag med samme kvalitetsstandard som var vanlig ved indeksens begynnelse.

Boligprisindeksen publiseres både på nasjonalt nivå og geografisk inndelt i byer og regioner. Frem til 2005 hadde Stavanger, Bergen og Trondheim en felles indeks, men fra og med 2005 fikk også disse byene én indeks hver. SSB publiserer indeksen årlig og kvartalsvis for totalt elleve områder fra og med 2005:

- Oslo og Bærum
- Akershus utenom Bærum
- Sør-Østlandet
- Hedmark og Oppland
- Stavanger
- Agder og Rogaland utenom Stavanger
- Bergen
- Vestlandet utenom Bergen
- Trondheim
- Trøndelag utenom Trondheim
- Nord-Norge

3.3 Gjennomsnittlig kvadratmeterpris for selveierbolig

I tillegg til boligprisindeksen publiserer også SSB gjennomsnittlige kvadratmeterpriser for selveierbolig målt i kroner. Disse nominelle dataene har samme datagrunnlag som boligprisindeksen. Gjennomsnittlig kvadratmeterpris oppgis kvartalsvis og årlig, fra og med første kvartal 1991 til i dag. Tallene er verken kalender- eller sesongjusterte.

Kvadratmeterprisene publiseres både som nasjonale gjennomsnitt og inndelt i regioner eller kommuner. SSB erfarer at gjennomsnittlig kvadratmeterpris samvarierer med boligstørrelse, der de største boligene i gjennomsnitt har lavere kvadratmeterpris enn de små boligene.

3.4 Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk

Alternativt til den offentlige statistikken produsert av SSB har vi Eiendomsmeglerbransjens private boligprisstatistikk som er et samarbeid mellom Eiendom Norge, Eiendomsverdi og Finn.no. Statistikken ble frem til 2011 drevet av Eiendom Norge og Norges Eiendomsmeglerforbund (NEF), men fra november 2011 eies statistikken av Eiendom Norge. Statistikken er ikke en totaltelling av solgte boliger, og baserer seg på salg formidlet av meglere og annonsert gjennom Finn.no. Omsetninger av tomt, garasjer o.l. inkluderes ikke i statistikken. Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk utgis både som indeksverdier for prisvekst og gjennomsnittlige kvadratmeterpriser målt i kroner. Nasjonal statistikk utgis månedlig, i tillegg til fylkesrapporter hvert kvartal. Statistikk for fritidseiendommer, henholdsvis fjellhytter og sjøhytter, utgis separat fra boligprisstatistikken to ganger i året (Eiendom Norge, 2016).

3.5 Relevant statistikk

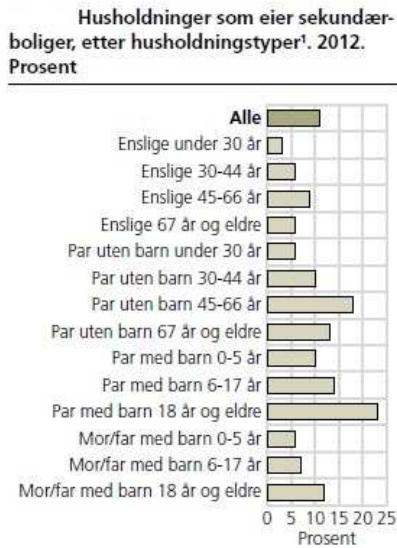
Det norske boligmarkedet er i stor grad preget av at folk eier egen bolig. SSB fører statistikk over privathusholdninger etter eierform i folke- og boligtellinger. Statistikken offentliggjøres i tabell 09708 i Statistikkbanken¹. Der kommer det frem at i 2001 eide 76,6 prosent av befolkningen den boligen de bodde i, og i 2011 var dette tallet 77,1 prosent. Andelen som eier egen bolig er har altså lagt stabilt på ca tre fjerdedeler ved de to siste boligtellinger SSB har utført. Boligtellingen fra 2011 er kun basert på registeropplysninger, i motsetning til tidligere tellinger som også har hentet inn data ved hjelp av spørreskjema (Statistisk Sentralbyrå, 2015).

Det er også relativt vanlig å kjøpe sekundærbolig i Norge, noe som er dokumentert av Omholt og Strøm (2014) i SSB. Sekundærbolig vil ifølge Skatteetaten si annen boligeiendom enn

¹ Disse tabellnumrene i SSBs statistikkbank er søkbare på SSBs nettsider, og forblir uendret fra år til år helt til serien avsluttes.

primærboligen personen er bosatt i, for eksempel pendlerbolig og utleiebolig. Hytter og fritidseiendom regnes ikke som sekundærbolig. Omholt og Strøm fant at i 2012 eide 11 % av landets husholdninger sekundærbolig:

Figur 2: Husholdninger som eier sekundærbolig

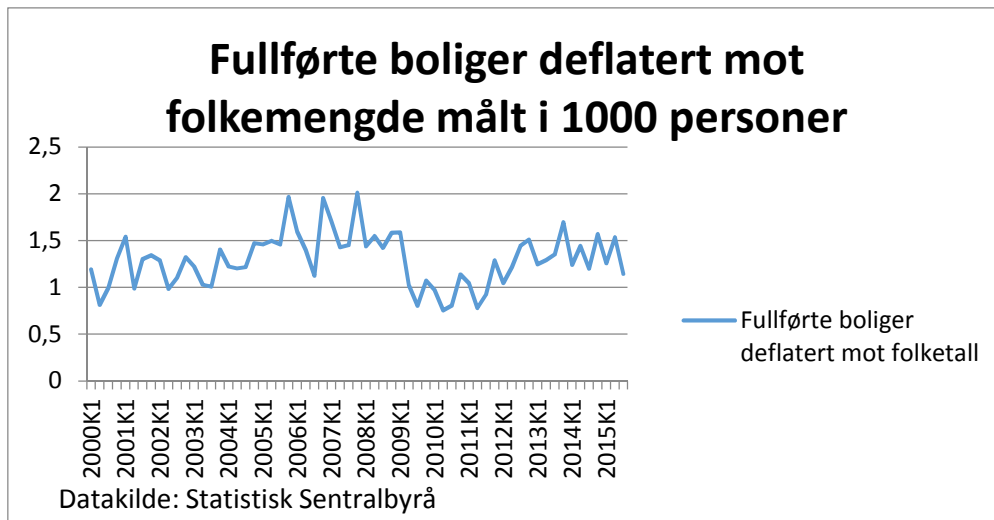


¹ Studenthusholdninger er ikke medregnet.
Kilde: Inntektsstatistikk for husholdninger,
Statistisk sentralbyrå.

Denne statistikken, sammen med andelen som eier egen bolig og de boligpolitiske målene i Norge gir inntrykk av at bolig er som allemannseie å regne. Dette kan ses på som et tegn på at etterspørselen etter bolig i Norge er høy.

Et naturlig spørsmål videre er om boligtilbudet er høyt nok til at markedet er i likevekt. Dette spørsmålet er det ikke rett frem å svare på, men vi kan bruke boligbygging deflatert mot folketall for å illustrere tilstanden på tilbudssiden. SSB produserer statistikk for antall nye fullførte boliger per kvartal i tabell 05889 i Statistikkbanken. Datakilden til denne statistikken er elektroniske data fra Matrikkelen, et elektronisk register som inneholder opplysninger om grunneiendommer og adresser i Norge. Tallene er ikke sesongjustert, og inkluderer ikke ombygging eller renoivering av eldre bygninger. SSB produserer også statistikk for folkemengde i tabell 01222, som bygger på opplysninger fra folkeregisteret. Jeg deflaterer antall fullførte boliger på folkemengde målt i 1000 personer mellom 2000 og 2015 og får følgende graf:

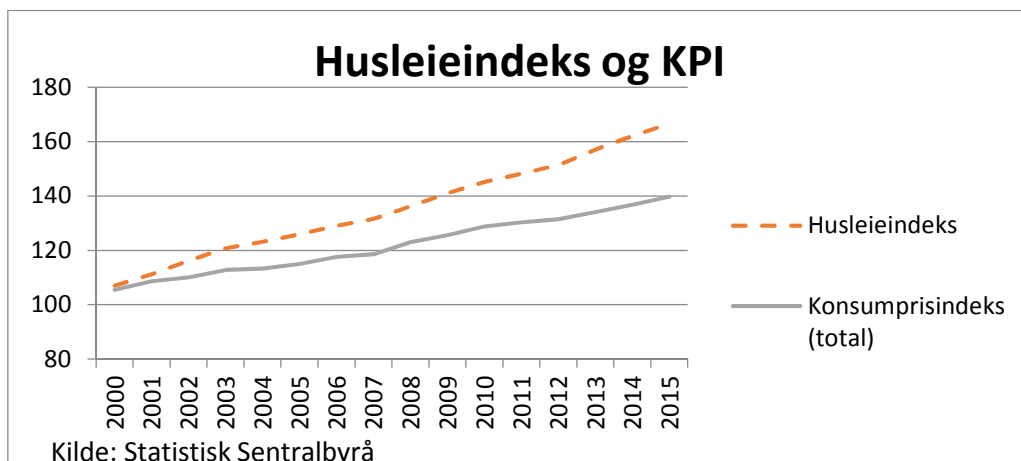
Figur 3: Fullførte boliger deflatert mot folkemengde



Ut ifra denne grafen kan vi se at boligbygging deflatert mot folkemengde var sterkt voksende frem til finanskrisen, og på det meste ble det fullført ca. 2 nye boliger per 1000 innbyggere i Norge i kvartalet. Under finanskrisen sank dette forholdet kraftig, før det begynte å ta seg noe opp igjen noen år etter finanskrisens slutt. Det må sies at det bygges lite i Norge, og lav nybygging er en av hovedårsakene til prisstigning.

En annen sentral variabel vi bør se på når vi undersøker tilbud i boligmarkedet er leiepris. En måte å undersøke dette på er leieprisindeksen, en del av grunnlaget for SSBs konsumprisindeks som finnes i tabell 03014 i Statistikkbanken. Husleieindeksen som del av KPI konstrueres ved en spørreundersøkelse basert på et utvalg av 2500 utleieboliger i leiemarkedsundersøkelsen (SSB 2015). Ved å ta betalt husleie ut av konsumprisindeksen og sammenligne med totalindeksen (KPI) kan vi danne oss et bilde av prisvekst i betalt husleie i forhold til prisvekst ellers i økonomien:

Figur 4: Husleieindeks og konsumprisindeks

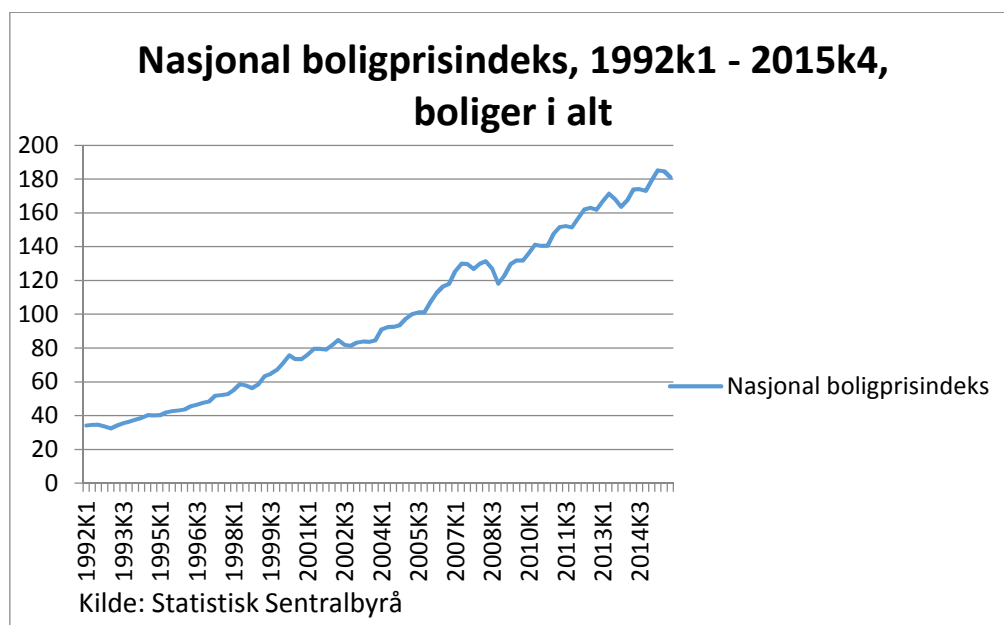


Fra denne grafen ser vi at betalt husleie vokser betydelig raskere enn de øvrige prisene i Norge. Sterk prisvekst i leiemarkedet kan for eksempel følge av ulikevekt i forholdet mellom tilbud og etterspørsel etter leieboliger. Prisene presses opp når etterspørselen er høyere enn tilbudet. Leiepriser er også en inntjeningskomponent for eiere av utleieboliger. Dersom boligprisene øker, vil gjerne boligeiere ønske å sette høyere leiepriser for å øke sin inntjening i takt med verdiøkningen til boligen. Dette er også en mulig årsak bak økningen i leiepriser.

3.6 Nasjonal og regional prisutvikling i nyere tid

Boligprisene i Norge har hatt en voldsom vekst i etterkant av prisfallet på begynnelsen av 90-tallet og frem til i dag. SSBs boligprisindeks illustrerer dette klart:

Figur 5: Boligprisindeksen 1992k1 – 2015k4, hele landet

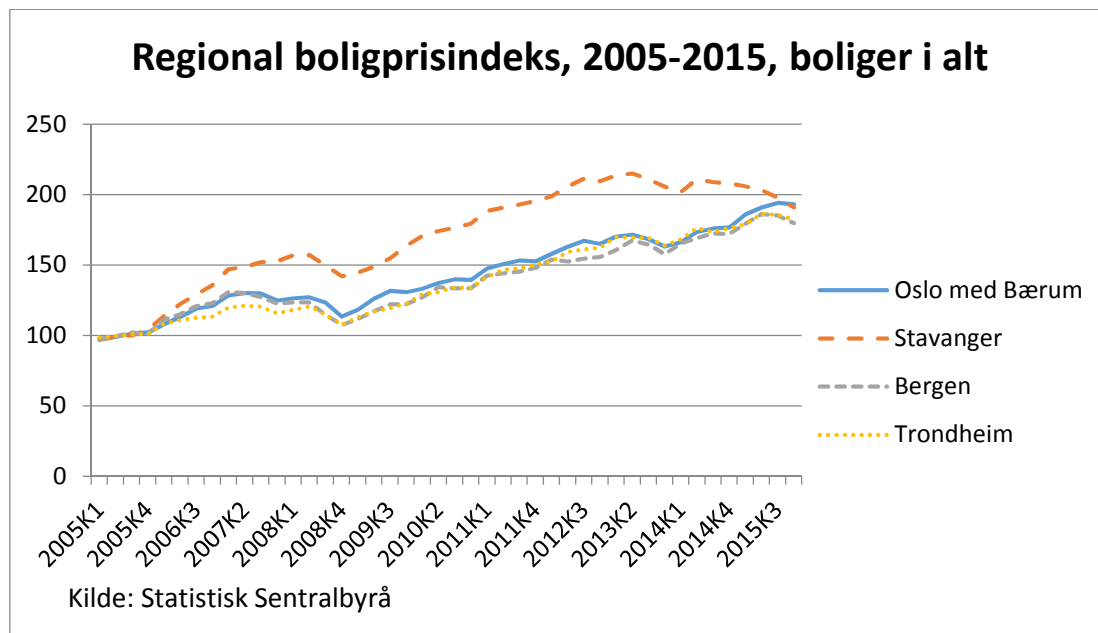


Sett bort i fra korte perioder med prisfall, samt finanskrisen mellom 2007 og 2009, har boligprisene vokst nesten uavbrutt. Indeksen har økt fra 34,3 i første kvartal 1992 til 181,1 i fjerde kvartal 2015. Boligprisindeksen har altså mer enn femdoblet seg i løpet av denne perioden. Det er viktig å huske på at boligprisindeksen ikke tar hensyn til generell økningen i boligkvalitet. Prisveksten indeksen illustrerer er for en tenkt bolig sammenlignbar med kvalitetsstandarden satt ved indeksens start i 1992.

Et av målene med oppgaven min er å undersøke regionale forskjeller i boligprisutvikling mellom Norges fire største byer: Oslo, Stavanger, Bergen og Trondheim. SSB produserte en

felles indeks for Stavanger, Bergen og Trondheim før 2005, men fra og med første kvartal 2005 har også disse byene separate indekser:

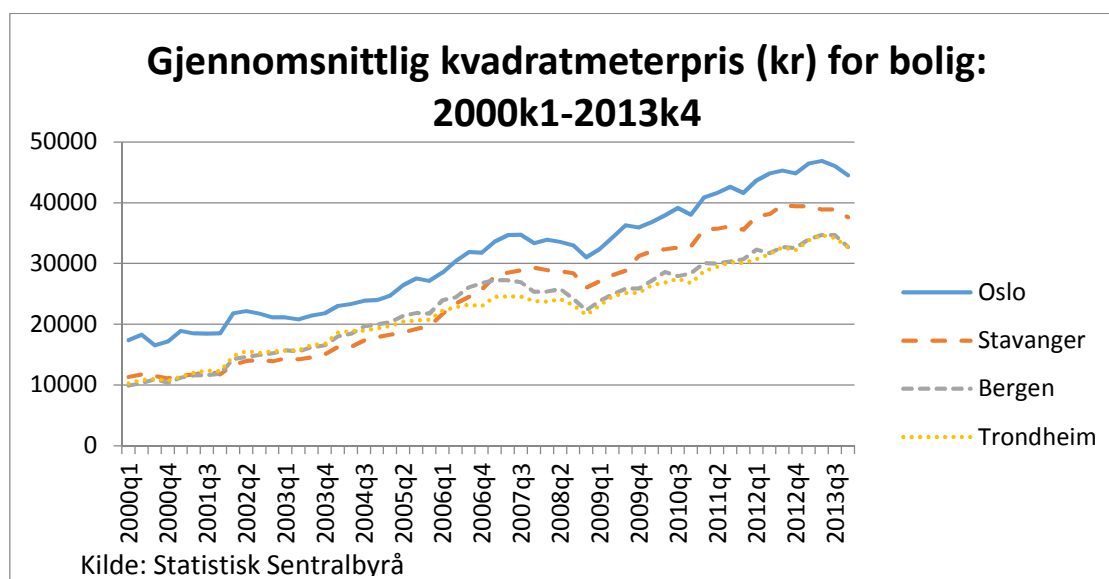
Figur 6: Regional boligprisindeks, 2005-2015



Denne grafen forteller oss at Stavanger har opplevd sterkere vekst enn de tre andre byene frem til midten av 2014 da oljeprisen falt kraftig. Forskjellene mellom de tre andre byene er ikke veldig markerte.

Boligprisindeks viser vekst i boligpriser. Det kan også være interessant å undersøke nivååttall. Følgende figur er basert på de data jeg beskrev i kapittel 3.3:

Figur 7: Gjennomsnittlig kvadratmeterpris for bolig 2000-2014, regioner

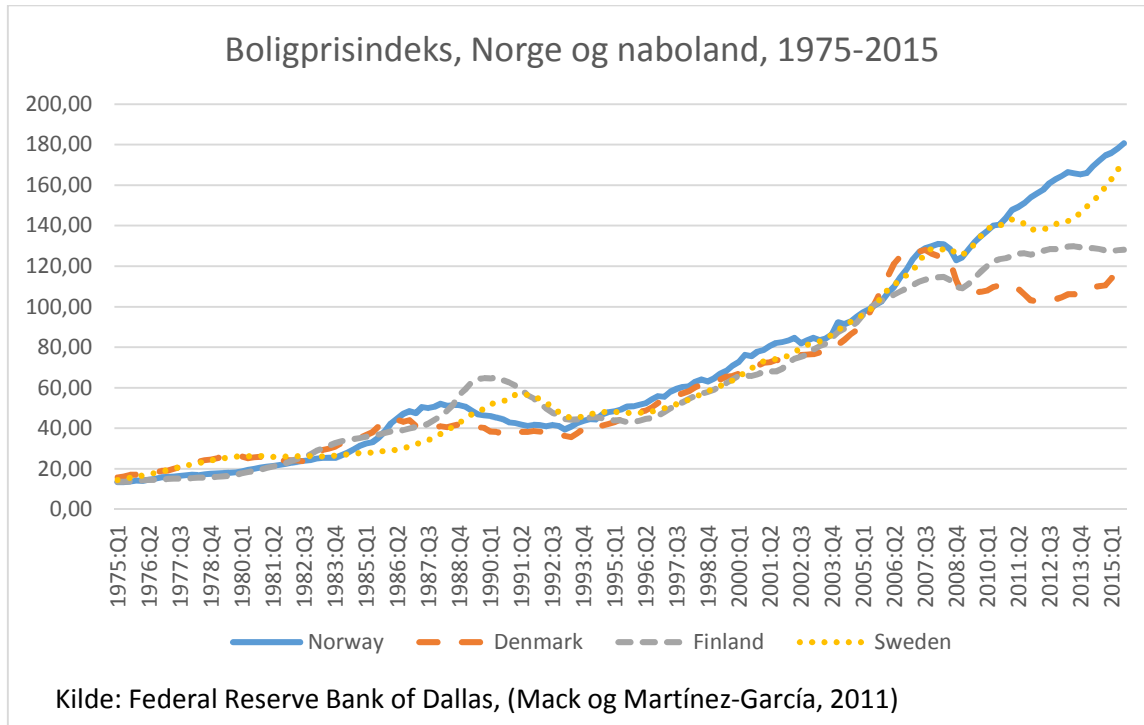


Oslo har altså det høyeste boligprisnivået i perioden 2000-2014. Også i denne grafen kan vi se at Stavanger har hatt den bratteste prisveksten, da boligprisene der går fra å ligge på ca. samme prisnivå som Bergen og Trondheim til å vokse forbi dem til et nivå mellom Oslo og de to andre byene. Den bratteste prisveksten i Stavanger ser ut til å finne sted i årene før finanskrisen. Det nasjonale nivået for gjennomsnittlig kvadratmeterpris ligger noe lavere enn nivåene vi finner i disse fire byene.

3.7 Norsk boligmarked sammenlignet med andre land

Til nå har jeg vist at Norge har opplevd en høy boligprisvekst i nyere tid, men hvordan ser veksten ut sammenlignet med andre land? Federal Reserve Bank of Dallas produserer et offentlig tilgjengelig datasett med kvartalsvise boligprisindekser for flere ulike land fra 1975 til i dag. Datasettet muliggjør sammenligning mellom land, og beskrives i et notat av Mack og Martínez-García (2011). Jeg velger å sammenligne Norge med Sverige, Danmark og Finland, da disse landene i noen grad ligner på hverandre politisk og økonomisk.

Figur 8: Boligprisindeks for Norge og naboland (2005 = 100), 1975-2015



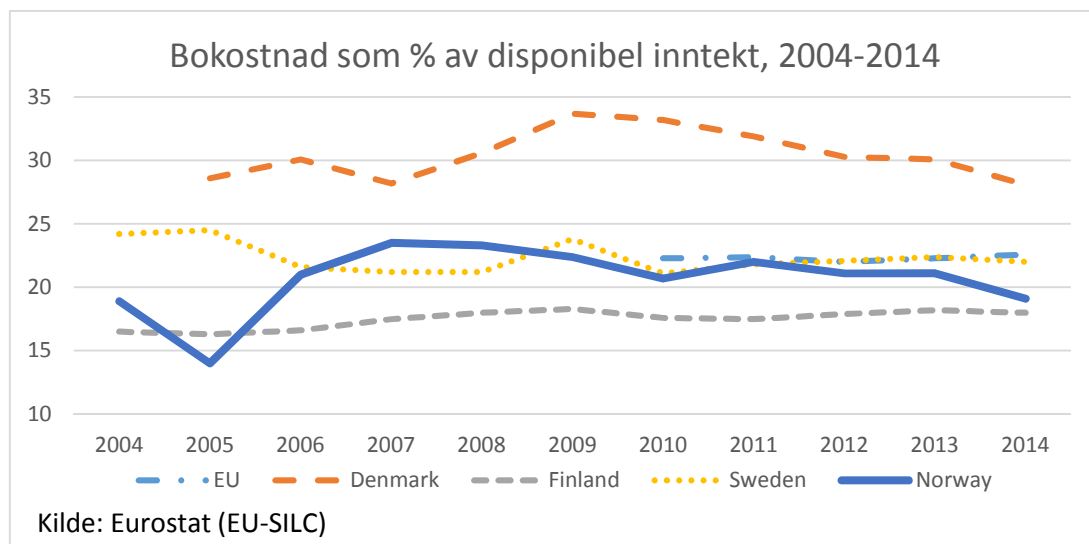
Vi ser at før finanskrisen var prisutviklingen relativt lik i alle fire landene. Sammenlignet med våre naboland er det bare Sverige som har opplevd en boligprisvekst som er omtrentlig like

sterk som den Norge har hatt etter 2009. Ut ifra disse dataene ser vi at Norges boligprisvekst i nyere tid er høy også i internasjonal sammenheng.

Sammenlignet med våre naboland er andelen som eier bolig i Norge høy. I Sverige og Danmark eier henholdsvis 61,7 % og 50,1 % egen bolig ifølge Aftenposten (Marschäuser, 2015). Norge har som nevnt tidligere en selveierandel rett i overkant av tre fjerdedeler, altså betydelig høyere enn våre to nærmeste naboland.

Boligprisveksten og selveierandelen er altså høy i Norge i internasjonal sammenheng. Det kan også være interessant å se på bokostnadene i Norge sammenlignet med andre land. Med bokostnader menes det kostnader forbundet med å bo i og eie bolig. Bokostnadene vi ser på her kan sammenlignes med ligning (9) i kapittel 2.1.2. Eurostat er EUs offisielle statistikkbyrå, og deres oppgave er å produsere statistikk som muliggjør sammenligning mellom ulike land i Europa. Eurostat mottar statistikk fra ulike nasjonale statistikkinstusjoner i Europa, og gjør statistikken fritt tilgjengelig på sine nettsider. Databasen EU-SILC, et samarbeid mellom Eurostat og flere medlemsland, publiserer blant andre sosialøkonomiske data for total bokostnad som andel av disponibel inntekt. Her inkluderer jeg også et gjennomsnitt for EU som helhet, som en slags form for kontrollgruppe.

Figur 9: Bokostnad som prosentandel av total disponibel inntekt, totalgjennomsnitt. Norge, naboland og EU, 2004-2014 (Eurostat, 2016)



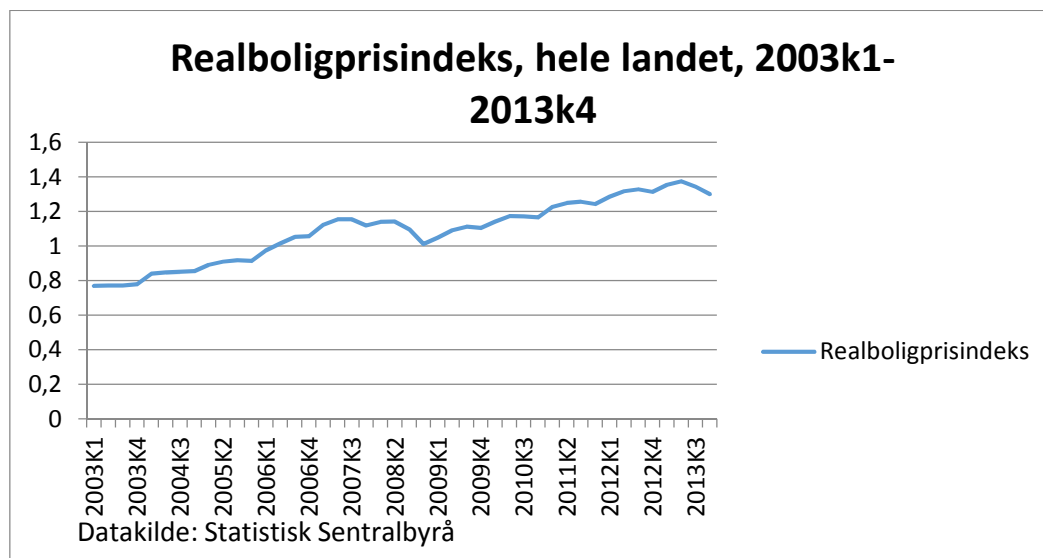
Vi ser at de totale bokostnadene som andel av disponibel inntekt i Norge er lave i forhold til Danmark og omtrentlig tilsvarende bokostnadene i Sverige og EU. Følgelig kan vi ikke si at Norge har spesielt høye bokostnader som andel av disponibel inntekt sammenlignet med våre naboland.

3.8 Bærekraftig prisvekst

Høy boligprisvekst er et av kriteriene som må være tilfredsstillt for at vi skal kunne si at det finnes en boble i boligmarkedet. Grytten (2009) gjør rede for og analyserer flere empiriske indikatorer som sier noe om prisutviklingen generelt og hvorvidt den er bærekraftig.

Hvis vi deflaterer boligprisindeksen med konsumprisindeksen, får vi realboligprisindeks (Grytten, 2009). Det vil si at vi får et forholdstall som sier noe om boligprisstigningen relativt til andre priser i økonomien. Hvis vi kan observere en markant økning i den reelle boligprisindeksen over en periode, betyr det at boligprisene vokser raskere enn de andre prisene i økonomien. Dette kan være en indikator som tyder på at det eksisterer en boligboble i økonomien. Jeg deflaterer boligprisindeksen med KPI-JAE, det vil si konsumprisindeks justert for avgiftsendringer og uten energivarer:

Figur 10: Realboligprisindeks, nasjonal, 2003-2013

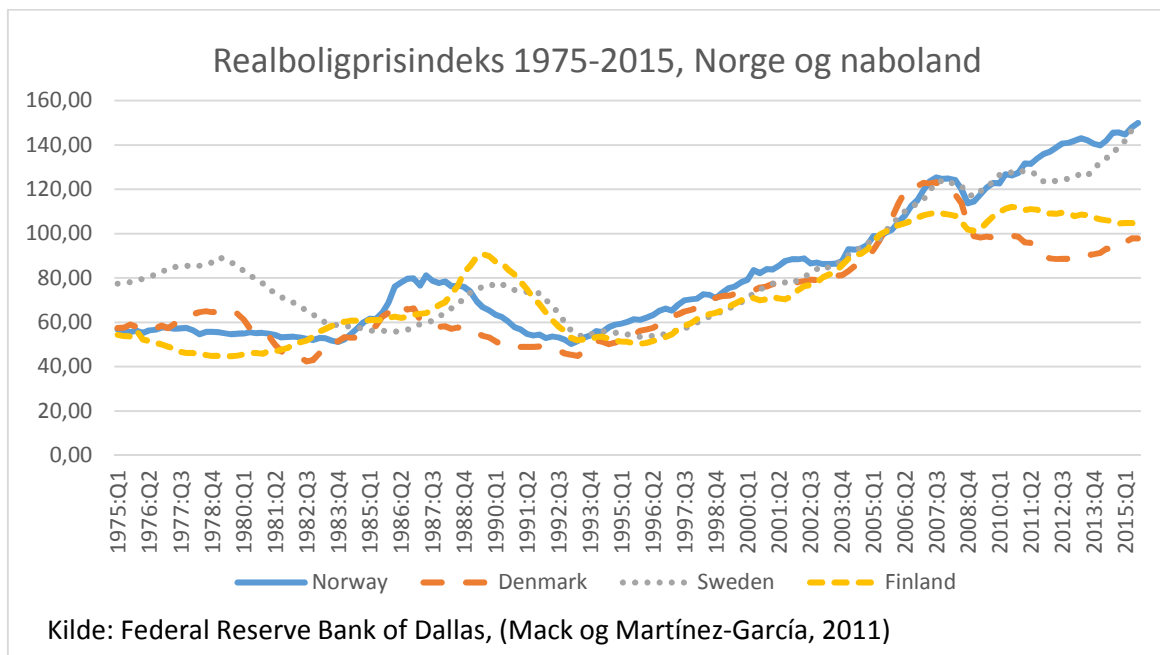


Vi ser at boligprisene vokser raskere enn prisene ellers i økonomien. Grytten (2009) mener en markant stigning i realboligprisindeksen kan være en indikator på at boligmarkedet er inne i en boble. En slik markant bratt stigning vil nok bli langt mer synlig over en lengre tidsperiode enn det jeg hovedsakelig undersøker i denne oppgaven. Det er også viktig å huske at boligprisindeksen ikke tar hensyn til at kvalitetsstandarden for boliger har økt i løpet av perioden. Realboligprisindeksen vi får vil altså representere den kvalitetsstandarden som var vanlig for boliger ved boligprisindeksens startpunkt. I tillegg til boligpriser deflatert mot KPI-JAE kan det være interessant å se hvordan den norske realboligprisindeksen har utviklet seg over lengre tid sammenlignet med våre naboland. Federal Reserve Bank of Dallas

tilrettelegger realboligprisindekser for flere ulike land slik at de kan sammenlignes.

Boligprisindeksene deflateres med den såkalte PCE-deflatoren. Dette er en deflator som ligner på KPI-JAE, men har en viktig forskjell. Konsumprisindeksen er eksplisitt basert på husholdningenes konsum. PCE-deflatoren tar til motsetning også hensyn til konsum gjort på vegne av privathusholdninger, for eksempel av ideelle organisasjoner. Jeg bruker datasettet beskrevet i Mack & Martínez-García (2011), og konstruerer en figur med realboligprisindekser for Norge, Sverige, Danmark og Finland mellom 1975 og 2015:

Figur 11: Realboligprisindeks, Norge og naboland, 1975-2015

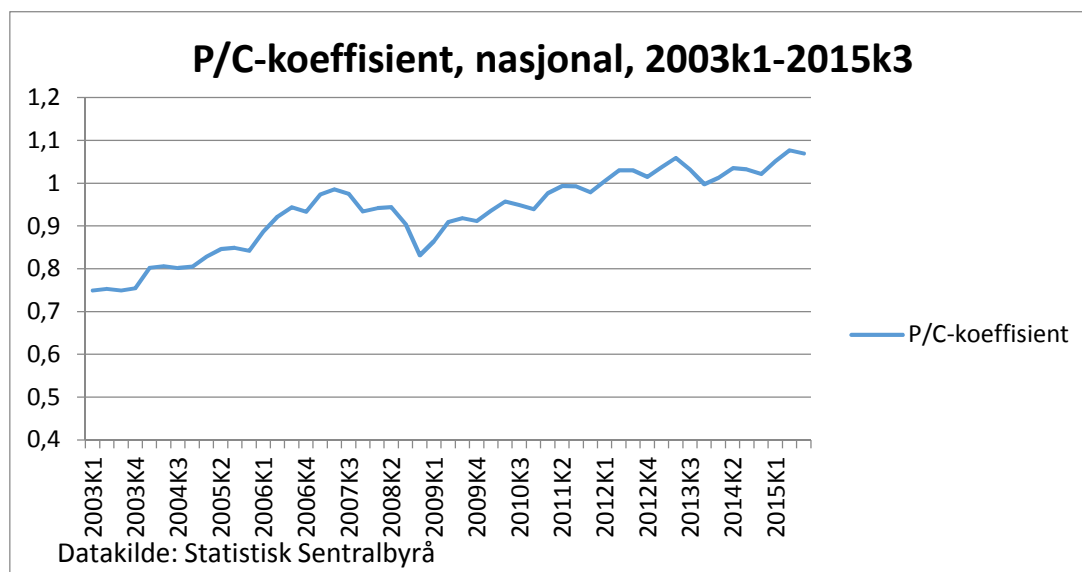


Det kanskje mest interessante ved denne grafen er at det var relativt bred enighet om at det eksisterte en boligboble som bristet etter jappetiden på slutten av 80-tallet. Denne boblen er synlig i figuren over. Etter dette har realboligprisindeksen fortsatt veksten til langt over det som var faktum under boblen på slutten av 80-tallet. Ut ifra denne grafen blir det vanskelig å påstå at prisutviklingen i Norge, og for øvrig også i Norges naboland, er bærekraftig.

Grytten (2009) deflaterer også boligprisindeksen med byggekostnadsindeksen for å konstruere en såkalt P/C-koeffisient. Denne koeffisienten svarer til Tobins q-koeffisienten jeg bruker i kapittel 2.1. P/C-koeffisienten er en empirisk indikator som forteller oss noe om forholdet mellom markedsprisvekst for bolig mot vekst i byggekostnader for bolig. Hvis koeffisienten viser sterk økning over tid, betyr det at boligprisene øker raskere enn kostnadene ved å bygge bolig. En slik økning kan være en indikator som taler for en eventuell boligboble. Økende P/C-koeffisient tilsier ifølge Grytten at boligprisene får en oppblåst verdi i forhold til

byggekostnadene som bedre gjenspeiler boligens fundamentale verdi. Jeg konstruerer en nasjonal P/C-koeffisient. Når jeg gjør dette bruker jeg den nasjonale byggekostnadsindeksen som deflator for den nasjonale boligprisindeksen. Byggekostnadsindeksen jeg bruker finner jeg i SSBs statistikkbank tabell 08651. Indeksen måler prisutvikling på innsatsfaktorer i boligbygging, slik som arbeidskraft, materialer, transport og maskiner. Disse dataene hentes med skjemaundersøkelser hos materialbedrifter og i SSBs egne indekser for lønn, transportkostnader o.l. I modellen jeg gjorde rede for tidligere i kapittel 2.1 kan byggekostnadsindeksen sammenlignes med P^X , altså pris for innsatsfaktorene som kreves for å bygge en enhet boligkapital. Boligprisindeksen kan sammenlignes med P^H i samme modell. Økende P/C-koeffisient kan altså ses på som at boligprisenes utvikling avviker fra fundamentale faktorer representert ved byggekostnader. Gitt at begge indeksene har samme basisår kan vi si at en P/C-koeffisient over 1 betyr at boligprisveksten overstiger veksten i byggekostnader. I mitt tilfelle har byggekostnadsindeksen 2000 som basisår mens boligprisindeksen har 2005 som basisår, ifølge SSB. En stigende P/C-koeffisient vil i essensen bety at det blir mer lønnsomt for entreprenører å investere i bolig, slik vi så i modellen i kapittel 2.1 med Tobins q. Dersom vi har et marked som konvergerer mot en langsiktig likevekt slik som i modellen vil en økende P/C-koeffisient over tid ikke være bærekraftig. Mer investering og økende boligtilbud vil i modellsammenhengen føre til minkende boligpriser, og P/C-koeffisienten (Tobins Q) vil følgelig bli lavere. Dersom dette ikke skjer i det norske boligmarkedet kan det være et tegn på at boligprisene avviker fra en langsiktig likevektspris bestemt av fundamentale makroøkonomiske faktorer, og at boligmarkedet viser bobletendenser.

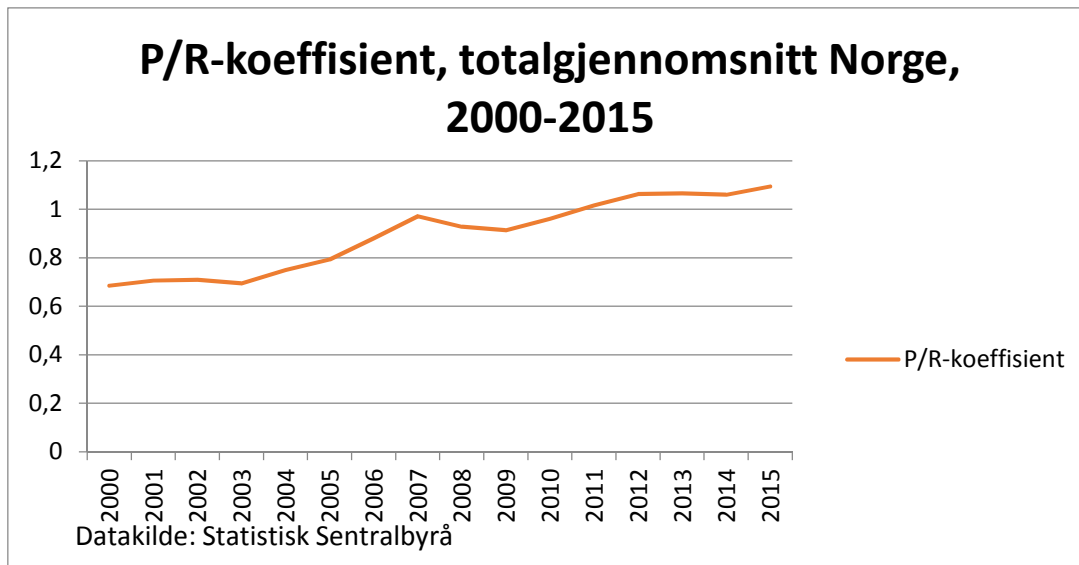
Figur 12: P/C-koeffisienter, nasjonal, 2003-2015



Boligprisene vokser altså raskere enn byggekostnadene. Vi kan også legge merke til at P/C-koeffisientene har en mindre bratt stigning enn realboligprisindeksen. Dette betyr at boligprisene vokser raskere i forhold til konsumprisindeksen enn i forhold til byggekostnadene. P/C-koeffisienten har bortsett fra finanskrisen i stor grad vist en konstant stigning. Dette kan tolkes som et tegn på at prisutviklingen i det norske boligmarkedet ikke er bærekraftig. Boligprisveksten er sterk nok til at det er lønnsomt for entreprenører å øke sine investeringer i bolig, men selv med økende boligbygging slik vi ser i figur 3 er ikke dette nok til å dempe prisveksten. Dette kan enten komme av at det ikke bygges nok nye boliger, eller at markedsprisveksten for boliger øker mer enn fundamentale makroøkonomiske faktorer skulle tilsi. P/C-koeffisienten må tolkes med visse forbehold. Jeg forklarte i kapittel 3.2 hvordan boligprisindeksen vaskes for effekter av økt levestandard, og dette må også tas hensyn til når vi forsøker å tolke P/C-koeffisienter. P/C-koeffisienten er også konstruert ut ifra indekser, noe som betyr at den sier noe om vekst. Følgelig vil ikke en koeffisient som er større enn 1 nødvendigvis bety at boligprisnivået overstiger byggekostnadsnivået i den gitte perioden.

Grytten (2009) deflaterer også boligprisindeksen med leieprisindeksen. Dette vil gi oss nyttig informasjon om prisutviklingen i boligmarkedet. Leieprisene antas å være satt for å dekke kostnadene ved å eie bolig i tillegg til å gi boligeier en fortjeneste. I så måte kan leieprisene være en indikator for det boligen egentlig er verdt. Boligprisindeksen på sin side gir et uttrykk for utviklingen i markedspriser, altså den prisen folk er villig til å betale for å kjøpe bolig. P/R-koeffisienten blir altså et forholdstall mellom utvikling i markedspriser for bolig og utvikling i inntjeningskomponenten definert av leiepris. Dersom P/R-koeffisienten er voksende over tid betyr det at boligprisene vokser raskere enn leieprisene. Grytten mener videre at dersom dette forholdstallet stiger betydelig over lengre tid, samt i signifikant grad overgår en langsiktig trend, indikerer dette tilstedeværelsen av en boligprisboble. En slik økning betyr at det blir dyrere å kjøpe bolig i forhold til å leie bolig, altså at boligprisveksten overgår leieprisveksten. Jeg konstruerer en årlig P/R-koeffisient for hele Norge i perioden 2000-2015. Jeg konstruerer ikke regionale P/R-koeffisienter for byene jeg undersøker, da det ikke finnes gode data for leiepriser fordelt på region. Boligprisindeksen og leieprisindeksen (som delindeks av KPI) finner jeg i Statistikkbanken til SSB i henholdsvis tabell 07320 og 03014.

Figur 13: P/R-koeffisient, totalgjennomsnitt Norge, 2000-2015



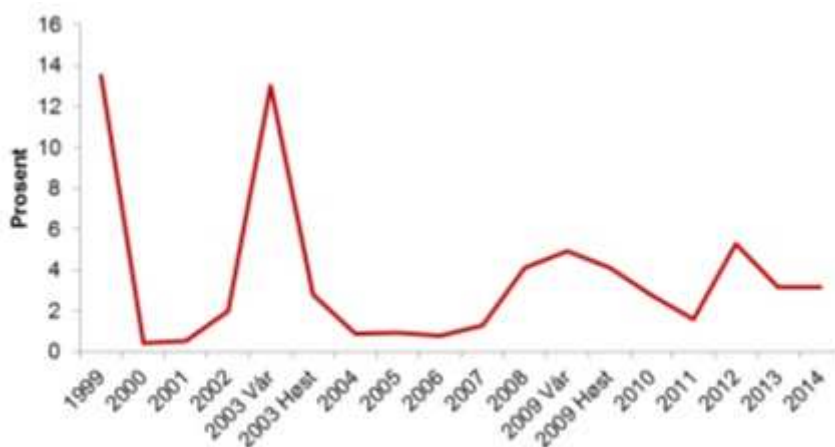
Som vi ser over har boligprisene bortsett fra under finanskrisen nesten uavbrutt vokst raskere enn leieprisene. Fra år 2000 til 2015 har P/R-koeffisienten blitt ca. 1,6 ganger større, noe som må sies å være en betydelig økning i løpet av femten år. En boligprisvekst som vokser såpass mye raskere enn leieprisene vil gjøre det å eie bolig mer lønnsomt enn å leie bolig, fra synspunktet til en investor. En leietaker vil riktignok kunne se på økende boligpriser i forhold til leiepriser som incentiv til å leie, men det norske leiemarkedet er som forklart i kapittel 3.5 betraktelig mindre enn markedet for å eie bolig. Dette blir en selvforsterkende effekt, da økte fordeler ved å eie bolig i teorien vil øke boliggetterspørsel som igjen gir en videre økning i boligprisene. Økte boligpriser kan også tenkes å drive leieprisene oppover, da boligeiere ønsker å øke sin inntjening i takt med at boligen stiger i verdi. Når P/R-koeffisienten er stigende på tross av dette impliserer det boligprisstigning som ikke er bærekraftig, og faren for bobletilstander og etter hvert også krakk øker.

Boligprisene har altså vokst raskere enn generell prisvekst i økonomien (KPI-JAE), byggekostnader og leiepriser i nylig tid. Disse resultatene indikerer at veksten i det norske boligmarkedet ikke er bærekraftig på lang sikt. Der vi har regionale data ser vi at veksten har vært størst i Stavanger, men også at denne veksten har avtatt fra midten av 2014 og frem til nå. Dette har skjedd i takt med det betydelige oljeprisfallet. Det er enda uvisst i hvor stor grad fallet i oljepris vil påvirke boligmarkedet i resten av landet.

Norske husholdninger lar seg ikke stoppe av prisveksten og kjøper fortsatt bolig. Renten er på historisk lavt nivå, noe som gir gunstige lånebetingelser for boligkjøpere. SSB publiserer data for husholdningenes gjeldsnivå i tabell 08781 i inntekts- og formuesstatistikk for

husholdninger². Andelen husholdninger med gjeld større enn 3 ganger samlet inntekt er voksende i alle fire byene jeg undersøker de siste årene. Til sammenligning vokser den nasjonale prosentandelen husholdninger med gjeld større enn tre ganger personlig inntekt fra 14 prosent i 2009 til 16 prosent i 2014. De nasjonale andelene er noe lavere enn de regionale. Dette gir mening, da boligprisene naturlig nok har de høyeste nivåene i storbyene. Andelen med gjeld større enn 3 ganger samlet inntekt er spesielt høy i Stavanger og Oslo, som også er de byene der boligprisene er høyest mellom 2009 og 2013, jamfør figur 7. Høyt gjeldsnivå i kombinasjon med en boligprisvekst som muligens ikke er bærekraftig utgjør en betydelig risiko for stabiliteten i norsk økonomi. En potensiell renteøkning vil kunne få store konsekvenser for husholdningene med høy gjeld, da den økte gjeldsbelastningen kan bli større enn husholdningenes betalingsevne. Vi trenger ikke se lenger enn til finanskrisen i USA mellom 2007 og 2009 for et eksempel på hvor problematisk slike situasjoner kan bli i verste tilfelle. Husholdninger kan forsikre seg mot slike situasjoner ved å låne til fastrente. Dette er ikke spesielt utbredt blant låntakere i Norge. Den lave andelen fastrentelån sier noe om hvilke renteforventninger som ligger i økonomien:

Figur 14: Prosentandel av husholdninger med lån til fastrente, hele Norge, 1999-2014



Kilde: Finanstilsynet 2014, side 11

For at lån til fast rente skal bli mer attraktivt må folks forventninger om fremtidig rente snu. Pr. i dag er det en bred forventning om fortsatt rentenedgang i økonomien, og det diskuteres når heller enn om sentralbanken vil sette negativ styringsrente. Dersom forventningene om langvarig lav utlånsrente skulle vise seg å slå feil vil konsekvensene bli at en større andel

² SSBs datakilde er koblinger av ulike administrative og statistiske datakilder for hele den norske befolkningen, for eksempel NAV, Ligningsregisteret, Husbanken og selvangivelsesopplysninger.

låntakere vil få høyere gjeldsbelastning. Ifølge Finanstilsynet vokser også gjelden raskere enn inntektene i Norge. Dette vedvarer selv i 2015, et år preget av økende arbeidsledighet og stagnering i boligprisene. Mye tyder på at prisveksten i det norske boligmarkedet ikke er bærekraftig, og i så måte er gjeldssituasjonen urovekkende. En renteøkning i kombinasjon med boligprisfall vil betydelig øke risikoen for kraftige tilbakeslag i norsk økonomi (Finanstilsynet 2015).

4.0 Empirisk metode

I dette kapittelet vil jeg gjennomgå økonometrisk teori om tidsserier, og de problemene som kan oppstå i slik analyse. Jeg vil også gjennomgå teori om feiljusteringsmodeller. Disse empiriske metodene er velegnede verktøy til bruk i analyse av prisutviklingen i boligmarkedet.

4.1 Tidsserieøkonometri

I denne oppgaven skal jeg undersøke boligpriser, prisdrivere og hvordan prisutviklingen utarter seg over tid. I slike analyser er tidsserieøkonometri et velegnet verktøy. Vi ønsker å modellere *Boligpris* med hensyn på ulike fundamentale faktorer representert ved ulike variabler (*Prisdriver*). Vi kan sette opp en enkel modell:

$$\begin{aligned} \text{Boligpris}_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{Prisdriver1}_t + \beta_2 \text{Prisdriver2}_t + \dots & (19) \\ & + \beta_N \text{PrisdriverN}_t + \varepsilon_t \\ \text{der } \varepsilon_t = & \text{feilledd og tidsperiode } t = 1, 2, \dots, T \end{aligned}$$

Dette er en såkalt statisk modell, som vil gi oss forventningsrette koeffisientestimat gitt at de tre første Gauss-Markov betingelsene for tidsserieregresjoner er oppfylt. For at estimatorene skal være BLUE, det vil si best linear unbiased estimator, må også fjerde og femte Gauss-Markov betingelse være oppfylt. Gauss-Markov betingelsene er som følger:

TS1: Lineær i parametere: Leddene i regresjonen er enten konstanter, eller produktet av en parameter og en forklaringsvariabel. Den lineære modellen konstrueres ved å legge sammen leddene.

TS2: Ingen perfekt kolinearitet: En variabel kan ikke være perfekt forklart av en annen variabel.

TS3: Zero conditional mean: Feilleddene har nullgjennomsnitt gitt forklaringsvariablene i alle tidsperioder.

TS4: Homoskedastisitet: Feilleddet har samme varians i alle tidsperioder.

TS5: Ingen autokorrelasjon: Feilleddet i en tidsperiode er uavhengig med feilledd i andre tidsperioder.

Dersom disse betingelsene ikke er oppfylt vil regresjonen vår gi oss forventningsskjevte koeffisientestimat, noe som innebærer at koeffisientestimatene enten vil være over- eller underestimerte i forhold til sann populasjonsverdi. For mest mulig effisiente resultater ønsker vi altså at flest mulig av Gauss-Markov betingelsene er oppfylt (Wooldridge, 2009).

4.2 Stasjonaritet og autokorrelasjon

Den enkle modellen jeg presenterer i ligning 19 har flere problemer. Først og fremst er det slik at data i tidsserier kan inneholde en felles tidstrend, det vil si at to eller flere tilsynelatende uavhengige variabler øker eller minker sammen over tid. En slik felles tidstrend kan medføre at vi finner høy korrelasjon mellom variabler som egentlig er helt uavhengige av hverandre. Korrelasjonen vi påviser kan altså potensielt sett være helt tilfeldig. Dette er det vi definerer som en spuriøs regresjon (Wooldridge, 2009). Slike spuriøse regresjoner bryter ikke eksplisitt med Gauss-Markov betingelsene for forventningsrette koeffisientestimat, men vil likevel gi oss resultater vi ikke kan stole på. Spuriøse regresjoner kjennetegnes ofte av kunstig høy forklaringskraft (R^2). Vi kan løse dette problemet ved å «detrende» variabelseriene. Dette kan gjøres ved å legge til en lineær tidstrend, $\gamma_1 t$, som en forklaringsvariabel i regresjonen:

$$\begin{aligned} \text{Boligpris}_t &= \beta_0 + \beta_1 \text{Prisdriver1}_t + \beta_2 \text{Prisdriver2}_t + \dots & (20) \\ &+ \beta_N \text{PrisdriverN}_t + \gamma_1 t + \varepsilon_t \\ &\text{der } \varepsilon_t = \text{feilledd og tidsperiode } t = 1, 2, \dots, T \end{aligned}$$

Vi kan også inkludere høyere ordener av tidstrenden for å forsøke å ta hensyn til eksponentielle tidstrender. Dette er en grov måte å fikse den spuriøse regresjonen på. Det vi egentlig ønsker er å sikre oss at variablene vi bruker er et resultat av stasjonære prosesser.

En variabel er stasjonær dersom sannsynlighetsfordelingen dens er konstant over tid (Wooldridge, 2009). Dersom vi tar et knippe tilfeldige variabler og flytter dem h tidsperioder fremover må den samlede sannsynlighetsfordelingen forbli uendret. Dette kan defineres formelt: Den stokastiske prosessen $\{\text{Prisdriver}_t: t = 1, 2, \dots\}$ er stasjonær for alle tidsperioder t dersom den samlede sannsynlighetsfordelingen $(\text{Prisdriver}_{t_1}, \text{Prisdriver}_{t_2}, \dots, \text{Prisdriver}_{t_m})$ er den samme som for $(\text{Prisdriver}_{t+h_1}, \text{Prisdriver}_{t+h_2}, \dots, \text{Prisdriver}_{t+h_m})$ for alle $h \geq 1$.

For at vi skal kunne si at en tidsserie er stasjonær må følgende forutsetninger være oppfylt:

$$E[Prisdriver_t] = \mu \text{ for alle } t$$

$$Var[Prisdriver_t] = \sigma^2 \text{ for alle } t$$

$$Cov[Prisdriver_t, Prisdriver_{t+h}] = \rho \text{ for alle } t \text{ og alle } h \neq 0$$

Makroøkonomiske tidsserier vil ofte ikke tilfredsstillere disse kravene, da slike variabler ofte følger trender eller avhenger av utviklingen i andre variabler vi bruker. Direkte estimering av slike serier vil potensielt sett gi oss spuriøse resultater, slik jeg forklarer over. Dersom vi mistenker at en eller flere av variablene er ikke-stasjonære kan vi bruke førstedifferansen av variablene i regresjonsanalysen. Førstedifferansen av en ikke-stasjonær variabel er i mange tilfeller stasjonær, da den akkumulerte økningen vaskes bort, og vi står igjen med kun endringen fra periode til periode. Dersom $\Delta Prisdriver_t$ blir stasjonær etter at vi har tatt førstedifferansen ($\Delta Prisdriver_t = Prisdriver_t - Prisdriver_{t-1}$) sies det at $Prisdriver_t$ er integrert av første orden (I(1)). En variabel som i utgangspunktet er stasjonær defineres til å være I(0).

Ikke-stasjonære prosesser kan også ha en såkalt enhetsrot, det vil si at prosessens varians avhenger av, og typisk øker i tid. Slike prosesser gir oss ingen meningsfull informasjon ved bruk i regresjoner grunnet problemet med spuriøse regresjoner. Det er altså viktig for oss å vise at variablene vi bruker i estimering er stasjonære, og at differensiering av den grad som er nødvendig for å oppnå stasjonaritet er en åpenbar løsning. Problemet med differensiering er at informasjon om langsiktig dynamikk vil forsvinne. Langsiktig dynamikk er ofte noe vi er interesserte i ved estimering av makroøkonomiske regresjoner. Dette problemet kan løses ved å benytte en såkalt feiljusteringsmodell som jeg vil beskrive nærmere i et senere delkapittel.

Stasjonaritet kan testes for med en «augmented Dickey-Fuller test», og/eller varianter av denne testen tilpasset paneldata. Når vi tester for stasjonaritet undersøker vi om en tidsserie følger en enhetsrotprosess eller ikke (Wooldridge, 2009). La oss si at vi har en enkel dynamisk modell:

$$Boligpris_t = \alpha + \rho Boligpris_{t-1} + e_t, \quad \text{der } t = 1, 2, \dots, T \quad (21)$$

Dersom $Boligpris_t$ bestemmes av denne prosessen har den en enhetsrot hvis $\rho = 1$. Dersom $\rho = 1$ og $\alpha = 0$ sier vi at $Boligpris_t$ følger en såkalt random walk. Dersom $\alpha \neq 0$ har vi en random walk prosess med drift, noe som betyr at forventningen $E(Boligpris_t)$ er en lineær

funksjon av t . Det er vanlig å la α være uspesifisert i Dickey-Fuller tester, slik at vi har en nullhypotese om at $\{Boli\text{gpris}_t\}$ har en enhetsrot:

$$H_0: \rho = 1$$

Alternativhypotesen om at serien vår er stasjonær er som regel gitt ved:

$$H_A: \rho < 1$$

Ettersom at alternativet med $\rho > 1$ impliserer at $Boli\text{gpris}_t$ ville vært eksplosiv brukes det vanligvis ikke. Når vi har at alternativhypotesen stemmer sier vi at $\{Boli\text{gpris}_t\}$ er en stabil AR(1) prosess, altså at den er svakt avhengig eller at den ikke er asymptotisk korrelert. En vanlig fremgangsmåte for å bruke Dickey Fuller testen er å trekke fra $Boli\text{gpris}_{t-1}$ på begge sider av vår enkle dynamiske modell i ligning 21:

$$Boli\text{gpris}_t - Boli\text{gpris}_{t-1} = \rho Boli\text{gpris}_{t-1} - Boli\text{gpris}_{t-1} + e_t \quad (22)$$

$$\Delta Boli\text{gpris}_t = (\rho - 1)Boli\text{gpris}_{t-1} + e_t \quad (23)$$

Testobservatoren i Dickey-Fuller testen blir så en vanlig t-verdi gitt ved:

$$DF = \frac{(\hat{\rho}-1)}{se(\hat{\rho})}$$

Under H_0 vil $Boli\text{gpris}_{t-1}$ være I(1), og følgelig vil ikke den vanlige standard normalfordelingen gitt av sentralgrenseteoremet gjelde. Derfor benyttes det andre kritiske verdier, nemlig de gitt av Dickey-Fuller fordelingen. Vi forkaster altså H_0 og sier at prosessen vår er stasjonær dersom testobservatoren DF er større enn den kritiske verdien gitt av Dickey-Fuller fordelingen.

En viktig antakelse i Dickey Fuller testen er at vi ikke har autokorrelasjon i feilleddet. Vi kan bruke en såkalt utvidet Dickey-Fuller test dersom vi ønsker å teste for stasjonaritet i en mer kompleks dynamisk modell der vi mistenker at vi har autokorrelasjon i feilleddet. Intuisjonen her blir at vi legger til flere elementer i den dynamiske modellen vår inntil feilleddet er hvit støy, det vil si at det ikke lenger er autokorrelert. Mer spesifikt legger vi til et trendelement og flere laggede verdier av $\Delta Boli\text{gpris}_t$, i tillegg til at vi spesifiserer konstantleddet α . Vi estimerer altså følgende modell:

$$\Delta Boli\text{gpris}_t = \alpha + \eta t + (\rho - 1)Boli\text{gpris}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \Delta Boli\text{gpris}_{t-i} + e_t \quad (24)$$

Hvor mange tidsforskyvninger av $\Delta \text{Boli}gpris_t$ en velger å ta med kan bestemmes ut ifra ulike informasjonskriterier, for eksempel Akaikes IC eller Swartzs Bayesian IC, eller ved å se på t-verdien til koeffisientene på hver av de laggede $\Delta \text{Boli}gpris_{t-i}$ og bare inkludere de som er signifikante. Inkludering av trendelement ηt og konstantledd α vil avhenge av serien vi tester. Dersom serien viser en veldig klar tidstrend bør for eksempel trendelementet inkluderes. Dette avgjør man ved hjelp av en grafisk presentasjon av serien eller ved intuisjon. Selve testen utføres på tilsvarende måte som en vanlig Dickey-Fuller test, men de kritiske verdiene endres avhengig av om vi inkluderer trend eller ikke. Dickey-Fuller testene har en svakhet, da det kan sies at testen har relativt lav styrke. Det vil si at vi kan ende opp med å påvise stasjonaritet i serier som egentlig ikke er stasjonære.

Et annet problem vi kan støte på dersom vi estimerer den enkle statiske modellen jeg setter opp i kapittel 4.1 er autokorrelasjon. Autokorrelasjon innebærer at regresjonens feilledd er korrelert over tidsperioder:

$$\text{Corr}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) \neq 0 \text{ for alle } t \neq s$$

Autokorrelasjon kan for eksempel oppstå i regresjoner der vi bruker økonomiske variabler som strukturelt endres gradvis over tid, altså ikke-stasjonære serier. Et eksempel på en slik variabel kan være renten, da sentralbanken legger vekt på å gjennomføre renteendringer gradvis. Dersom vi har autokorrelerte feilledd bryter dette med den femte Gauss-Markov forutsetningene for en såkalt BLUE estimator (Best Linear unbiased Estimator). Estimatoren vil fortsatt være forventningsrett, men størrelsen på standardfeilen til koeffisientestimatet kan potensielt sett være underestimert slik at vi kan godta koeffisientestimat som egentlig ikke er statistisk signifikante. Autokorrelasjon kan kontrolleres for ved hjelp av robuste standardfeil (Wooldridge, 2009). Robuste standardfeil er større enn vanlige standardfeil. Følgelig vil det lønne seg å teste for autokorrelasjon før vi bestemmer oss for å implementere robuste standardfeil eller ikke.

En vanlig måte å teste for autokorrelasjon er den såkalte Durbin-Watson testen. Denne testen er uegnet i dynamiske modeller der vi ofte inkluderer lagget avhengig variabel som en av forklaringsvariablene, da dette bryter med testens forutsetninger. Alternativt til Durbin-Watson testen kan vi bruke den såkalte Q-statistikken til Box-Pierce. Denne testen kan brukes også i modeller der vi inkluderer laggede verdier av avhengig variabel som forklaringsvariabel. Problemet med Box-Pierce testen er at den ofte gir feil resultat i mindre utvalg. Derfor vil jeg bruke Ljung-Box testen, som er en variant av Box-Pierce testen som

fungerer bedre i små utvalg. Nullhypotesen i Ljung-Box testen er at det ikke finnes autokorrelasjon i feilleddene (Box & Ljung, 1978). Det er viktig for testens validitet å velge riktig antall lags. Det finnes ingen konkret regel for antall lags som er standard, men det er viktig å holde antall lags relativt få i forhold til utvalgsstørrelse (Burns, 2002)

4.3 Spuriøsitet og kointegrasjon

Vi kan altså kontrollere for de fleste problemene i den enkle statiske modellen jeg presenterer i kapittel 4.1 ved hjelp av å bruke førstedifferanse og robuste standardfeil. Da vil modellen vår bli seende slik ut:

$$\Delta \text{Boligpris}_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{Prisdriver1}_t + \beta_2 \Delta \text{Prisdriver2}_t + \dots \quad (25)$$

$$+ \beta_N \Delta \text{PrisdriverN}_t + \varepsilon_t$$

der: $\varepsilon_t = \text{feilledd}$, Δ betyr førstedifferanse og
tidsperiode $t = 1, 2, \dots, T$

Modellen vår er altså satt opp på endringsform. Gitt at variablene vi bruker var I(1) før differensieringen vil vi unngå problemet med spuriøse regresjoner. Modellen over gir oss et godt utgangspunkt til å se på kortsiktig dynamikk i boligmarkedet, men dersom vi ønsker en mer langsiktig likevektsanalyse som ligner modellen i kapittel 2 vil det være ønskelig å inkludere variabler som ikke er på endringsform. Dette er mulig ved hjelp en feiljusteringsmodell gitt at variablene vi undersøker er kointegrerte. En forklaring av kointegrasjon ifølge Wooldridge (2009) er å si at to eller flere variabler av samme integrasjonsorden indikerer en felles langsiktig utvikling, for eksempel rente og boligpris. Hvis variablene våre er kointegrerte unngår vi problemer med spuriøse regresjoner, noe som gjør regresjoner med ikke-stasjonære variabler av første integrasjonsorden potensielt meningsfulle. Kointegrerte variabler gjør at vi kan være sikre på at korrelasjonen vi estimerer ikke er tilfeldig.

Den formelle definisjonen av kointegrasjon er som følger: Dersom $\{\text{Boligpris}_t: t = 0, 1, \dots\}$ og en vektor av ulike variabler $\{\text{prisdriver}_t: t = 0, 1, \dots\}$ er to I(1) prosesser vil som regel feilleddsestimatet vi får ved å ta $\text{Boligpris}_t - \hat{\beta} \text{prisdriver}_t$ være en I(1) prosess for en hvilken som helst $\hat{\beta}$. I noen tilfeller der $\hat{\beta} \neq 0$ kan det forekomme at feilleddet vi finner ved å ta $\text{Boligpris}_t - \hat{\beta} \text{prisdriver}_t$ blir en I(0) prosess. Dette betyr at feilleddet ($\hat{\varepsilon}_t$) har konstant

gjennomsnitt, konstant varians, autokorrelasjon som bare avhenger av tid mellom variablene i serien og at det ikke har asymptotisk korrelasjon. Disse feilleddsegenskapene er nødvendig for at regresjon med OLS skal gi forventningsrette og effisiente estimatorer. Dersom en slik $\hat{\beta} \neq 0$ eksisterer betyr det at $Boligpris_t$ og vektoren $prisdriver_t$ er kointegrerte, og at $\hat{\beta}$ er kointegrasjonsparameteren (Wooldridge, 2009).

I enkle tidsserier kan vi teste for kointegrasjon med en «Engle-Granger test». Kointegrasjon kan også testes for med en utvidet Dickey-Fuller test gjort på feilleddet til modellen vi ser på. Et stasjonært feilledd ($\hat{\varepsilon}_t$) vil tilsi at variablene vi bruker i modellen er kointegrerte. Levin et al. (2002) forklarer også hvordan denne testen kan brukes for dynamiske paneldatamodeller. For en full gjennomgang av kointegrasjonsbegrepet viser jeg til Engle og Granger (1987).

4.4 Feiljusteringsmodeller

Dersom variablene våre er kointegrerte kan vi benytte en såkalte feiljusteringsmodell. Feiljusteringsmodeller blir ofte brukt til å estimere kortsiktig dynamikk mellom kointegrerte variabler. I tillegg kan man undersøke hvordan den avhengige variabelen justeres tilbake mot en langsiktig likevekt (Black, Hashimzade & Myles, 2012). En slik modell er relevant for analyse av prisutvikling i boligmarkedet, da vi vil kunne få informasjon om både kortsiktig dynamikk og en eventuell langsiktig likevektstilpasning som diskutert i kapittel 2.

La oss ta som utgangspunkt at $Boligpris_t$ og en vektor av makroøkonomiske variabler $Prisdriver_t$ er kointegrerte, og at β er kointegrasjonsparameteren. Dette gir oss mulighet til å lage mer komplekse dynamiske modeller enn enkle dynamiske modeller på endringsform. Vi starter utledningen med en slik enkel dynamisk modell:

$$\Delta Boligpris_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Boligpris_{t-1} + \gamma_0 \Delta Prisdriver_t + \gamma_1 \Delta Prisdriver_{t-1} + \varepsilon_t \quad (26)$$

La oss si at vi estimerer et feilledd fra en separat modell med kointegrerte variabler ved bruk av OLS:

$$Boligpris_t = \hat{\beta} Prisdriver_t + s_t \quad (27)$$

Her blir s_t en I(0) prosess gitt kointegrasjon mellom *Boligpris* og *Prisdriver*. Vi finner estimater av s_t ved å ta $\hat{s}_t = \text{Boligpris}_t - \hat{\beta}\text{Prisdriver}_t$. Det estimerte feilledet fra denne enkle kointegrerte regresjonen (\hat{s}_t) er altså stasjonært I(0). Engle og Granger (1987) finner at å bruke dette estimatet (\hat{s}_t) direkte i feiljusteringsmodellen gir effisiente og konsistente resultater. Følgelig kan vi gjennom to steg enkelt utlede en feiljusteringsmodell:

$$\begin{aligned} \Delta\text{Boligpris}_t &= \alpha_0 + \alpha_1\Delta\text{Boligpris}_{t-1} + \gamma_0\Delta\text{Prisdriver}_t \\ &+ \gamma_1\Delta\text{Prisdriver}_{t-1} + \delta\hat{s}_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (28)$$

Dette er Engle & Grangers to-steps metode for estimering av feiljusteringsmodeller. Her blir altså δ det vi kaller feiljusteringsmekanismen. Denne parameteren bestemmer farten *Boligpris* justeres tilbake mot en langsiktig likevekt etter avvik bestemt av midlertidige endringer/sjokk i *prisdriver*. Engle & Grangers to-steps metode er mye brukt blant økonometrikere fordi den er enkel å bruke og gir effisiente resultater.

Selv om Engle og Grangers to-steps metode gir oss effisiente resultater vil vi gå glipp av informasjon om langsiktig dynamikk, ettersom vi estimerer det langsiktige likevektsforholdet for seg selv i det første steget. Dersom vi estimerer feiljusteringsmodellen i ett steg gir det oss mulighet til å estimere og tolke langtidsvirkninger av forklaringsvariablene vi bruker.

Banerjee, Dolado, Galbraith og Hendry (1993) argumenterer også for at å estimere feiljusteringsmodeller i ett steg i tillegg til å gi flere muligheter til teoretisk analyse også er statistisk overlegen Engle & Grangers to-steps metode. Dette gitt at vi har langsiktig svak eksogenitet. Juan J. Dolado argumenterer i sin artikkel “A note on weak exogeneity in VAR cointegrated models” (1992) for at langsiktig svak eksogenitet er en relativt lite streng forutsetning som byr på få problemer når de kointegrerte variablene i modellen består av de såkalte interesseparametrene. Dette vil jeg argumentere nærmere for at er tilfellet i min analyse senere.

Estimering av feiljusteringsmodellen i ett steg innebære at vi i stedet for å estimere den kointegrerende langsiktige sammenhengen for seg selv i et førstesteg, inkluderer den direkte i feiljusteringsmodellen. Signifikant feiljusteringsparameter i ett-steps modellen (δ) impliserer at variablene våre er kointegrerte. Da vil modellen vår bli seende slik ut:

$$\Delta Boligpris_t = \alpha_0 + \gamma_0 \Delta Prisdriver_t + \gamma_1 \Delta Prisdriver_{t-1} + \delta (Boligpris_{t-1} - \beta prisdriver_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (29)$$

Ligningen over kan ikke estimeres direkte i statistikkprogrammer som STATA, ettersom vi ikke har informasjon om β . I det følgende vil jeg utlede hvordan vi estimerer feiljusteringsmodellen i ett steg. Jeg baserer utledningen min på Banerjee et al. (1993).

La oss anta at vi har et langsiktig kointegrerende forhold mellom *Boligpris* (heretter kalt Y) og en vektor *Prisdriver* (heretter kalt X) som inkluderer ulike makroøkonomiske variabler som vi tenker har effekt på boligpris. Dette forholdet kan illustreres i følgende likevekt:

$$Y_t = AX_t^{\beta_1} \quad (30)$$

Her er β_1 langsiktig elastisitet for Y forårsaket av en endring i X. Vi tar logaritmen av variablene, og bruker små variabelbokstaver som notasjon for dette:

$$y_t = \beta_0^* + \beta_1 x_t, \quad \text{der } \beta_0^* = \ln(A) \quad (31)$$

Avvik fra likevekt defineres som ulikevektsfeil (UF), og vi har at:

$$UF_t = y_t - \beta_0^* - \beta_1 x_t \quad (32)$$

I en langsiktig likevekt vil vi ha at: $UF_t = 0$. X og Y er sjelden i likevekt, ettersom endringer i X ikke slår umiddelbart ut i Y. Det er følgelig vanlig å bruke kortsiktige dynamiske modeller til å observere denne dynamikken. Et eksempel på en slik modell er:

$$y_t = b_0 + b_1 x_t + b_2 x_{t-1} + \mu y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \text{der } 0 < \mu < 1 \quad (33)$$

Problemet med en slik modell er at makroøkonomiske variabler som boligpriser og ulike prisdrivere sjelden er stasjonære. Modellen over vil følgelig kunne gi oss spuriøse resultater. Som nevnt tidligere kan vi løse dette problemet ved å ta førstedifferansen av variablene. Vi begynner med å trekke fra y_{t-1} på begge sider av likhetstegnet:

$$y_t - y_{t-1} = b_0 + b_1 x_t + b_2 x_{t-1} + (\mu - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (34)$$

Videre legger vi til og trekker fra $b_1 x_{t-1}$ på høyre side av likhetstegnet:

$$y_t - y_{t-1} = b_0 + b_1x_t + b_2x_{t-1} + b_1x_{t-1} - b_1x_{t-1} + (\mu - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (35)$$

$$y_t - y_{t-1} = b_0 + b_1x_t - b_1x_{t-1} + (b_1 + b_2)x_{t-1} + (\mu - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (36)$$

Vi bruker Δ som notasjon på førstedifferanse, og definerer $\lambda = \mu - 1$. Ettersom $0 < \mu < 1$ har vi at $\lambda < 0$. Vi kan nå skrive:

$$\Delta y_t = b_0 + b_1\Delta x_t + (b_1 + b_2)x_{t-1} + \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (37)$$

Denne ligningen reparametriserer vi med å definere at $\beta_1 = \frac{(b_1+b_2)}{\lambda}$:

$$\Delta y_t = b_0 + b_1\Delta x_t + \lambda(y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (38)$$

Vi reparametriserer én gang til med å definere at $\beta_0 = \frac{b_0}{\lambda}$ og skriver:

$$\Delta y_t = b_1\Delta x_t + \lambda(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (39)$$

Dette tilsvarer den feiljusteringsmodellen jeg beskrev i ligning 29. Her er β_0 og β_1 langsiktsparemetere, mens b_1 og λ er kortsiktsparemetere. Parameteren b_1 har en direkte økonomisk tolkning, da den kan tolkes som kortsiktig elasticitet for y som resultat av en endring i x gitt at modellen vår er på logaritmeform. Parameteren λ er det vi kaller for feiljusteringsmekanismen, og estimerer justeringshastigheten tilbake til likevekt. Denne parameteren vil alltid ligge mellom 0 og 1, og en verdi lik 0 betyr at vi ikke har feiljustering i sammenhengen vi ser på. Som vi ser over vil λ være negativ, slik at positive avvik justeres ned og negative avvik justeres opp igjen. Parameteren β_1 estimerer den langsiktige effekten en endring i x har på y . Denne effekten fordeler seg utover fremtidige perioder i henhold til justeringshastigheten bestemt av feiljusteringsparameteren λ .

Vi kan som sagt ikke estimere feiljusteringsmodellen jeg beskriver i ligning 39 direkte, men dersom vi multipliserer ut alle leddene får vi en lineær ligning der estimering blir mulig:

$$\Delta y_t = b_1\Delta x_t + \lambda(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (40)$$

$$\Delta y_t = b_1\Delta x_t + \lambda y_{t-1} - \lambda\beta_0 - \lambda\beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (41)$$

For enkelhets skyld skriver vi denne ligningen om:

$$\Delta y_t = a + b\Delta x_t + cy_{t-1} + dx_{t-1} + \varepsilon_t \quad (42)$$

Her har vi at $a = \lambda\beta_0$, $b = b_1$, $c = \lambda$ og $d = \lambda\beta_1$. Dersom vi kjører en regresjon av Δy_t på Δx_t , y_{t-1} og x_{t-1} gir det oss estimater for a , b , c og d . Disse estimatene kan brukes i tolkning av feiljusteringsmodellen gitt definisjonene jeg gir over, ettersom $c = \lambda < 0$ betyr at $\beta_0 = \frac{-a}{c}$ og $\beta_1 = \frac{-d}{c}$. Her blir β_0 og β_1 langsiktsparameterne.

I en slik generell formulering av ett-steps-estimering av feiljusteringsmodellen kan vi bevise kointegrasjon mellom avhengig variabel og forklaringsvariabler gitt at koeffisienten til y_{t-1} , altså c , er negativ og signifikant ut ifra en vanlig t-test (Banerjee et. al. 1993, 155).

Feiljusteringsparameteren må selvsagt være negativ for at den skal fungere som en mekanisme som returnerer sammenhengen tilbake til likevekt ved positive eller negative avvik. Dersom $c = 0$ har vi ikke kointegrasjon, og feiljusteringsspesifikasjonen er ugyldig. En står relativt fritt i spesifikasjonen av den kortsiktige delen, men det er viktig å inkludere alle de kointegrerende variablene i spesifikasjonen av den langsiktige delen. Variablene i den langsiktige delen må lagges slik at de ligger én periode bak variablene i den kortsiktige delen.

4.5 Paneldata og interaksjonsvariabler

Feiljusteringsmodeller er etter min mening velegnet til å undersøke prisutvikling i boligmarkedet, men jeg er også interessert i å undersøke regionale forskjeller ved hjelp av paneldata. Metodene forbundet med paneldata forklares intuitivt av Wooldridge (2009). Paneldata vil si at vi organiserer observasjonene slik at vi har data fra ulike individ og ulike tidsperioder ordnet i samme datasett. I mitt tilfelle blir det snakk om data fra henholdsvis Oslo, Stavanger, Bergen og Trondheim mellom første kvartal 2000 og fjerde kvartal 2013. Å samle data i panel på denne måten gir oss mulighet til å undersøke regionale forskjeller ved hjelp av interaksjonsvariabler. En interaksjonsvariabel innebærer å konstruere en lineær kombinasjon av for eksempel en bydummy og data for inntekt. En slik interaksjon inkludert i paneldataregresjonen vil kunne gi oss informasjon om inntekt har en statistisk signifikant ulik koeffisient i byen vi har laget interaksjon for i forhold til resten av byene vi undersøker. Vi påviser altså en eventuell forskjell i helning (Wooldridge, 2009). Vanlig praksis er å inkludere interaksjoner for alle gruppene bortsett fra én gruppe vi velger som base. I mitt tilfelle kan det for eksempel bety at vi inkluderer interaksjoner for Stavanger, Bergen og Trondheim, slik at Oslo er basekategorien. I så måte sier interaksjonsvariablene noe om hvorvidt helningen til en forklaringsvariabel er ulik den i Oslo, altså basekategorien. En signifikant forskjell betyr at

helningen til koeffisienten er signifikant forskjellig fra basekategorien, og kan tolkes som en indikasjon på at det finnes regionale ulikheter i hvordan boligprisene utvikler seg i de ulike byenes boligmarkeder. Finner vi ikke signifikante interaksjoner kan det tolkes som at prisutviklingen i byene vi ser på påvirkes likt av den gitte faktoren vi undersøker.

Når vi skal estimere en paneldatamodelle har vi flere estimeringsmetoder å velge mellom. Vi kan bruke en såkalt pooled OLS modell for å samle all data og kjøre regresjon som om det er en tverrsnittsanalyse. Eventuelt kan vi bruke en generalisert minste kvadrats metode regresjon (FGLS) tilpasset paneldata. Regresjonskoeffisientene estimeres da med vektning for å kontrollere for eventuell autokorrelasjon i feilledet. Panel-FGLS gir oss en sammenslått regresjon, men beholder panelstrukturen med grupper og tid. Alternativene til dette igjen er enten å bruke fast effekt (FE) eller tilfeldig effekt estimatorene (RE). Fast effekt er i essensen en pooled-OLS modell tilpasset tidsserie som også inkluderer et deterministisk gruppespesifikt konstantledd. Tilfeldig effekt estimatoren behandler den gruppespesifikke komponenten som om den er stokastisk, og inkluderer denne i feilledet.

Koeffisientestimatene i RE-modeller estimeres med GLS heller enn OLS. I mitt panel, der jeg ser på få grupper over en lengre tidsperiode, ville forskjellen mellom fast- og tilfeldig effekt estimatorene vært minimal.

I mitt tilfelle vil jeg benytte en paneldatamodelle estimert med FGLS. Jeg er mer interessert i effekten av observerte variabler som rente, arbeidsledighet, inntekt osv. i min undersøkelse, og ikke uobservert heterogenitet mellom byer. Benytter jeg en GLS estimator tilpasset paneldata beholdes panelstrukturen, samtidig som det tas hensyn til eventuell autokorrelasjon. Denne modellstrukturen lar seg fint kombinere med feiljusteringsspesifikasjonen og interaksjonsledd, og er følgelig velegnet til mitt bruk. For en mer detaljert gjennomgang av denne modellstrukturens egenskaper viser jeg til Cameron og Trivedi (2010).

5.0 Tidligere studier

I dette kapittelet vil jeg kort gjennomgå noen tidligere studier som har undersøkt lignende sammenhenger som de jeg undersøker. Jacobsen og Naug (2004) undersøker hvilke faktorer som er med på å bestemme boligprisene i det norske boligmarkedet, og Fredriksen (2007) kritiserer deres modell i sin masteroppgave. Grytten (2009) undersøker det norske boligmarkedet i historisk perspektiv, og diskuterer hvorvidt det finnes en boligboble i Norge i 2009. Terrones og Otrók (2004) har gjort en internasjonal studie av boligmarkedene i industriland for å analysere de viktigste årsakene til fluktuasjoner. Holmes og Grimes (2005) ser etter konvergens i Storbritannias regionale boligpriser, og Algieri (2013) har gjort en empirisk studie av fundamentale boligprisdrivere i fem store EU-land.

5.1 Jacobsen og Naug (2004)

Jacobsen og Naugs artikkel «Hva driver boligprisene» (2004) har som mål å identifisere de viktigste fundamentale faktorene som driver utviklingen i boligprisene i Norge. De finner at rente, inntekt, arbeidsledighet, forventninger og boligbygging er de viktigste faktorene som påvirker boligprisen. De data Jacobsen og Naug benytter er nasjonale og nominelle. Jacobsen og Naug bruker en feiljusteringsmodell i sin analyse.

I tillegg til rente, inntekt, arbeidsledighet og boligbygging slik det måles i nasjonalregnskapet finner Jacobsen og Naug at TNS-Gallups forventningsbarometer er sterkt positivt korrelert med boligpriser. TNS-gallups trendindikator er også sterkt korrelert med rente og arbeidsledighet, to variabler som allerede er inkludert som forklaringsvariabler i deres modell. Derfor velger Jacobsen og Naug å justere trendindikatoren for effekter av rente og arbeidsledighet. De kjører en regresjon av forventningsbarometeret med rente og arbeidsledighet som forklaringsvariabler, og bruker differansen mellom predikert og faktisk verdi som et estimat på endringer i forventninger som ikke forårsakes av rente og ledighet. Denne differansen benytter de som forklaringsvariabel i sin endelig foretrukne modell. Jacobsen og Naug argumenterer for at de på denne måten «vasker» forventningsindikatoren for effektene fra rente og ledighet, og følgelig blir kvitt problemet med multikolaritet.

Jacobsen og Naugs modell er estimert for perioden 1990-2004, og deres resultater tyder ikke på at boligprisene er overvurdert i forhold til fundamentalverdien bestemt av rente, inntekt, arbeidsledighet og boligbygging. Analysen deres indikerer at endringer i rente vil slå raskt og

sterkt ut i boligmarkedet. Videre finner Jacobsen og Naug at faktorer som leiepriser og andre konsumpriser har koeffisientestimat nær null og er ikke statistisk signifikante. De finner også at modeller som benytter nominelle størrelser gir bedre føyning enn modeller med reelle størrelser, samt at inflasjon får ikke-signifikante koeffisientestimat hvis den inkluderes i modeller der nominell rente også er en forklaringsvariabel. Jacobsen og Naug finner også at lengre markedsrenter ikke blir signifikante i modeller der bankenes utlånsrente er inkludert. Dette forklarer forfatterne med at husholdninger muligens ser på dagens rente som et estimat på renter i fremtiden. Andre variabler Jacobsen og Naug undersøker og finner at ikke får signifikante koeffisientestimat er husholdningenes gjeld, populasjonsandeler i visse aldersgrupper og befolkningsbevegelser.

5.2 Fredriksen (2007)

Heidi Fredriksen skrev i 2007 en masteroppgave der hun kritiserte og kommenterte Jacobsen og Naugs boligprismodell (2004). Hovedsakelig kritiserer Fredriksen modellen for at det vil være autokorrelasjon i feilleddene, samt at modellspesifikasjonen ikke ligner på en feiljusteringsmodell slik teorien definerer slike modeller. Fredriksen kritiserer også måten Jacobsen og Naug konstruerer sin forventningsvariabel på. Spesielt er hun kritisk til at i stedet for å bruke feilleddet fra forventningsmodellen direkte, er variabelen Jacobsen og Naug benytter et resultat av en selvlagd formel de ikke begrunner hvorfor de har benyttet. Fredriksen er også bekymret for størrelsen på datamaterialet, og følgelig hvor bastante man kan være når det skal trekkes konklusjoner. Fredriksen foreslår en alternativ boligprismodell hun mener utbedrer manglene i modellen til Jacobsen og Naug, og bruker modellen i en empirisk analyse.

5.3 Terrones og Otrok (2004)

Terrones og Otrok i IMF, gjorde i 2004 en studie der de prøvde å avklare hva som er de viktigste årsakene til fluktuasjoner i boligprisene i industriland. De ser også på om disse fluktuasjonene i hovedsak er knyttet til globale eller landsspesifikke faktorer. De benytter seg av en såkalt dynamisk faktormodell i sin analyse. I motsetning til Jacobsen og Naug benytter de seg av reelle størrelser for inntekt og boligpriser i sin modell. Terrones og Otrok setter reell boligprisvekst som avhengig variabel og bruker forklaringsvariabler som realrente, reell

kredittvekst, reell disponibel inntektsvekst, populasjonsvekst, lagget reell aksjekursvekst og lagget reell boligprisvekst. Deres analyse er basert på årlige data fra 1970-2003.

Forfatterne finner at boligpriser har en tendens til å fortsette å vokse i neste periode hvis de vokser i inneværende periode. Dette fordi koeffisienten til lagget boligprisvekst er høy (0,5) og signifikant. IMF's modell gir god føyning, da forskjellen mellom predikert og faktisk verdi i de fleste landene er under 10 prosent. Koeffisientene forfatterne benytter er stort sett signifikante, men reell aksjekursvekst blir ikke signifikant. For norske boligpriser finner Terrones og Otrok at fluktasjoner i stor grad (ca. 75 %) forklares av faktorer som er særegne for Norge. Det vil si sjokk som påvirker de fundamentale faktorene som er spesifikke for Norge. Dette samsvarer relativt godt med analysen gjort av Jacobsen og Naug (2004). I sammenligning med andre land er denne andelen høy. Rundt 20 % av variasjonen i det norske boligmarkedet kan forklares av globale sjokk. Dette kan til en viss grad fortelle oss at det er viktig å spesifisere modeller for boligpriser ut ifra de økonomiske forholdene som betyr noe i økonomien du vil undersøke. Samtidig må vi også ta hensyn til globale faktorer, spesielt hvis landet vi undersøker har en spesielt åpen økonomi.

5.4 Holmes og Grimes (2005)

Holmes og Grimes (2005) utførte en økonometrisk undersøkelse der de forsøkte å påvise at de regionale boligprisene i Storbritannia konvergerer mot en nasjonal langsiktig likevekt. De bruker en ny type økonometrisk test der de kombinerer såkalt prinsippal komponentanalyse og enhetsrottesting for å belyse problemstillingen sin. Holmes og Grimes finner at der mer tradisjonelle enhetsrottester og kointegrasjonsanalyser indikerer ingen eller svak langsiktig konvergens, gir deres metode indikasjoner på at det finnes langsiktig konvergens. De finner at alle de regionale boligprisene i Storbritannia drives av én felles stokastisk trend, og viser sterk langsiktig konvergens mot denne felles trenden. Holmes & Grimes gjør to undersøkelser. En er basert på kvartalsvise nasjonale data fra the Nationwide Bank/Building Society for tidsperioden 1973-2004, og en er basert på kvartalsvise nasjonale datasett fra 1983-2004 levert av Halifax Bank. Målet med å benytte to ulike datasett er å kunne sammenligne resultater. Resultatene de finner er tilsvarende for begge seriene, men justeringshastigheten er noe raskere i den kortere serien fra Halifax Bank. Holmes & Grimes konkluderer med at boligprissjokk i en vilkårlig region vil ha en såkalt «ripple out» effekt. Dette betyr ifølge forfatterne at sjokket vil spre seg til de andre regionene med samme multiplikatoreffekt.

Holmes & Grimes finner også at justeringen tilbake mot felles langsiktig trend etter sjokk går relativt tregt, med 6-8 års halveringstid.

5.5 Grytten (2009)

Ola Gryttens artikkel «Boligboble? Empiriske indikatorer i historisk perspektiv» (2009) presenterte en oversikt over norske boligbobler de siste 200 årene, samt en diskusjon om hvorvidt det eksisterte en boligboble i Norge i 2009. Grytten benytter empiriske indikatorer som for eksempel realboligprisindeks, P/R-koeffisienter og P/C-koeffisienter i drøftingen. Konklusjonen i artikkelen er at Norge helt klart er inne i en sterk boligprisboble i historisk sammenheng. Fra august 2007 til desember 2008 falt riktignok boligprisene markant, men prisene ser ut til å fortsette veksten med ny styrke i etterkant av finanskrisen, noe som opprettholder boblen. Grytten trekker frem redusert boligtilbud, reduserte renter og større villighet til å plassere egenkapital i bolig som viktige årsaker til at boligboblen opprettholdes også i etterkant av finanskrisen. Utviklingen i Norge er spesiell i forhold til andre land, der prisfallet i etterkant av finanskrisen både var kraftigere og varte lenger i utlandet enn i Norge. Grytten mener at dette kan skyldes at finanskrisen fikk utslag i Norge på et senere tidspunkt enn i de fleste andre land, og følgelig at rentene ble satt ned mer i forkant av krisen i Norge. Norske husholdninger har også i større grad hatt egenkapital til investering i bolig, noe som påvirker prisutviklingen positivt. Dette bidrar til at boblen holdes ved like.

5.6 Algieri (2013)

Algieri (2013) ser på de viktigste driverne for reelle boligpriser i en rekke vest-europeiske land i tillegg til USA mellom 1970 og 2010. Algieri benytter seg av en feiljusteringsmodell med en uobservert latent komponent for å observere fluktasjoner. Denne metoden gir muligheter til å identifisere prisfluktasjoner som ikke er fullt forklart av økonomiske fundamentalverdier. Algieri bruker langsiktige renter, reell inntektsvekst, aksjepriser, populasjonsvekst, boligbygging og inflasjon som fundamentale faktorer, og lar den latente komponenten fange opp resten av variasjonen. Den latente komponenten reflekterer faktorer som for eksempel strukturelle endringer i boligmarkedet og endrede preferanser.

Algieris feiljusteringsmodell gir god forklaringskraft (rundt 50 %) og koeffisientestimat i henhold til prediksjoner i økonomisk teori. Hun finner at ikke all prisvekst i nyere tid kan

forklares av fundamentale faktorer, noe hun mener kan være et tegn på en boligboble. Algieri introduserer også en latent uobserverbar faktor i sin modell som gjør det mulig å inkludere latent informasjon i analysen som for eksempel uobserverbare sjokk, psykologi etc.

5.7 Oppsummering

Tidligere studier av boligmarkedet gjør det klart at det ikke finnes en allment akseptert måte å studere sammenhengene på. Økonometrisk metode samt valg av forklaringsvariabler varierer mye, i tillegg til at det ikke er noen bred enighet om man skal bruke reelle eller nominelle størrelser. På tross av mye variasjon i metode og data er det stort sett en bred enighet om hva som regnes for å være fundamentale faktorer for utviklingen i boligprisene. Rente og inntekt blir regnet som fundamentale determinanter av omtrent samtlige av artiklene jeg har sett på, i tillegg til at ledighet og boligbygging også er inkludert i de fleste modeller og analyser. Terrones og Otrok (2004), Algieri (2013) samt Holmes og Grimes (2005) gir også eksempler for hvordan man kan undersøke henholdsvis internasjonal og regional konvergens/divergens. I tillegg presenterer og bruker Grytten (2009) ulike empiriske indikatorer i en historisk undersøkelse av det norske boligmarkedet.

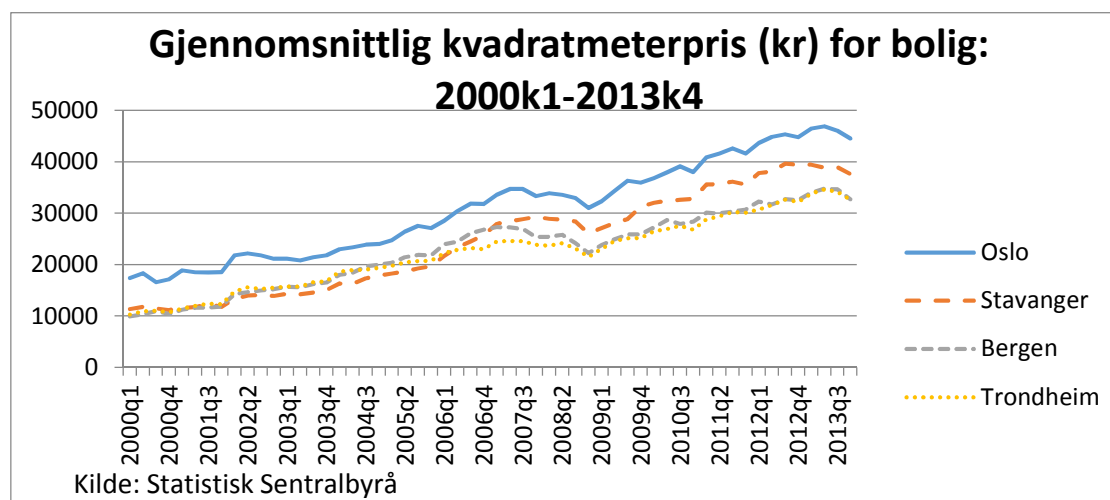
6.0 Data

I dette delkapittelet beskriver jeg de data jeg benytter i min analyse. All data er fra perioden første kvartal 2000 til fjerde kvartal 2013, og jeg bruker data fra henholdsvis Oslo, Stavanger, Bergen og Trondheim. Data for boligpriser, inntekt, arbeidsledighet, boligbygging og forventning er regionale, mens data for renter er nasjonale. Observasjonsperioden er relativt kort, noe som er en konsekvens av de data som er tilgjengelig. Jeg skal bruke disse dataene til å estimere fire separate modeller, en for hver av byene, samt en paneldatamodell der jeg samler alle byene i en modell.

6.1 Boligpris

Jeg velger å bruke gjennomsnittlig kvadratmeterpris for selveierbolig som avhengig variabel i min modell. Variabelen er oppgitt for kvartaler og hentes fra SSBs statistikkbank i tabell 03637 og tabell 05963. Tallene oppgis nominelt i kroner og er verken sesong- eller kalenderjusterte. Jeg ga en nærmere beskrivelse denne variabelen i delkapittel 2.2. Fra første kvartal 2000 til fjerde kvartal 2001 ble boligens bruksareal (BRA) lagt til grunn i utregningen av gjennomsnittspris pr. kvadratmeter, mens det fra og med første kvartal 2002 blir brukt boligareal (BOA). Dette fører til at prisene før og etter fjerde kvartal 2001 ikke er direkte sammenlignbare. Dette problemet løser jeg ved å inkludere en dummy for perioden der BOA er brukt i regresjonen. $BOA = 1$ fra og med første kvartal 2002, og lik 0 for kvartalene før dette. På denne måten kontrollerer jeg for forskjellen i målemetode. Under følger en deskriptiv presentasjon av de boligprisdata jeg benytter i min analyse:

Figur 15: Regionale boligpriser pr. kvadratmeter, 2000k1-2013k4



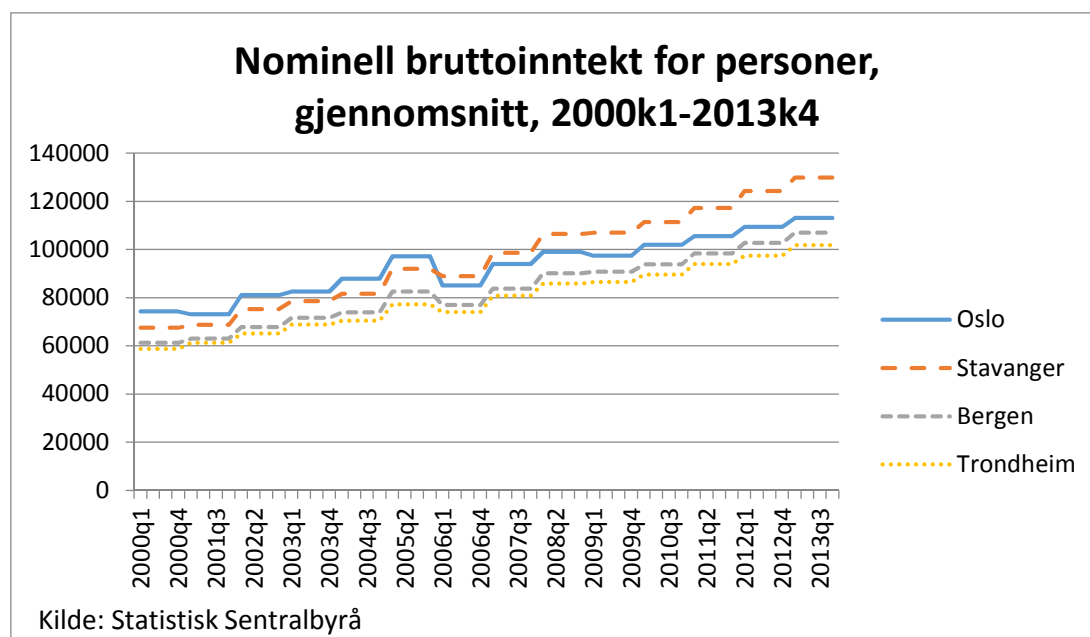
Vi ser at Oslo har det høyeste boligprisnivået, og at Stavanger har hatt den bratteste prisveksten. Etersom boligprisdataene er oppgitt i nominelle kroner vil jeg bruke logaritmen av variabelen når jeg estimerer modellen. Dette er vanlig å gjøre for denne typen data, ofte for å senke effekten av eventuelle ekstremverdier i statistikken, samt at det gir meg mulighet til å tolke de estimerte koeffisientene som elastisiteter. Jeg vil også transformere serien om til reelle størrelser før jeg estimerer boligprismodellen, noe jeg diskuterer nærmere i kapittel 6.9.

6.2 Inntekt

Inntekt er ifølge det meste av litteratur som finnes på området en av de fundamentale faktorene som bestemmer boligprisene. I min modell benytter jeg meg av gjennomsnittlig nominell bruttoinntekt for bosatte personer 17 år og eldre. Dette er nominelle årlige data som verken er sesong- eller kalenderjustert. Tallene er hentet fra SSBs statistikkbank tabell 03068. SSBs datakilde er kommunal skattestatistikk. Som for boligprisene vil jeg også her benytte logaritmeformen av dataene i estimeringen.

Tallene jeg finner er årlige og et gjennomsnitt for person i stedet for aggregerte husholdningstall som er det som har vært vanlig å bruke i denne typen modeller. Jeg konstruerer kvartalstall for inntekt ved å dele årsgjennomsnittene på fire. Dette vil si at kvartalsgjennomsnittene ikke varierer innenfor samme år, men varierer mellom år. Det vil følgelig ikke bryte med Gauss-Markov forutsetningen om ingen perfekt kolinearitet. Variabelens egenskaper vil likevel skape problemer for analysen min, da lite variasjon i inntekt mellom kvartalene innad i år mest sannsynlig vil senke påvirkningskraften inntekt har på boligpris i min modell. Jeg tenker likevel at variabelen bør inkluderes, da inntekt i økonomisk teori blir sett på som viktig for boligprisutviklingen. Etersom jeg skal estimere en modell for hver av de fire største byene i Norge, er datagrunnlaget noe mer begrenset enn det ville vært i en undersøkelse av hele landet. Dette fører til at jeg må bruke et persongjennomsnitt heller enn aggregerte data for husholdninger. Jeg ser ikke på dette som et stort problem. Så lenge resultatene tolkes etter de dataene jeg benytter vil det i og for seg ikke utgjøre noen stor forskjell om jeg benytter data for personer eller husholdninger. Under følger en deskriptiv presentasjon av de inntektsdata jeg benytter i min analyse:

Figur 16: Regional gjennomsnittlig personlig bruttoinntekt, 2000k1-2013k4



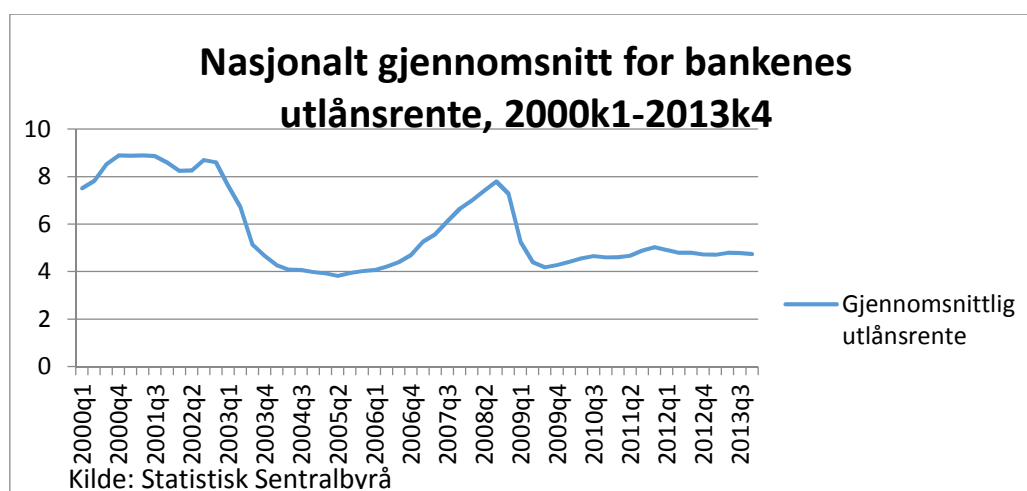
Fra figuren ser vi at Stavanger har den bratteste inntektsveksten, og også det høyeste inntektsnivået fra 2006 og utover. Jeg vil transformere serien om til reelle størrelser før jeg estimerer boligprismodellen, noe jeg diskuterer nærmere i kapittel 6.9.

6.3 Rente

Rente blir i litteraturen sett på som en av de aller viktigste driverne for boligpriser, og følgelig en såkalt fundamental faktor. Jeg velger å bruke et nasjonalt gjennomsnitt for bankenes utlånsrenter i min modell. Data for dette finner jeg i SSBs Statistikkbank i deres tabell for norske konjunkturindikatorer. Kvartalsgjennomsnittene oppgis i prosent, og jeg velger å holde tallene på denne formen i min modell. Disse tallene vil naturlig nok ikke variere mellom regionene jeg undersøker i min analyse, noe som er uproblematisk ettersom boliglån ikke gis på grunnlag av hvor i Norge en ønsker å kjøpe bolig. Grunnen til at jeg benytter utlånsrente er at det er denne renten konsumenter møter når de skal ta opp boliglån, og følgelig denne renten som brukes som vurderingsgrunnlag i forhold til om konsumentene har råd til å kjøpe bolig nå eller ikke. Det kan argumenteres for at tall på tiårige obligasjonslån, eller lengre renter, ville vært en bedre indikator for de beslutningene renten er en del av å forme hos konsumentene, ettersom vi ser på boliglån som tradisjonelt betales ned over lang tid. Jeg velger likevel å benytte bankenes gjennomsnittlige utlånsrente, da dette er basert på renter de aller fleste konsumenter vil ha et visst forhold til, kanskje i motsetning av obligasjonsrenten. I tillegg fant

Jacobsen og Naug (2004) at slike markedsrenter som obligasjonsrenter ikke ble signifikante ved bruk i estimering av modeller der kortsiktige renter også inkluderes. Det er også kun en veldig lav prosentandel av norske boliglån som har fastrente (se Figur 14). Følgelig blir det mer naturlig å bruke korte renter i min modell. I Norge har vi i perioden jeg ser på hatt en marginal skatterate på kapitalinntekter og kapitalutgifter lik 28 prosent, noe som må tas hensyn til i tolking av koeffisientestimat. Jeg vil transformere utlånsrenten om til realrente før jeg estimerer boligprismodellen, noe jeg diskuterer nærmere i kapittel 6.9. Under følger en deskriptiv presentasjon av det nasjonale gjennomsnittet for bankenes utlånsrenter i perioden jeg undersøker:

Figur 17: Bankenes gjennomsnittlige utlånsrente, 2000k1-2013k4

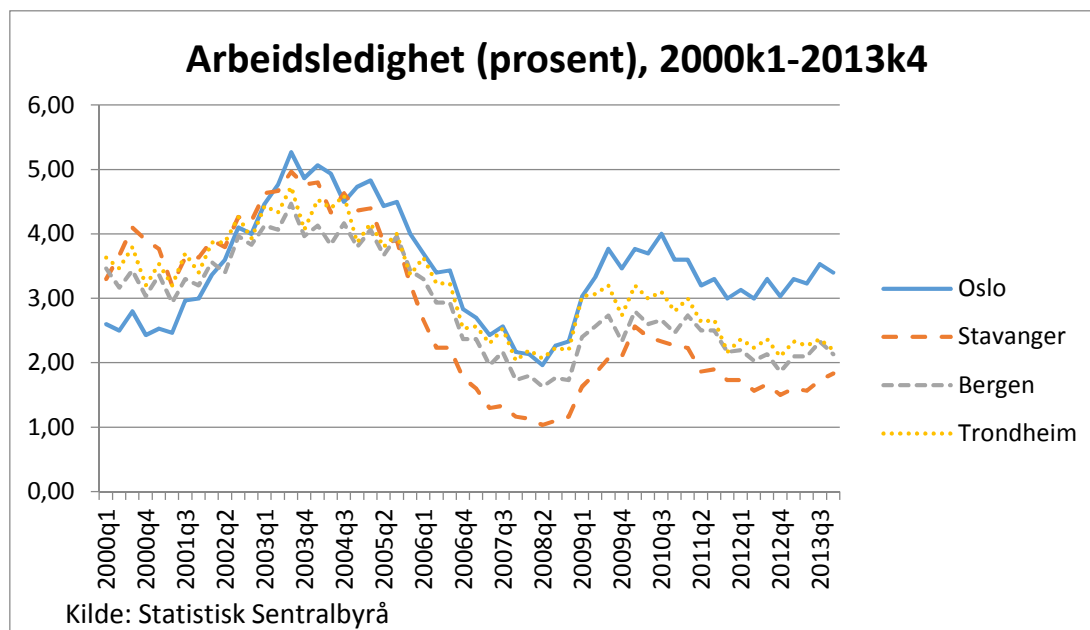


6.4 Arbeidsledighet

Arbeidsledighet blir i litteraturen sett på som en fundamental faktor som påvirker boligpriser. I min modell bruker jeg regionale data for registrerte helt arbeidsledige personer mellom 15 og 74 år. Tallene er oppgitt månedlig i prosent. Registrerte arbeidsledige vil si at personen aktivt går på NAV for å registrere seg som arbeidsledig. Jeg regner ut kvartalsgjennomsnitt for perioden 2000q1 til 2013q4, der første kvartal er et gjennomsnitt av tallene fra januar, februar og mars og videre tre og tre måneder for de følgende kvartalene. Data er verken sesong- eller kalenderjustert, og måling skjer ved utgang av måneden. Tallene finnes i SSB Statistikkbanken tabell 10540, og SSBs datakilde er tall fra NAV. Ettersom jeg ser på ulike byer og ikke landet under ett er det ikke så mye data å velge mellom med tanke på arbeidsledighet. Jeg velger derfor å benytte meg av denne statistikken på tross av at registrerte

arbeidsledige er en noe streng definisjon på arbeidsledighet, samt at aldersgruppen den omfatter muligens er noe bredere enn det som hadde vært optimalt. Under følger en deskriptiv presentasjon av arbeidsledigheten i perioden jeg undersøker:

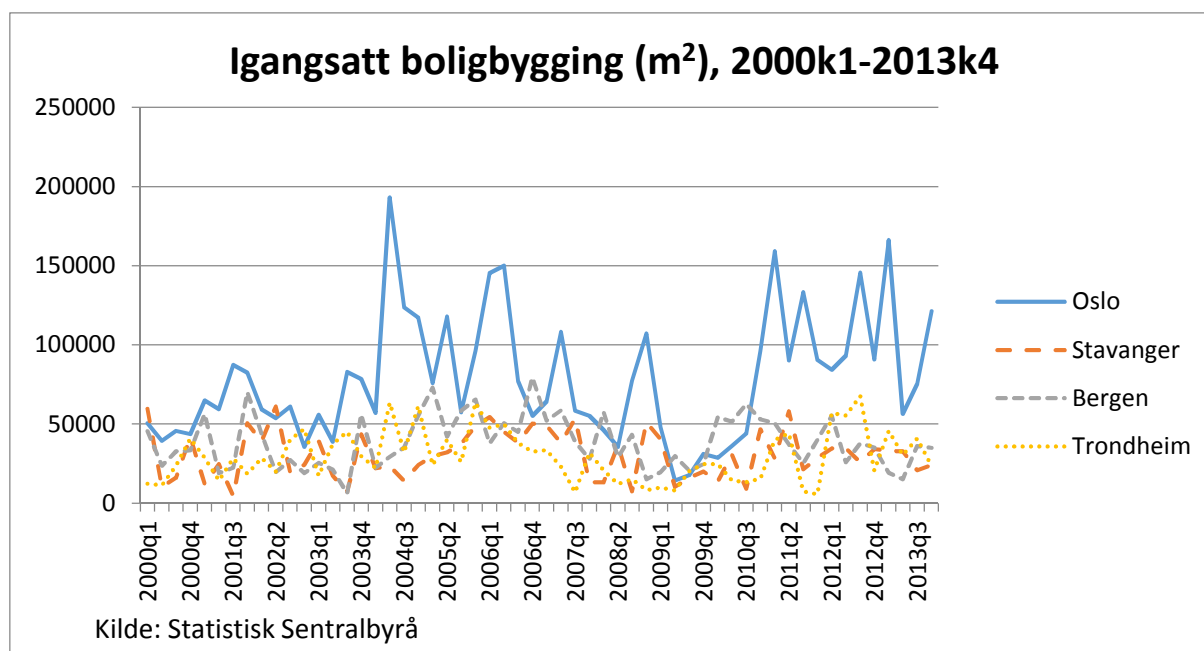
Figur 18: Arbeidsledighet (prosent), 2000k1-2013k4



6.5 Boligbygging

En annen fundamental faktor som påvirker boligprisene er boligbygging. I min modell benytter jeg data for antall igangsatte boliger målt i kvadratmeter som finnes i SSB Statistikkbanken i tabell 05889. SSBs datakilde er elektroniske data fra matrikkelen, et elektronisk register som inneholder opplysninger om grunneiendommer og adresser i Norge. Her er det snakk om kvartalsvis data for antall igangsatte boligbyggingsprosjekter av alle typer målt i kvadratmeter. Målingene blir utført ved slutten av kvartalet, og er verken sesong- eller kalenderjusterte. Det er stort sett vanlig å bruke data for boligbygging målt i kroner i denne typen undersøkelser, men ettersom jeg ser på data for ulike byer er det igjen begrenset datautvalg. Jeg mener likevel at boligbygging i form av antall igangsatte prosjekter målt i kvadratmeter vil være et nyttig mål for boligtilbudet på lang sikt, selv om det ikke tas hensyn til den monetære verdien av prosjektene. Under følger en deskriptiv presentasjon av igangsatt boligbygging i perioden jeg undersøker:

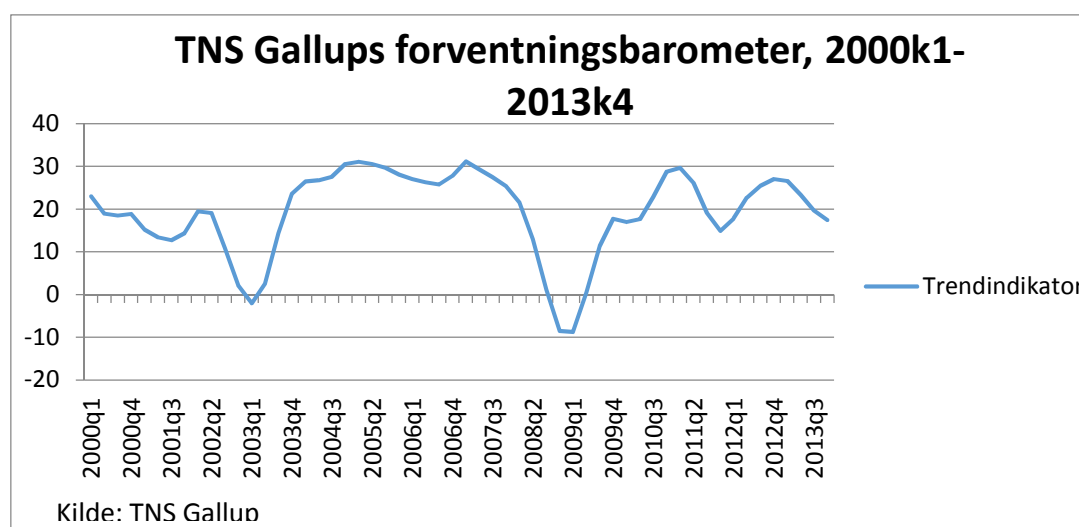
Figur 19: Igangsatt boligbygging målt i kvadratmeter, 2000k1-2013k4



6.6 Forventning

Konsumenters forventning til egen og Norges økonomi vil potensielt kunne spille en stor rolle for etterspørselen etter bolig, og regnes i litteraturen som en av de fundamentale faktorene som påvirker boligprisene. TNS Gallup produserer en trendindikator jeg bruker som basis for en egen forventningsindikator jeg konstruerer. TNS Gallups indikator er konstruert ved en spørreundersøkelse av 1000 tilfeldig utvalgte personer og består av fem spørsmål om egen og landets økonomi. Svarene blir lagt sammen til en tallverdi og det konstrueres en felles trendindikator for Norge. Denne trendindikatoren produseres kvartalsvis. Positive verdier indikerer positive forventninger til egen og norsk økonomi, og desto høyere verdien er desto høyere er forventningene. Under følger en deskriptiv presentasjon av TNS Gallups trendindikator:

Figur 20: TNS Gallups forventningsbarometer, nasjonal indikator, 2000k1-2013k4



Ut ifra denne indikatoren kan vi se at forventningene til egen og norsk økonomi i stor grad har vært høye i perioden jeg undersøker. Et potensielt problem med denne indikatoren er at den naturlig nok kan være sterkt korrelert med arbeidsledighet og rente. Dette kan skape problemer med multikolaritet når jeg skal bruke den i min modell. I tillegg er dette en landsdekkende variabel, der jeg ønsker en variabel som er mer spesifikk til hver av de byene jeg undersøker.

Problemet med kolinearitet kan løses ved å ta en regresjon av TNS Gallups forventningsindikator på data for rente og arbeidsledighet for hver by. Videre kan vi trekke fra predikert verdi fra TNS Gallups indikator og finne det estimerte feilleddet. Dette feilleddet er et mål på lokale forventninger der effekten av rente og arbeidsledighet er tatt ut. Den konstruerte forventningsindikatoren vil være forskjellig fra by til by ettersom vi bruker regionale data for arbeidsledighet når vi estimerer feilleddene som blir forventningsindikatoren. Denne fremgangsmåten for å konstruere forventningsvariabler uten effekt av rente og ledighet ble først benyttet av Jacobsen og Naug (2004), og jeg vil støtte meg på deres metode når jeg estimerer min egen indikator. Fredriksen (2007) kritiserer i sin masteroppgave Jacobsen og Naug (2004) for å bruke en selvkomponert formel der de transformerer den justerte indikatoren de får ut av modellen, blant annet ved å summere indikatoren over to kvartaler samt å opphøye verdien kubisk. De gir ingen referanser til andre som har gjort dette, og ingen forklaring for hvorfor de tar disse valgene i sin artikkel (2004). Jeg velger å utelate denne transformasjonen i min konstruerte forventningsindikator. Min fremgangsmåte er altså å estimere en modell der jeg forklarer TNS Gallups

forventningsindikator med rente og regional arbeidsledighet, for så å bruke de estimerte feilleddene direkte i boligprismodellen jeg konstruerer.

Perioden jeg estimerer for (2000-2013) var en periode preget av større nasjonale sjokk heller enn lokale sjokk. De to kanskje største sjokkene i perioden var krigen i Irak rundt 2003 og Finanskrisen mellom 2007 og 2009, som begge påvirket hele landet. Dersom jeg hadde inkludert den perioden vi er i nå med oljepriskollaps og påfølgende lokale effekter i Stavanger ville jeg muligens ha måttet tatt andre forbehold mtp. forventningene enn det jeg gjør her. Jeg mener følgelig at for perioden jeg undersøker vil denne grove forventningsindikatoren være tilstrekkelig, og berikende for analysen.

6.7 Modellering av forventning

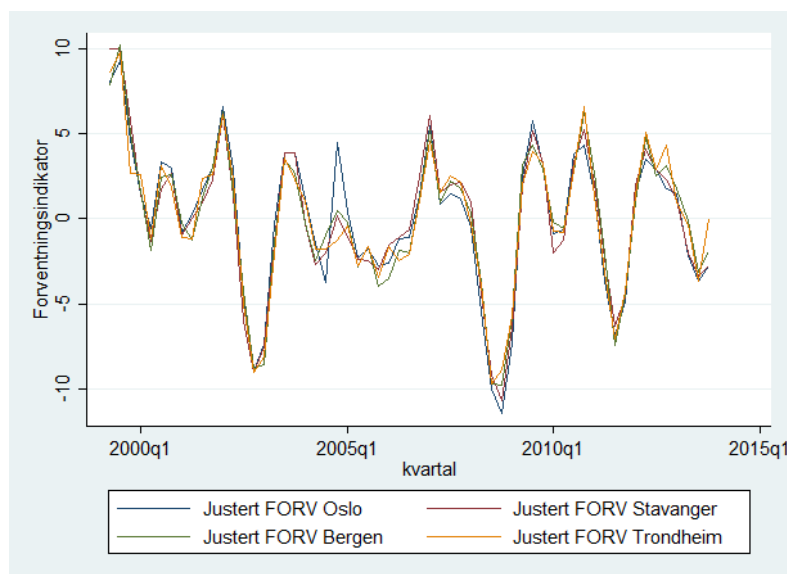
Jacobsen og Naug konstruerer en ett-steps feiljusteringsmodell lik den jeg utleder i kapittel 4.4, der de forklarer TNS Gallups forventningsindikator med rente og arbeidsledighet. Forfatterne setter så feilleddet fra denne modellen inn i en egenkomponert formel. Resultatet de får ut av denne formelen blir deres konstruerte forventningsindikator de bruker i boligprismodellen sin. Jeg tenker at en feiljusteringsmodell vil være velegnet for å modellere forventning ettersom Indikatoren TNS Gallup produserer tolkes som avvik fra 0. Når indikatoren er lik 0 betyr det at befolkningen har nøytrale forventninger til egen og Norges økonomi, som kan argumenteres for å være en likevekt. Feiljusteringsmodeller er velegnet til å analysere slike strukturer. For en nærmere gjennomgang av modellen viser jeg til Jacobsen og Naug (2004). Etersom jeg ikke har som mål i denne oppgaven å lage en ny modell for forventninger i norsk økonomi velger jeg å bruke Jacobsen og Naugs metode i min modell.

Jeg tar også hensyn til kritikken fra Fredriksens masteroppgave (2007) og dropper den selvkomponerte formelen Jacobsen og Naug bruker før feilleddet blir implementert i boligprismodellen. Jeg bruker altså feilleddet fra forventningsmodellen direkte i min boligprismodell. Jeg estimerer fire separate feiljusteringsmodeller, én for hver av byene jeg ser på, slik jeg forklarer i kapittel 6.6. Feiljusteringsmodellen jeg estimerer for hver by tilsvarer den jeg viser til i ligning 42, og har følgende spesifikasjon:

$$\begin{aligned} \Delta TNSforv_t = & a_0 + b_1 \Delta rente_t + b_2 \Delta ledighet_{i,t} + c_3 TNSforv_{t-1} + d_4 rente_{t-1} \\ & + d_5 ledighet_{i,t-1} + \gamma_1 sesong1 + \gamma_2 sesong2 + \gamma_3 sesong3 + u_{it} \end{aligned}$$

Se Appendiks (A.1) for tabell med regresjonsresultater. Det estimerte feilleddet \hat{u}_{it} fra hver av de fire modellene er den respektive byens forventningsindikator jeg skal bruke i den endelige boligprismodellen. Under følger en figur som viser den konstruerte forventningsindikatoren for hver by, justert for arbeidsledighet og rente.

Figur 21: Min konstruerte forventningsindikator justert for rente og regional arbeidsledighet.



Kilde: Egne beregninger, med utgangspunkt i TNS Gallups trendindikator og SSB

Forskjellene i den konstruerte forventningsindikatoren fra by til by er som vi ser ikke veldig store, noe som gir mening ettersom forskjellene i arbeidsledighet heller ikke var veldig store i perioden vi ser på (se Figur 18). Renten brukt i estimeringen av de regionale indikatorene er nasjonale data, og bidrar heller ikke til å skape ulikheter mellom byene.

Forventningsindikatoren jeg konstruerer representerer altså de uobserverte forholdene som er med på å danne forventninger rundt egen og Norges økonomi.

6.8 Variabler som ikke inkluderes i boligprismodellen

I tillegg til de data jeg benytter i min analyse er det andre variabler som også kan påvirke boligpris. Leiepriser, byggekostnader og monetær verdi av boligbygging er eksempler på dette, men det finnes ikke gode tall for disse variablene på regionalt nivå. Det kan også argumenteres for at påvirkningen mellom disse variablene og boligpris er gjensidig kausale, eller til og med at boligpris har sterkere påvirkningskraft på spesielt leiepris enn motsatt vei. Et annet eksempel på en variabel jeg utelater er befolkningsvekst. Befolkningsvekst blir sjelden regnet som en fundamental faktor for boligprisutvikling i litteraturen. En annen grunn

til at jeg utelater befolkningsvekst er at de tallene jeg finner på regionalt nivå vil bli unøyaktige og ikke nødvendigvis reflektere hvor mange som deltar i boligmarkedet i den gitte byen. Studenter som kommer utenbys fra vil ikke nødvendigvis endre adresse til byen de studerer i, i tillegg til at arbeidstakere fra områder rundt byene jeg ser på kan ha kjøpt sekundærboliger uten å ha registrert at de er bosatt i byen. Fra figur 2 i kapittel 3 kan vi se at den største andelen av befolkningen som eier sekundærbolig er par med barn som er 18 år eller eldre. Det kan tenkes at dette er foreldre som hjelper barna sine inn på boligmarkedet, eller arbeidstakere som kjøper pendlerleilighet i nærheten av arbeidsstedet. Det er logisk å tenke at slike boligkjøp ofte finner sted i storbyer, gjerne også storbyer som husholdningen ikke bor i primært. Befolkningsvekst ville det gitt mer mening å inkludere dersom jeg estimerte en modell for hele Norge heller enn regionale modeller. Jeg velger også å utelate kjerneinflasjon som forklaringsvariabel i modellen, da jeg heller transformerer de aktuelle variabelseriene fra nominelle til reelle verdier. Jeg mener de mest interessante variablene å se på effektene av er de jeg velger å inkludere. Om mulig hadde det også vært fordelaktig å undersøkt en lengre tidsperiode, men begrenset tilgang på data gjorde dessverre dette umulig i denne omgang.

6.9 Nominelle eller reelle data?

At en dataserie er reell vil si at vi har justert den for inflasjon. Den norske indikatoren for prisvekst er konsumprisindeksen (KPI), som produseres av Statistisk sentralbyrå. For å gjøre en serie ($Variabel_t$) reell, ganger vi variablene med hundre og deler dem med KPI for hver periode:

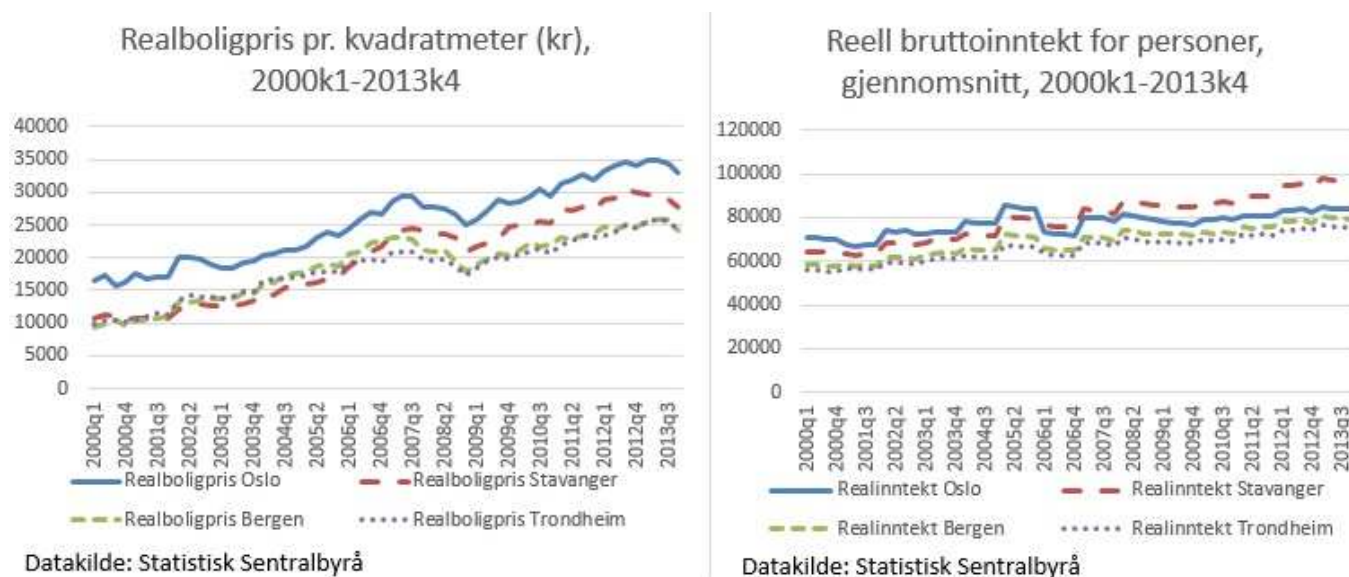
$$\frac{(Variabel_t) * 100}{KPI_t} \quad (43)$$

Det finnes gode argumenter både for og mot denne transformasjonen av data.

Hovedargumentet for å transformere nominelle serier til realverdier er at vi justerer serien for endringer forårsaket av inflasjon. Dette medfører at de endringene vi observerer er rene verdiendringer i variabelen, og ikke et resultat av generell prisvekst i økonomien (inflasjon). Et motargument mot en slik transformasjon er at realverdien i et gitt år ikke like lett kan sammenlignes med den observerte markedsverdien det samme året. Det finnes ingen fasit for hva som er riktig å bruke, men det er viktig å være konsistent.

Ettersom jeg i min modell i hovedsak undersøker prisutvikling og regionale forskjeller vil jeg bruke reelle størrelser. Av mine variabler vil jeg altså transformere boligpriser, inntekt og rente om til reelle serier, slik at jeg kan se på boligprisutvikling uten å måtte tenke på at deler av utviklingen skyldes generell prisvekst i økonomien. Jeg justerer data for boligpris og inntekt beskrevet i henholdsvis kapittel 6.1 og 6.2 med KPI ved bruk av formelen i ligning 43.

Figur 22: Reelle transformasjoner av boligpris og inntekt til bruk i min boligprismodell



Jeg gjør også bankenes gjennomsnittlige utlånsrente, beskrevet i kapittel 6.3, om til realrente. Realrente regnes ut ved å trekke inflasjon målt i prosent fra nominell rente målt i prosent. Jeg bruker kvartalsvis KPI til å konstruerer en kvartalsvis indikator for inflasjon med følgende formel:

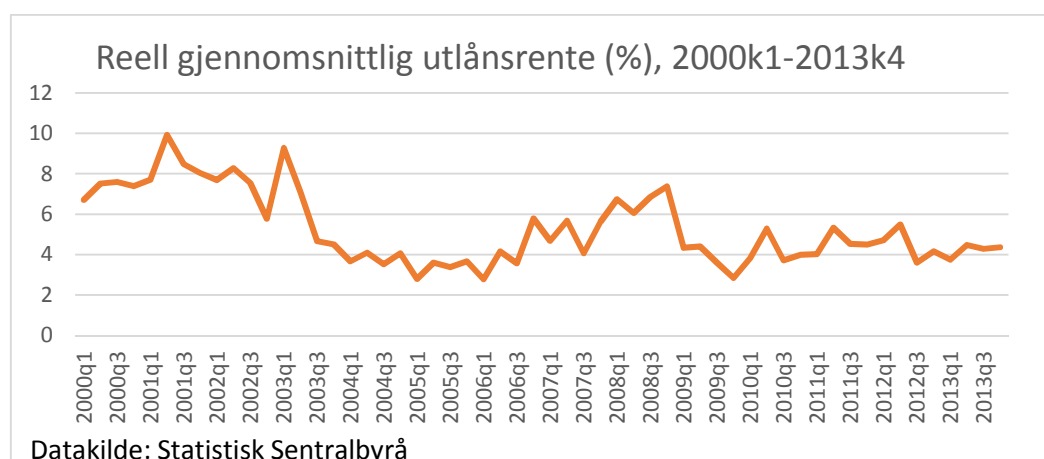
$$\left(\frac{KPI_{t+1} - KPI_t}{KPI_t} \right) * 100 = \text{Inflasjon (\%)} \quad (44)$$

Videre konstruerer jeg en realrente for kvartal t med følgende formel:

$$\text{Kvartalsvis nominell utlånsrente}_t - \text{Kvartalsvis inflasjon}_t = \text{Realrente}_t \quad (45)$$

Realrenten jeg får fra denne transformasjonen er bankenes gjennomsnittlige utlånsrente justert for inflasjon.

Figur 23: Bankenes reelle gjennomsnittlige utlånsrente til bruk i min boligprismodell



6.10 langsiktig svak eksogenitet

Når vi analyserer økonomiske systemer er det ønskelig å lage betingede modeller der vi velger oss noen interesseparametere vi ønsker å se på effekten av, slik jeg gjør i denne oppgaven. Svak eksogenitet innebærer at effisient estimering og testing kan utføres på en betinget modell, uten informasjonstap som følge av å se bort fra de marginale prosessene som genererer variablene i den betingede modellen. Tradisjonelt har svak eksogenitet vært en nødvendig forutsetning for estimering av ett-steps feiljusteringsmodeller. Denne definisjonen er relativ til det økonometrikeren ser på som interesseparametere. Interesseparametere er de ukjente populasjonsparameterene vi ønsker å teste effekten av med estimatorer i vår betingede modell. Dolado (1992) argumenterer for at forutsetningen om svak eksogenitet ofte viser seg å være for streng i enkle kointegrerte modeller, og at såkalt langsiktig svak eksogenitet er tilstrekkelig. Geweke (1984) argumenterer for at svak eksogenitet i stor grad ikke er testbart, ettersom tester for eksogenitet ikke genererer hypoteser som kan forkastes. Påvisning av svak eksogenitet kan ses på som subjektivt, og er heller basert på de variablene økonometrikeren ser på som interesseparametere sammen med modellens hensikt. Jeg mener at min modell tilfredsstillt kravet om langsiktig svak eksogenitet, da prosessene som genererer mine forklaringsvariabler ikke påvirker de andre forklaringsvariablene i modellen direkte i stor grad. De prosessene som bestemmer hva gjennomsnittlig bruttoinntekt blir vil for eksempel ikke direkte påvirke hvor mye boligbygging som blir igangsatt. Definisjonen av langsiktig svak eksogenitet sier også at det ikke er nødvendig med full variasjonsfrihet i de marginale prosessene som ligger bak den betingede modellen vi estimerer. For en full gjennomgang av langsiktig svak eksogenitet, se Dolado (1992).

7.0 Testing og økonometrisk analyse

I dette delkapittelet vil jeg utføre økonometriske tester for stasjonaritet, samt utlede boligprismodellen og tolke resultater. Jeg vil også teste for autokorrelasjon og kointegrasjon. Til sist vil jeg undersøke om vi kan påvise ulikheter i prisutviklingen i boligmarkedene i de fire byene jeg undersøker ved hjelp av paneldata og analyse av interaksjonsvariabler.

7.1 Testing for stasjonaritet

I kapittel 4.2 utledet jeg den såkalte utvidede Dickey-Fuller testen for stasjonaritet. Jeg vil bruke denne testen til å undersøke hvilken interaksjonsorden variablene mine har, eller om de er stasjonære. For å finne det antallet lags jeg benytter i Dickey-Fuller testene bruker jeg «Schwarz-Bayesian information criterion» (SBIC). Grunnen til at jeg gjør dette er for å unngå at variablene består stasjonaritetstesten når de egentlig ikke er stasjonære. Variablene realboligpris, realinntekt og boligbygging er på logaritmisk form slik som i boligprismodellen jeg har estimert.

Tabell 1: Testresultater for utvidet Dickey-Fuller test for stasjonaritet, inndelt etter by

Utvidet Dickey-Fuller test for stasjonaritet. Signifikans (merket *) tilsier stasjonær variabel				
Variabel	Testobservator Oslo	Testobservator Stavanger	Testobservator Bergen	Testobservator Trondheim
In(realboligpris)	-0.942	-1.094	-2.329	-1.965
Antall lags	1	1	1	1
In(realinntekt)	-1.880	-0.777	-1.098	-1.052
Antall lags	1	1	1	1
Realrente	-1.826	-1.826	-1.826	-1.826
Antall lags	2	2	2	2
Forventning	-4.954***	-4.432***	-5.187***	-5.808***
Antall lags	2	2	2	2
Ledighet	-2.462	-1.978	-1.629	-1.311
Antall lags	2	2	2	2
In(Boligbygging)	-3.669***	-7.739***	-5.612***	-5.130***
Antall lags	0	0	0	0
signifikansmerking: * $p > 0,10$ ** $p > 0,05$ *** $p > 0,01$				

Ut ifra testresultatene over ser vi at In(Boligbygging) og Forventning er stasjonær på 1 %

signifikansnivå for alle fire byene. Jeg finner også at realboligpris, realinntekt, realrente og arbeidsledighet blir stasjonære etter førstedifferensiering, noe som tilsier at disse variablene er av første integrasjonsorden, $I(1)$. Disse resultatene er ikke uventede, med tanke på de deskriptive grafene jeg viser til i kapittel 6. Både boligbygging og forventning, som ifølge testene mine er stasjonære, ser ut til å bevege seg rundt et gitt nivå. Boligpris, inntekt, realrente og arbeidsledighet ser derimot ikke ut til å bevege seg rundt et gitt nivå.

7.2 Feiljusteringsmodell for boligpriser

Jeg ønsker å undersøke prisutvikling i Norges fire største byer, og velger følgelig å estimere én modell for hver by med regionale boligpriser og forklaringsvariabler. Dette gir meg mulighet til å sammenligne forklaringskraft mellom modellene, samt å påvise at variablene mine er kointegrerte. Etersom vi har etablert at de aktuelle variablene er enten stasjonære eller integrert av første orden kan vi bruke en feiljusteringsmodell slik jeg gjennomgikk i kapittel 4.4. Ut ifra ligning 42 ser vi at å ta en regresjon av differensiert boligpris på differensierte forklaringsvariabler, samt tidsforskjøvet avhengig og uavhengige variabler får vi feiljusteringsmodellen. Banerjee et. al. (1993) presiserer at en står fritt til å utelate noen variabler i den kortsiktige sammenhengen dersom situasjonen tilsier at dette er naturlig. Jeg velger følgelig å ikke inkludere boligbygging på endringsform i modellen, da det tar lang tid før boligbygging slår ut i etterspørsel, og følgelig markedspris. Dette forklares i kapittel 2.1. Modellen jeg estimerer for boligprisene i hver enkelt by er ellers tilsvarende det teori om feiljusteringsmodeller tilsier er riktig og blir som følger:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(\text{boligpris})_{i,t} &= a_0 + b_1 \Delta \ln(\text{inntekt})_{i,t} + b_2 \Delta \text{rente}_t \\ &+ b_3 \Delta \text{arbeidsledighet}_{i,t} + b_4 \Delta \text{forventning}_{i,t} \\ &+ c_1 \ln(\text{boligpris})_{i,t-1} + d_1 \ln(\text{inntekt})_{i,t-1} + d_2 \text{rente}_{t-1} \\ &+ d_3 \text{forventning}_{i,t-1} + d_4 \text{arbeidsledighet}_{i,t-1} \\ &+ d_5 \ln(\text{boligbygging})_{i,t-1} + \gamma_1 \text{BOA} + \gamma_2 \text{Finanskrise} \\ &+ \gamma_3 \text{Sesong1} + \gamma_4 \text{Sesong2} + \gamma_5 \text{Sesong3} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (46)$$

der Δ = førstedifferanse, \ln = logaritme og $\varepsilon_{i,t}$ = feilledd

Her er koeffisientestimatene b_i den kortsiktige sammenhengen, c_1 er feiljusteringsparameteren og d_i er de koeffisientene som er med i den langsiktige sammenhengen slik jeg forklarer i kapittel 4.4. Koeffisientestimatene γ_i brukes til

dummyvariablene jeg inkluderer i modellspefikasjonen. *BOA* er en dummy som er lik 1 for perioden fra og med første kvartal 2002 og ut hele modellens estimeringsperiode. Dette tar hensyn til at målemetoden for boligprisene endret seg fra og med første kvartal 2002.

Finanskrise er en dummy som er lik 1 i perioden 2007-2009. Den inkluderes i et forsøk på å kontrollere for effektene av finanskrisen. Her tenker jeg i hovedsak på immaterielle ting som ikke fanges opp av de andre forklaringsvariablene i modellen min. Jeg inkluderer også tre dummyvariabler for sesonger, slik at jeg kontrollerer for sesongvariasjon i modellene mine.

Jeg estimerer de fire modellene og tar vare på feilleddene for å teste for autokorrelasjon. Som forklart i kapittel 4.2 bruker jeg en Ljung-Box test for å se om modellene har autokorrelerte feilledd. Jeg velger å bruke 8 lags i testen, altså 8 kvartaler eller to år, for å holde antall lags relativt lavt i forhold til utvalgsstørrelsen på 55. Jeg får også med hver sesong to ganger med dette antallet lags, noe Burns (2002) påpeker er en fordel med kvartalsdata.

Tabell 2: testresultater for Ljung-Box test for autokorrelasjon, inndelt etter by

Ljung-Box test for autokorrelasjon		
Variabel	Testobservator	p-verdi
Residual Oslo	12.3466	0.1364
Residual Stavanger	4.5278	0.8066
Residual Bergen	7.2961	0.5051
Residual Trondheim	14.9710	0.0597

Nullhypotesen i Ljung-Box testen er som sagt at feilleddet er som hvit støy å regne, altså at det ikke er autokorrelert. Kritisk verdi finner vi i χ^2 -fordelingen. Etersom min test har 8 frihetsgrader blir kritisk verdi på 5 % signifikansnivå lik 15,51. Følgelig ser vi at Oslo, Stavanger, Bergen og Trondheim har feilledd uten autokorrelasjon på 5 % nivå, da vi beholder nullhypotesen om hvit støy for disse feilleddene. Dette testresultatet tyder på at modellen vår ikke har problemer med autokorrelasjon og at koeffisientestimatene våre er BLUE, altså forventningsrette og effisiente. Under følger en tabell med hovedresultatene fra regresjonsanalysen:

Tabell 3: Regresjonskoeffisienter boligprismodell, etter byer, standardfeil i parentes.

	Variabel	Oslo	Stavanger	Bergen	Trondheim
kortsiktig dynamikk	$\Delta \ln(\text{realinntekt})_t$	0.0734 (0.158)	-0.0646 (0.187)	-0.174 (0.206)	-0.0102 (0.216)
	$\Delta \text{Realrente}_t$	-0.0182*** (0.00554)	-0.00998** (0.00383)	-0.0162*** (0.00483)	-0.0176*** (0.00403)
	$\Delta \text{Ledighet}_t$	-0.0232 (0.0240)	-0.00826 (0.0155)	-0.0416 (0.0322)	-0.0507** (0.0247)
	$\Delta \text{Forventning}_t$	0.00308** (0.00152)	0.00405*** (0.00115)	0.00327** (0.00137)	0.00340*** (0.00118)
feiljusteringsmekanisme	$\ln(\text{realboligpris})_{t-1}$	-0.139** (0.0528)	-0.122* (0.0691)	-0.231*** (0.0688)	-0.290*** (0.0783)
langsiktig likevekt-sammenheng	$\ln(\text{realinntekt})_{t-1}$	-0.0633 (0.132)	-0.0728 (0.126)	-0.129 (0.128)	0.108 (0.154)
	Realrente_{t-1}	-0.0158** (0.00614)	-0.0112*** (0.00371)	-0.0185*** (0.00559)	-0.0114** (0.00492)
	Forventning_{t-1}	0.00274* (0.00142)	0.00422*** (0.00105)	0.00159 (0.00128)	0.00279** (0.00104)
	Ledighet_{t-1}	-0.0384** (0.0152)	-0.0259** (0.0117)	-0.0500*** (0.0170)	-0.0446*** (0.0151)
	$\ln(\text{Boligbygging})_{t-1}$	0.000112 (0.00981)	0.0181** (0.00683)	0.00369 (0.00882)	0.000626 (0.00602)
Dummy-variabler	BOA	0.0737** (0.0291)	0.0519*** (0.0179)	0.105*** (0.0286)	0.102*** (0.0261)
	Finanskriser	-0.0377* (0.0188)	-0.0215 (0.0134)	-0.0484*** (0.0137)	-0.0390*** (0.0116)
	Sesong 1	0.0524*** (0.0167)	0.0321** (0.0138)	0.0702*** (0.0200)	0.0771*** (0.0257)
	Sesong 2	0.0477*** (0.0123)	0.0125 (0.0102)	0.0424*** (0.0116)	0.0587*** (0.0109)
	Sesong 3	0.0261 (0.0157)	0.0152 (0.0109)	0.0466** (0.0183)	0.0474** (0.0180)
	Konstantledd	2.256* (1.338)	1.927* (1.018)	3.796*** (1.380)	1.720 (1.465)
	N	55	55	55	55
	R2	0.645	0.752	0.732	0.781
	Justert R2	0.509	0.657	0.628	0.696
	DF-statistikk, feilledd	-7.683***	-6.792***	-7.719***	-5.775***
	Ljung-Box statistikk, feilledd	12.3466***	4.5278***	7.2961***	14.9710***
	Signifikansmerking:	* p<0,10,		** p<0,05	*** p<0,01

Tabell 3 har jeg delt forklaringsvariablene inn i kategorier, henholdsvis kortsiktig dynamikk, feiljusteringsmekanismen, langsiktig likevektsammenheng og dummy-variabler. De tre første kategoriene tolkes slik jeg viser i kapittel 4, og dummy-variablene tolkes som nivåforskjeller i de periodene der de respektive dummyene er lik 1.

Det første jeg vil kommentere er at feiljusteringsparameteren, samt testobservatoren fra Dickey-Fuller testene på modellenes feilledd, er statistisk signifikante i alle fire modellene. Dette bekrefter at variablene jeg bruker er kointegrerte i alle byene, og følgelig at feiljusteringsspesifikasjonen er gyldig. Ut ifra litteratur om boligpriser som drives av fundamentale faktorer er dette et forventet resultat. Forklaringskraften til modellene er også rimelig høy, da Oslo har en R^2 verdi som tilsier 64 % forklaringskraft, og de andre byene har ca. 75 % forklaringskraft. Modellen har altså noe dårligere føyning i Oslo enn i de tre andre byene jeg ser på. Jeg vil også si at det er et sunnhetstegn at vi ikke får altfor høy forklaringskraft, da dette kunne skapt mistanke om spuriøsitet i regresjonsanalysen. Ut ifra disse resultatene vil jeg si at modellen min ser ut til å lykkes i å unngå de vanligste problemene man kan støte på i tidsserieøkonometri.

Jeg vil også påpeke at ingen av byene får signifikante koeffisientestimat for realinntekt, verken i kortsiktsammenhengen eller i langsiktsammenhengen. Dette er ikke et uventet resultat, da inntektsvariabelen jeg bruker er oppgitt årlig. Etter konvertering til kvartalsform ender vi opp med ingen variasjon i tre av fire kvartaler. Transformasjon til realinntekt vil gi litt variasjon mellom kvartaler, men dette er reelt sett bare på grunn av ulik inflasjon i disse kvartalene.

Vi kan bruke feiljusteringsparameteren til å beregne såkalt halveringstid i de ulike byene. Halveringstid vil si hvor lang tid det tar før halvparten av et eventuelt avvik er justert inn igjen. For å beregne halveringstid benytter vi følgende formel (Bernhardsen & Røiseland, 2000):

$$\frac{\ln(0,5)}{\ln(1 - c_i)} \quad (47)$$

Her er c_i koeffisienten til feiljusteringsleddet i de respektive byene. Ut ifra denne formelen finner jeg at avviket justeres raskest inn i modellen for Trondheim, der halveringstiden blir ca. 2 kvartal. Det betyr at det tar omtrent 6 måneder før et avvik i boligpris fra likevekt på 1 % har blitt redusert til 0,5 %, ceteris paribus. Justeringen går tregest i Stavanger ifølge mine

resultater, der halveringstiden er omtrent lik 5,3 kvartaler, altså rett i underkant av 16 måneder. Halveringstiden i Oslo og Bergen blir henholdsvis 13,8 og 7,9 måneder. Oslo og Stavanger har altså markert lengre halveringstid enn Trondheim og Bergen. Jeg vil sammenligne estimatene formelt i paneldatamodellen i neste kapittel.

Koeffisientestimatene i den kortsiktige sammenhengen har som forklart i kapittel 4 en direkte økonomisk tolkning. Variablene som er statistisk signifikante i den kortsiktige sammenhengen har de fortegnene vi forventer ut ifra økonomisk teori. En renteheving vil gi statistisk signifikant nedgang i boligprisene på kort sikt i alle fire byene. Sterkest er effekten i Oslo, der en renteoppgang tilsvarende 1 prosentpoeng fra en periode til neste vil gi en kortsiktig negativ endring i boligprisene tilsvarende $\approx 1,8$ % før vi tar hensyn til den marginale skatteraten. Når vi tar hensyn til marginal skatterate på 28 % blir effekten av en renteendring på boligprisene i Oslo $\approx 1,3$ %. Dette blir veldig hypotetisk, da den norske sentralbanken er særdeles lite trolig til å endre renten med så mye som ett prosentpoeng i løpet av ett kvartal. Effekten av renteheving ser ut til å være svakest i Stavanger, da en renteheving tilsvarende 1 prosentpoeng fører til en kortsiktig nedgang i boligprisene tilsvarende $\approx 0,72$ % etter marginal skatterate er medregnet. Videre ser vi at en økning i publikums forventning til egen og Norges økonomi fra ett kvartal til neste vil føre til en statistisk signifikant positiv, om enn beskjeden, kortsiktig effekt på boligprisene i alle fire byene. Øker den konstruerte forventningsindikatoren med én enhet fra en periode til neste vil det føre til en kortsiktig boligprisøkning tilsvarende mellom 0,3 og 0,4 % i de ulike byene jeg undersøker. Den siste statistisk signifikante variabelen vi observerer i den kortsiktige sammenhengen er for endring i arbeidsledighet i Trondheim. Der har vi at om arbeidsledigheten øker med ett prosentpoeng mellom to perioder vil det gi en kortsiktig nedgang i boligpris tilsvarende ≈ 5 %. Arbeidsledighet har altså en betydelig påvirkningskraft på den kortsiktige dynamikken til Trondheims boligpriser ifølge min modell.

I den langsiktige sammenhengen har vi stort sett signifikante koeffisientestimat med de fortegnene vi forventer ut ifra økonomisk teori. Koeffisientestimatene i den langsiktige likevektsammenhengen kan ikke tolkes som direkte økonomiske effekter, da vi må beregne hvordan den langsiktige effekten fordeler seg utover fremtidige perioder. Denne fordelingen skjer i henhold til feiljusteringshastigheten målt ved koeffisienten til feiljusteringsparameteren. Hvis vi ser tilbake til utledningen av feiljusteringsmodellen i kapittel 4 har vi at:

$$\text{Langsiktig økonomisk effekt} = \frac{-d}{c} \quad (48)$$

Der d er koeffisientestimatet fra den langsiktige sammenheng, og c er koeffisientestimatet foran feiljusteringsparameteren. Vi gir d negativt fortegn i formelen for å unngå at den langsiktige økonomiske effekten vi beregner får motsatt fortegn i forhold til den estimerte koeffisienten, ettersom feiljusteringsmekanismen c alltid er negativ. Under følger en tabell med de langsiktige økonomiske effektene jeg beregner med mine modeller.

Tabell 4: Langsiktig økonomisk effekt, beregninger utført med tall fra Tabell 3

	Variabel	Oslo	Stavanger	Bergen	Trondheim
langsiktig økonomisk effekt	$\ln(\text{realinntekt})_{t-1}$	-0.456	-0.597	-0.558	0.372
	Realrente _{t-1} (etter marginal skatt)	-0.0818**	-0.066***	-0.0577***	-0.0283**
	Forventning _{t-1}	0.0197*	0.0346***	0.00688	0.00962**
	Ledighet _{t-1}	-0.276**	-0.212**	-0.216***	-0.154***
	$\ln(\text{Boligbygging})_{t-1}$	0.0008	0.148**	0.016	-0.00216
Signifikansmerking:		* $p < 0,10$	** $p < 0,05$	*** $p < 0,01$	

Disse effektene beregnet ved hjelp av koeffisientestimat fra feiljusteringsmodellen i tabell 3 kan ses på som den langsiktige likevektsammenheng. Likevekt kan tolkes som balanse mellom tilbud og etterspørsel i boligmarkedet. Hele økonomien er ikke modellert her, så vi kan ikke bastant påstå at boligprisen som anslås her er den faktiske likevektsprisen. Jeg mener likevel at det er rimelig å anta at de fundamentale faktorene jeg modellerer her er en viktig del av hvordan boligprisene konvergerer mot en likevekt på lang sikt. Denne prosessen illustreres i den enkle teoretiske boligprismodellen i kapittel 2.

Koeffisientene jeg estimerer er stort sett statistisk signifikante. Det at realinntekt ikke er signifikant i noen av byene er ikke en stor overraskelse med tanke på egenskapene til inntektsvariabelen jeg har brukt. På tross av dette mener jeg det vil bli feil å utelate data for inntekt, da det er såpass etablert i økonomisk teori at inntekt har betydning for boligpriser. Boligbygging er kun signifikant i Stavanger, men ellers er de estimerte koeffisientene stort sett statistisk signifikante. Jeg har justert den langsiktige økonomiske effekten av nivåendring i rente for marginal skatterate på 28 % ved å multiplisere koeffisientestimatet fra tabell 3 med

0,72. Ved å gjøre dette får vi effekten av endring i rentenivå når den marginale skatteraten har blitt tatt hensyn til. En endring i langsiktig rentenivå tilsvarende ett prosentpoeng vil føre til en reduksjon i langsiktig likevektspris for boligpriser tilsvarende 8,18 % i Oslo etter skatt, og henholdsvis 6,6 % og 5,77 % i Stavanger og Bergen. Trondheim skiller seg ut, da en endring i rentenivå tilsvarende ett prosentpoeng vil redusere boligprisene i den langsiktige likevekten med 2,83 % på lang sikt. Effekten av en endring i rentenivå estimeres altså til å være betydelig mindre kraftfull i Trondheim enn i de tre andre byene.

Den variabelen som i min modell påvirker boligprisene sterkest på lang sikt er arbeidsledighet. En nivåendring i arbeidsledighet tilsvarende ett prosentpoeng vil redusere boligprisene i den langsiktige likevekten med ca. 27 % i Oslo, og omtrent 21 % i Stavanger og Bergen. Den estimerte effekten av en langsiktig økning i ledighetsnivå er svakere i Trondheim, da en 1 prosentpoeng høyere ledighetsnivå på lang sikt vil redusere boligprisene i den langsiktige likevekten med ca. 15 %. Ingen av de andre variablene i min modell har i nærheten av like sterk påvirkningskraft på boligprisene. Forventning har en svak, men statistisk signifikant positiv påvirkning på boligprisene i Oslo, Stavanger og Trondheim, mens Bergen ikke får statistisk signifikant koeffisientestimat. Boligbygging er bare statistisk signifikant i Stavanger, og overraskende ser vi at boligbygging påvirker boligprisene sterkt positivt her. Dersom det bygges 1 prosentpoeng mer vil det ifølge min modell føre til en langsiktig økning i likevektspris for bolig tilsvarende 14,8 %. Dette er et uventet resultat, da økt tilbud vanligvis vil tilsi lavere priser i økonomisk teori. En mulig forklaring kan være omvendt kausalitet, altså at boligprisveksten har vært så sterk i Stavanger at det stimulerer til økt boligbygging.

Det kan være flere grunner til at Arbeidsledighet er den variabelen som har sterkest påvirkningskraft på boligpriser. Koeffisienten til rente er muligens lav ettersom rentene ligger på så lave nivåer i utgangspunktet at en økning på ett prosentpoeng ikke gir de store utslagene i folks økonomi. En økning i arbeidsledighet tilsvarende ett prosentpoeng vil derimot være dramatisk. I tillegg til at de som blir arbeidsledige får sin inntekt drastisk redusert vil høyere arbeidsledighetsnivå også slå kraftig ut i folks generelle forventninger til norsk økonomi. Usikkerheten vil mest sannsynlig bre seg også til de som ikke er arbeidsledige, og slå negativt ut i boliggetterspørsel. Jeg mener dette er en viktig del av årsaken til at boligprisene synker i Stavanger i disse dager.

På tross av at vi ikke finner signifikante koeffisientestimat for realinntekt, og at boligbygging i Stavanger anslås å ha positiv effekt på boligprisene vil jeg si at modellen min gjenspeiler

økonomisk teori om boligprisutvikling på en god måte. Resultatene jeg finner er også nokså tilsvarende resultatene til Jacobsen og Naug. Arbeidsledighet har en kraftig negativ, og i hovedsak langsiktig, påvirkning på boligprisene. Vi kan også observere at rente virker noe mindre kraftig, men i større grad påvirker den kortsiktige boligprisdynamikken negativt. Positive forventninger påvirker boligprisene positivt både på kort og lang sikt, men i Bergen blir langsiktig nivåendring i forventning ikke signifikant.

7.3 Regionale forskjeller eller felles utvikling i boligmarkedene?

Den modellstrukturen jeg har brukt til nå i oppgaven er velegnet for å undersøke prisutvikling i de respektive byene hver for seg, men vi kan ikke uten videre sammenligne koeffisientestimatene mellom de ulike byene. For å utføre en statistisk sammenligning av koeffisientestimatene er en paneldatamodelle med interaksjonsvariabler bedre egnet. Jeg gir en gjennomgang av intuisjonen for paneldatamodeller og interaksjonsvariabler i kapittel 4.5, der jeg også argumenterer for at jeg vil benytte en paneldatamodelle estimert med FGLS. Jeg fant ikke autokorrelasjon i tidsseriemodellene for hver by hver for seg, men ettersom noen av testobservatorene var helt oppunder de nivåene der testen ville påvist autokorrelasjon ser jeg på FGLS-estimering som en forsvarlig løsning. Gitt at tidsperioden vi ser på er større enn antallet grupper vi undersøker, noe som er tilfelle i min modell, kan vi også tillate korrelasjon mellom grupper. De deskriptive presentasjonene av data i kapittel 6 og boligmarkedet i kapittel 3 viser at det i stor grad er grunnlag for å si at det vil finnes korrelasjon mellom gruppene mine. Følgelig blir det et naturlig valg å tillate slik korrelasjon i paneldatamodellen jeg estimerer.

Jeg vil i hovedsak se etter ulikheter ved hjelp av interaksjonsvariabler. Rent teknisk gjøres dette ved å konstruere en lineær kombinasjon av forklaringsvariabler og dummyvariabler for alle unntatt én av byene vi undersøker. Den byen vi ikke lager interaksjoner for vil bli basekategorien vi sammenligner de andre byene mot. Jeg benytter Oslo som basekategori, og sammenligner Stavanger, Bergen og Trondheim mot hovedstaden. Jeg konstruerer interaksjonsvariabler for henholdsvis boligpris, rente og arbeidsledighet. Med tanke på at realinntekt og i stor grad også boligbygging ikke ga meg signifikante koeffisientestimat, samt at forventning hadde såpass svak effekt, ser jeg på rente, ledighet og justeringshastighet som de mest interessante variablene å undersøke videre. Jeg legger interaksjonene, ettersom det er de estimerte langsiktige likevektsprisene for bolig jeg ønsker å undersøke, heller enn den

kortsiktige dynamikken representert ved variablene på endringsform. Kortsiktig dynamikk mener jeg naturlig vil variere mellom byene, men dersom vi kan påvise regionale forskjeller eller like effekter i estimert langsiktig likevektspris vil det gi oss verdifull innsikt. Enten finner vi at forklaringsvariablene påvirker langsiktig likevektspris for bolig likt i de fire byene jeg undersøker, eller så viser det seg at boligprisene påvirkes ulikt av like variabler i de forskjellige byene. Slik kan vi danne oss en oppfatning om boligmarkedene i de ulike byene følger en felles utvikling, eller om de i større grad er regionale og utvikler seg uavhengig av hverandre.

Vi kan teste for feiljusteringsmodellens egnethet i paneldata ved hjelp av en test for enhetsrot. Levin et. al. (2002) foreslår en test for stasjonaritet/enhetsrot i paneldata. Denne testen kalles for en Levin-Lin-Chu-test, og innebærer å utføre en utvidet Dickey-Fuller test for hver av gruppene (byene) i panelet, for så å samle resultatene til en testobservator. Nullhypotesen er at panelet inneholder en enhetsrot, og alternativhypotesen er at panelet er stasjonært. Dette er analogt til den utvidede Dickey-Fuller testen (ADF) jeg omtaler i kapittel 4.2. Følgelig kan vi teste for kointegrasjon i panelet som helhet ved å teste om feilleddene fra paneldatamodellen har en enhetsrot eller er stasjonært. Dersom feilleddene har en enhetsrot kan vi ikke bruke feiljusteringsspesifikasjonen, ettersom det vil implisere at panelet som helhet ikke er kointegrert. For å utføre denne testen lagrer jeg residualene fra paneldataregresjonen og benytter «xtunitroot llc» kommandoen i STATA for å teste dem for enhetsrot. Testen er velegnet for mitt bruk, ettersom den har relativt god styrke også i små panel. For en full gjennomgang av testen viser jeg til Levin et. al. (2002). Testen benytter seg av Akaikes informasjonskriterie for å bestemme hvor mange tidsforskyvninger som skal inkluderes i ADF-regresjonene. Jeg setter maks antall tidsforskyvninger til 8, altså to år og to av hver sesong slik Burns (2002) foreslår. Se tabell 5 for testresultater. Vi forkaster nullhypotesen om at panelene inneholder en enhetsrot med 1 % signifikansnivå. Dette er et forventet resultat, da tidsseriene var kointegrerte og hadde stasjonære feilledd hver for seg.

Spesifikasjonen av paneldatamodellen er helt lik den jeg bruker i de rene tidsseriemodellene, men jeg inkluderer som sagt interaksjonsvariabler for å undersøke regionale forskjeller.

Spesifikasjonen blir altså slik:

$$\begin{aligned}
\Delta \ln(\text{boligpris})_{i,t} &= a_0 + b_1 \Delta \ln(\text{inntekt})_{i,t} + b_2 \Delta \text{rente}_t + b_3 \Delta \text{arbeidsledighet}_{i,t} \\
&+ b_4 \Delta \text{forventning}_{i,t} + c_1 \ln(\text{boligpris})_{i,t-1} + d_1 \ln(\text{inntekt})_{i,t-1} \\
&+ d_2 \text{rente}_{t-1} + d_3 \text{forventning}_{i,t-1} + d_4 \text{arbeidsledighet}_{i,t-1} \\
&+ d_5 \ln(\text{boligbygging})_{i,t-1} + \gamma_1 \text{BOA} + \gamma_2 \text{Finanskrise} \\
&+ \gamma_3 \text{Sesong1} + \gamma_4 \text{Sesong2} + \gamma_5 \text{Sesong3} + \theta_1 \text{By}_i \\
&* \Delta \ln(\text{boligpris})_{i,t-1} + \theta_2 \text{By}_i * \Delta \text{rente}_{t-1} + \theta_3 \text{By}_i \\
&* \text{arbeidsledighet}_{i,t-1} + \vartheta_{i,t}
\end{aligned} \tag{49}$$

Der Δ = førstedifferanse, \ln = logaritme, $\vartheta_{i,t}$ = feilledd og By_i er en dummy som indikerer hvilken by vi kjører interaksjonsanalyse for. Koeffisientestimatene θ_i sier noe om interaksjonseffekten. Gitt at θ_i er statistisk signifikant har vi påvist en regional forskjell i den gitte interaksjonen. Hvis vi for eksempel ser at θ_1 blir signifikant for interaksjon mellom Bergen og boligpris har vi at feiljusteringshastigheten i Bergen er signifikant forskjellig fra basekategorien, altså Oslo. Fortegnet til θ_i sier noe om retningen på forskjellen.

Jeg estimerer også feiljusteringsmodellen min med en dummy hver for henholdsvis Stavanger, Bergen og Trondheim i panel (se tabell 5 for resultater). En slik panelregresjon vil påvise nivåforskjeller i boligpris mellom byene vi inkluderer dummyer for og basekategorien (Oslo), samt at den gir oss gjennomsnittene av koeffisientestimatene fra de separate modellene. Denne regresjonen gir signifikante negative koeffisientestimat for alle tre bydummyene, samt at koeffisientestimatet for Stavanger er mindre negativt enn henholdsvis Bergen og Trondheim. Dette gjenspeiler nivåforskjellene vi så i den deskriptive presentasjonen av reelle boligpriser i figur 23. Boligprisnivået i Oslo er høyere enn i de tre andre byene, men Stavanger ligger noe høyere enn Bergen og Trondheim. Under følger tabell 5 med hovedresultatene fra paneldata-analysen:

Tabell 5: Regresjonskoeffisienter fra paneldatamodel for interaksjonsanalyse, FGLS

	Variabel	Panelmodell uten interaksjoner		Panelmodell med interaksjoner	
		Koeffisient	Standardfeil	Koeffisient	Standardfeil
kortsiktig dynamikk	$\Delta \ln(\text{realinntekt})_t$	-0.0834	(0.0996)	-0.0833	(0.0982)
	$\Delta \text{Realrente}_t$	-0.0141***	(0.00264)	-0.0148***	(0.00265)
	$\Delta \text{Ledighet}_t$	-0.00527	(0.00911)	-0.00612	(0.00853)
	$\Delta \text{Forventning}_t$	0.00294***	(0.000775)	0.00288***	(0.000760)
feiljusteringsmekanisme	$\ln(\text{realboligpris})_{t-1}$	-0.138***	(0.0233)	-0.149***	(0.0248)
langsiktig likevekt-sammenheng	$\ln(\text{realinntekt})_{t-1}$	-0.0847	(0.0561)	-0.0849	(0.0642)
	Realrente_{t-1}	-0.0124***	(0.00254)	-0.0172***	(0.00318)
	Forventning_{t-1}	0.00315***	(0.000723)	0.00320***	(0.000723)
	Ledighet_{t-1}	-0.0289***	(0.00530)	-0.0360***	(0.00670)
	$\ln(\text{Boligbygging})_{t-1}$	0.00221	(0.00280)	0.00153	(0.00263)
Dummy-variabler	BOA	0.0635***	(0.0121)	0.0712***	(0.0122)
	Finanskriser	-0.0295***	(0.00715)	-0.0322***	(0.00742)
	Sesong 1	0.0513***	(0.00894)	0.0499***	(0.00869)
	Sesong 2	0.0378***	(0.00667)	0.0375***	(0.00663)
	Sesong 3	0.0238***	(0.00785)	0.0236***	(0.00765)
	Stavanger	-0.0473***	(0.0103)		
	Bergen	-0.0622***	(0.0114)		
	Trondheim	-0.0609***	(0.0117)		
Dummy-interaksjoner	Stavanger* $\ln(\text{realboligpris})_{t-1}$			-0.00737**	(0.00290)
	Bergen* $\ln(\text{realboligpris})_{t-1}$			-0.0115***	(0.00263)
	Trondheim* $\ln(\text{realboligpris})_{t-1}$			-0.0128***	(0.00247)
	Stavanger* Realrente_{t-1}			0.00285	(0.00250)
	Bergen* Realrente_{t-1}			0.00328	(0.00253)
	Trondheim* Realrente_{t-1}			0.00777***	(0.00215)
	Stavanger* Ledighet_{t-1}			0.000592	(0.00496)
	Bergen* Ledighet_{t-1}			0.00868	(0.00607)
	Trondheim* Ledighet_{t-1}			0.00537	(0.00543)
	Konstantledd	2.422***	(0.587)	2.589***	(0.640)
	Observasjoner	220		220	
	Grupper	4		4	
	Tidsperioder	55		55	
	Levin-Lin-Chu-testobservator	-13.4097***		-13.9797***	
Signifikansmerking:		* p<0,10,	** p<0,05	*** p<0,01	

Jeg vil påpeke at regresjonskoeffisienten til lagget boligpris er statistisk signifikant både i modellen med rene bydummyer og i modellen med interaksjonsvariabler. Dette i tillegg til testobservatorene fra Levin-Lin-Chu-testene indikerer at feiljusteringsmodellen er gyldig også i paneldata. Jeg finner statistisk signifikant negative koeffisientestimat for interaksjoner mellom henholdsvis Stavanger, Bergen og Trondheim mot lagget boligpris i panelmodellen med interaksjoner. Dette betyr i praksis at feiljusteringsmekanismen justerer boligprisene raskere tilbake mot likevekt etter avvik i disse byene enn i Oslo. Samsvarende med resultatene fra modellene for hver enkelt by finner jeg at Trondheim og Bergen er de to byene der justering tilbake mot likevekt skjer raskest. Signifikante forskjeller i justeringshastighet er ikke uventet, da jeg mener det er naturlig at kreftene som driver tilbud og etterspørsel er forskjellige nok fra by til by at justeringsfart tilbake mot likevekt blir bestemt lokalt. Jeg finner også statistisk signifikant positivt koeffisientestimat for interaksjon mellom Trondheims dummyvariabel og rente. Dette betyr at rente påvirker den estimerte langsiktige likevektsprisen svakere enn det renten gjør i Oslo. Trondheim blir følgelig forskjellig fra Bergen og Stavanger også, ettersom disse byene ikke har statistisk signifikant forskjell i helning for rentekoeffisienten i forhold til Oslo.

Disse resultatene forteller oss at de to fundamentale faktorene jeg finner som har størst påvirkningskraft på estimert langsiktig likevektspris ikke virker forskjellig i Oslo, Bergen og Stavanger. Trondheims estimerte langsiktige likevektspris for bolig påvirkes ulikt de andre byene av rente, og forskjellen er betydelig. I panelmodellen finner jeg at en økning i rentenivå tilsvarende ett prosentpoeng reduserer den estimerte langsiktige boligprisen i Oslo med 8,3 % etter skatt. Denne effekten er statistisk signifikant svakere i Trondheim, da en tilsvarende renteøkning vil redusere den estimerte langsiktige likevektsprisen for bolig med 4,2 %. Se appendiks A.2 for utregning av disse effektene. Det er altså 4,1 prosentpoeng forskjell i rentens påvirkningskraft på boligpriser mellom Oslo (samt Stavanger og Bergen) og Trondheim. Dette, i tillegg til at Trondheim er byen med raskest feiljustering, peker på at Trondheims boligmarked er mindre volatilt enn de tre andre byene. Hvorfor Trondheims boligmarked har disse egenskapene kan ha mange årsaker. Næringsstrukturen i Trondheim kontra Oslo, Stavanger og Bergen er kanskje ulik. Tradisjonelt sett har Trondheim vært den byen med høyest prosentandel offentlig ansatte av de fire byene jeg undersøker (Aukrust og Gystad, 2003)³. En slik næringsstruktur gjør kanskje Trondheim mindre utsatt for konjunkturfluktasjoner, ettersom offentlige arbeidsplasser blir mindre berørt av slikt.

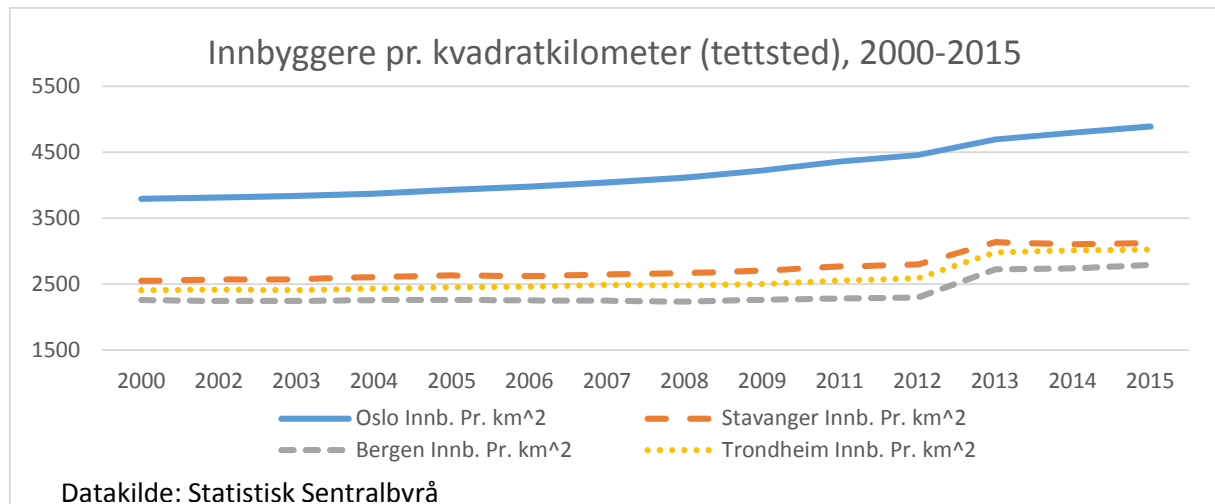
³ Det finnes lite gode kilder for befolkningsandel ansatt i offentlig sektor som er nyere enn dette.

Vestlandet og Oslo har mange arbeidsplasser tilknyttet olje og annen privat næring, og er kanskje mer utsatt for konjunktursvingninger. Dette kan være en årsak til at resultatene fra mine data viser at Trondheims boligmarked er det minst volatile.

Gitt mine resultater kan det sies boligprisutviklingen i Bergen og Stavanger følger en noenlunde lik prisutviklingen som i Oslo. Stavangers prisvekst har riktignok vært brattere i perioder, men dette kan forklares av sterk inntektsvekst og reduksjon i arbeidsledighet i byen i takt med oljeindustriens vekst. Påstanden om noenlunde lik prisutvikling forutsetter riktignok at de fundamentale faktorene som for eksempel ledighet, forventning og boligbygging har noenlunde lik utvikling i de ulike byene, slik de hadde i perioden 2000-2013. I så fall vil nivåforskjellene vi ser i boligpris være forårsaket av nivåforskjeller i disse fundamentale faktorene mellom byene. Gitt den deskriptive presentasjonen av data jeg gir i kapittel 6 gir påstanden om at arbeidsledighet har lik påvirkningskraft i de ulike byene mening.

Arbeidsledigheten i Stavanger ligger høyere enn i Bergen og Trondheim frem til 2006, da den minker til nivåer under det vi finner i de to andre byene. Det er også etter 2006 Stavangers boligpriser vokser forbi boligprisene i Bergen og Trondheim. I så måte skiller Oslo seg ut. Fra og med 2004 har hovedstaden hatt det høyeste arbeidsledighetsnivået av byene jeg ser på, samtidig som det også er i Oslo boligprisene har vært høyest. Rentenivået har riktig nok falt med flere prosentpoeng enn arbeidsledigheten har økt i perioden jeg undersøker, noe som kan ha motvirket de negative impulsene ledigheten har på boligpris i Oslo. Det gjennomsnittlige inntektsnivået i Oslo er også høyest frem til 2005, før det forbigås av gjennomsnittlig inntekt i Stavanger. Jeg finner ikke signifikante koeffisientestimat for inntekt i min modell, men det er godt etablert i økonomisk teori at inntektsnivå påvirker boligpriser positivt. Inntekt kan i så måte være enda en mulig forklaring med tanke på det høye boligprisnivået i Oslo. Oslo er også den byen av de fire jeg undersøker som har klart høyest befolkningstetthet. Dette er mest sannsynlig en bidragsyter til det høye boligprisnivået i hovedstaden. SSB publiserer statistikk for arealbruk i tettsteder i tabell 04861 i Statistikkbanken. Jeg deflaterer antall bosatte personer mot areal av tettsted målt i kvadratkilometer. SSB definerer tettsted som områder der det bor minst 200 personer, og avstanden mellom husene ikke overstiger 50 meter:

Figur 24: Innbyggere pr. kvadratkilometer (tettsted), 2000-2015.



I hvor stor grad har boligprisutviklingen i de fire byene blitt påvirket ulikt av fundamentale faktorer? Jeg mener modellen min gir bakgrunn for å si at Prisutviklingen i Bergen og Stavanger reagerer nokså likt på endringer i viktige fundamentale faktorer som prisutviklingen i Oslo i perioden 2000-2013. Trondheim har også hatt en tilsvarende utvikling, men modellresultatene mine taler for at prisutviklingen i Trondheim er mindre volatil. Dette fordi en renteheving på 1 prosentpoeng påvirker boligpris i Trondheim ca. 4,1 prosentpoeng mindre enn i Oslo og de to andre byene. Det må også nevnes at avvik fra estimert likevektspris justeres raskest inn igjen i Trondheim. Boligprisnivå vil naturlig nok være forskjellig i byene jeg ser på, ettersom vi har markerte nivåforskjeller i de fundamentale forklaringsfaktorene i løpet av perioden jeg undersøker.

Denne typen økonometrisk modell er ikke i seg selv spesielt velegnet til å påvise boligbobler. Algieri (2013) mener at vi kan se på lav forklaringskraft i økonometriske boligprismodeller forklart av fundamentale faktorer som en mulig indikator for boligbobler. Jeg mener dette ikke nødvendigvis vil være en riktig slutning, da elementer som sesongvariabler osv. også vil bidra til å øke modellenes forklaringskraft. Slik tolkning avhenger også av at vi har en korrekt spesifisert modell som inkluderer alle de fundamentale faktorene som påvirker boligpris, noe som er spesielt vanskelig i en slik regional analyse som jeg gjør grunnet manglende tilgang på god data. Dersom vi likevel skal tolke forklaringskraft på denne måten kan vi se på R^2 -verdiene i de individuelle modellene for hver by jeg estimerer i kapittel 7.2 tabell 3. Vi ser at forklaringskraften i Oslo ligger på $\approx 65\%$, mens de tre andre byene har forklaringskraft som ligger mellom 73 og 78%. Dette kan altså ifølge Algieri tolkes som at 35% av variasjonen i Oslos boligpriser forklares av andre variabler enn de fundamentale faktorene i modellen, og at

denne andelen er ca. 25 % i Stavanger, Bergen og Trondheim. Indikasjonen her blir at det i større grad er risiko for en boligboble i Oslo enn i de tre andre byene jeg undersøker. Jeg mener dette passer godt med virkeligheten, da boligprisveksten i Oslo i dag fortsatt er sterkt positiv på tross av at Norge er inne i en markert nedgangskonjunktur.

Hvis vi ser på den faktiske boligprisutviklingen i lys av modellresultatene mine, kan vi muligens få innsikt i om prisnivået er overvurdert eller ikke. Jeg finner at arbeidsledighet er den fundamentale faktoren som påvirker boligprisene negativt med høyest styrke. Dette er tilfelle både i paneldatamodellen og i de individuelle modellene for hver enkelt by. Jeg finner også at Oslo er den byen av de jeg undersøker med høyest boligpriser og høyest arbeidsledighet. Dette kan kanskje ses på som en indikator som taler for eksistensen av en boligboble i Oslo. En slik økning i arbeidsledighet som Oslo har opplevd vil i teorien om fundamentale faktorer gi kraftige negative impulser til boligprisene. At arbeidsledighetsnivået i Oslo har økt markant i perioden uten at boligprisene har falt er i så måte prisutvikling som avviker fra utvikling i fundamentale faktorer. Jeg har heller ikke påvist noen regionale forskjeller med hensyn på hvordan arbeidsledigheten påvirker boligprisene i Oslo kontra i de andre byene. Dette betyr at det ikke er regionale forskjeller i arbeidsledighetens påvirkningskraft som forårsaker den spesielle prisutviklingen i Oslo, ifølge min modell. Det skal også sies at arbeidsledigheten i Oslo, og resten av byene jeg undersøker, faller markant i perioden før finanskrisen. Arbeidsledigheten påvirker boligprisene relativt tregt, noe som kan ha bidratt til å avsette effekten av Oslos økte arbeidsledighetsnivå tidlig i observasjonsperioden. Perioden jeg undersøker er riktignok relativt kort, noe som gjør at jeg ikke kan være for bastant når jeg analyserer resultatene mine. Resultatene jeg finner er likevel interessante med tanke på den generelle oppfatningen som ofte gis uttrykk for i media om at Norge er inne i en boligboble.

8.0 Konklusjon

Veksten i det norske boligmarkedet har vært sterk i nyere tid. De norske boligprisene vokser raskere enn både inflasjon, leiepriser og byggekostnader, noe som i seg selv kan tolkes som indikatorer på at prisveksten ikke er bærekraftig på lang sikt. Boligprisene i Norge har også hatt sterkere vekst enn i de fleste andre land i Europa. Det har vært et tverrpolitisk mål i Norge at flest mulig skal eie egen bolig, og denne politikken har ført til at andelen som eier egen bolig i Norge er særskilt høy i internasjonal sammenheng. En naturlig konsekvens av denne boligpolitikken er at etterspørselen etter bolig er høy. Høy etterspørsel sammen med beskjeden nybygging av boliger presser boligprisene oppover. Etter det kraftige fallet i oljepriser sommeren 2014, og påfølgende økt arbeidsledighet, har boligprisene på Vestlandet hatt en negativ utvikling. Oslo har derimot fortsatt sterk boligprisvekst.

Jeg har konstruert en økonometrisk boligprismodell tilpasset regional analyse for Oslo, Stavanger, Bergen og Trondheim. Jeg fant at arbeidsledighet og rente er de faktorene som påvirker boligprisene med høyest styrke. I tillegg fant jeg estimater for feiljustering, altså justering tilbake mot en likevektspris bestemt av fundamentale faktorer i etterkant av kortsiktige avvik. Disse estimatene brukte jeg til å beregne halveringstid, altså hvor lang tid det tar før halvparten av avviket blir justert tilbake mot en estimert likevekt. Videre slo jeg sammen de regionale boligprismodellene i en paneldatamodelle for å kunne undersøke om vi har regionale markeder der fundamentale faktorer kan virke ulikt på boligprisutviklingen. Her fant jeg at Oslo er den byen med lengst halveringstid, og at Trondheim er byen med kortest halveringstid. Ulik halveringstid i disse byene er ikke nødvendigvis uventet, men likevel interessant. Jeg fant også at boligprisene i Oslo, Stavanger og Bergen har statistisk signifikant like koeffisientestimat ved endringer i rente- og arbeidsledighetsnivå. Mine resultater indikerer følgelig at boligprisene i disse byene påvirkes likt av de fundamentale faktorene med størst betydning for boligprisutviklingen. Jeg mener nivåforskjellene i boligpriser mellom byene i stor grad skyldes nivåforskjeller i arbeidsledighet og inntekt. Nivåforskjellene i boligpriser kan også være forårsaket av ulik befolkningstetthet i byene.

Trondheims boligpriser påvirkes mindre av endringer i rentenivå enn Oslo, Stavanger og Bergen. I tillegg er Trondheim den byen med kortest halveringstid etter kortsiktige avvik. Ifølge mine modellresultater vil jeg si at Trondheim har hatt en mindre volatil boligprisutvikling enn de andre byene i perioden jeg har undersøkt. En av årsakene til at Trondheims boligmarked har disse egenskapene kan være at andelen sysselsatte i offentlig

sektor er høy, og følgelig at arbeidsmarkedet påvirkes mindre av konjunktursvingninger. For å konkludere: Mine resultater indikerer at rente og arbeidsledighet virker omtrent like sterkt i Oslo, Stavanger og Bergen, men også at rente påvirker boligprisene svakere i Trondheim enn i de tre andre byene.

Oslo har foreløpig sluppet unna økning i arbeidsledighet i etterkant av oljeprisfallet. Gitt resultatene fra modellen min vil det bety at dersom ledighetsøkningen sprer seg til hovedstaden vil også Oslo oppleve fallende boligpriser. Stavanger, og til en viss grad også Bergen, har i etterkant av økt ledighet opplevd synkende boligpriser. Dersom vi i fremtiden ser at ledigheten i hovedstaden øker uten påfølgende boligprisfall vil det implisere at boligprisutviklingen avviker fra utvikling i fundamentale faktorer. I så fall vil det kunne indikere eksistens av en boligboble i Oslo.

Mine data og modellresultater gir ikke grunnlag for å si at noen av byene er inne i en boligboble i perioden jeg undersøkte. Det meste av boligprisutviklingen forklares av utviklingen i fundamentale faktorer som rente, inntekt, boligbygging, forventninger og arbeidsledighet. Det må også understrekes at denne typen økonometrisk modell ikke har som hensikt å påvise en boligboble. Modellen jeg bruker gir verdifull innsikt i hvordan ulike fundamentale faktorer påvirker boligprisene, og om disse fundamentale faktorene virker ulikt i Norges fire største byer. Forklaringsvariablene jeg har valgt forklarer ca. 75 % av prisutviklingen i modellene for Stavanger, Bergen og Trondheim. I modellen for Oslo ligger forklaringskraften betydelig lavere, ca. 65 %. Jeg vil ikke påstå at absolutt alle relevante faktorer er inkludert i min modell, men det er likevel interessant at forklaringskraften i Oslo blir markert lavere enn i de tre andre byene.

Selv om jeg ikke påviser en boligboble mener jeg at nyere tids boligprisutvikling ikke er bærekraftig. Fundamentale faktorer forklarer mye av prisutviklingen i modellen min, men det er andre faresignaler som også må tas hensyn til. Nybygging av boliger i perioden jeg undersøker har vært lav, samtidig som folk ønsker å bo sentralt der tilgangen på nye eller ledige boliger er lav. Denne ubalansen i tilbud og etterspørsel presser prisene oppover, spesielt i de største byene. I tillegg vokser boligprisene raskere enn både byggekostnader, leiekostnader og generell prisvekst i økonomien. Denne typen prisvekst regnes i litteraturen for å være kunstig høy. Dersom vi skal unngå et nytt boligkrakk lik det vi hadde på slutten av 80-tallet mener jeg økt investering på tilbudssiden vil kunne bremse prisstigningen, spesielt i Oslo og andre større byer. Økt tilbud kan redusere presset på etterspørselssiden, og gi en mindre bratt prisstigning. Dette vil gjøre et potensielt fremtidig krakk mindre dramatisk.

9.0 Referanseliste

Algieri, Bernadina. 2013. "House Price Determinants: Fundamentals and Underlying Factors." *Comparative Economic Studies* 55 (2):315-341. doi: 10.1057/ces.2013.3.

Aukrust, Inge, og Stein Olav Gystad. 2003. "Andelen offentlig sysselsatte høyest i Nord-Norge: sysselsatte i offentlig forvaltning i 4. kvartal 2001." *Samfunnsspeilet* 17, (2).

Banerjee, Anindya. Juan J. Dolado. John W. Galbraith og David F. Hendry. 1993. *Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data, Advanced texts in econometrics*. Oxford: Oxford University Press.

Bernhardsen, Tom, og Øistein Røiseland. 2000. "Hvilke faktorer påvirker kronekursen?" *Penger og kreditt* 29, (3).

Black, John, Nigar Hashimzade, og Gareth Myles. 2012. Error correction model. *A Dictionary of Economics*: Oxford University Press.

Burns, Patrick. 2002. "Robustness of the Ljung-Box test and its rank equivalent." Available at SSRN 443560.

Bø, Erlend Eide. 2015. "Taxation of housing. Killing several birds with one stone." Oslo: Statistisk Sentralbyrå. Tilgjengelig fra: <http://econpapers.repec.org/paper/ssbdispap/829.htm>

Cameron, A. C. og P. K. Trivedi. 2010. *Microeconometrics Using Stata*. Rev. ed. ed: United States: Stata Press.

Case, K. E. og R. J. Shiller. 2003. "Is there a bubble in the housing market?" *Brookings Papers On Economic Activity* (2):299-362.

Dolado, Juan J. 1992. "A note on weak exogeneity in VAR cointegrated models." *Economics Letters* 38 (2):139-143. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/0165-1765\(92\)90044-Y](http://dx.doi.org/10.1016/0165-1765(92)90044-Y).

Eiendom Norge. 2016. "Boligprisstatistikk." Lest dato: 24.02.16. Tilgjengelig fra: <http://eiendomnorge.no/boligprisstatistikken/>.

Engle, Robert F. og C. W. J. Granger. 1987. "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica* 55 (2):251-276. doi: 10.2307/1913236.

Eurostat. 2016. "Share of housing costs in disposable household income, by type of household and income group (source: SILC)". Hentet dato: 09.03.16. Tilgjengelig fra:
http://ec.europa.eu/eurostat/web/products-datasets/-/ilc_mdcd01

Finanstilsynet. 2014. "Boliglånsundersøkelsen". Oslo: Finanstilsynet. Tilgjengelig fra:
http://www.finanstilsynet.no/Global/Bank%20og%20Finans/Banker/Analyser%20og%20statistikk/Boliglansundersokelsen_host_2014.pdf

Finanstilsynet. 2015. "Finansielle utviklingstrekk: tilstanden i finansmarkedet og utsiktene framover." Oslo: Finanstilsynet. Tilgjengelig fra:
http://www.finanstilsynet.no/Global/Venstremeny/Rapport/2015/Finansielle_utviklingstrekk_2015.pdf

Fredriksen, Heidi. 2007. "En kritisk gjennomgang av Jacobsen og Naug sin modell for hva som driver boligprisene." Masteroppgave, Norges Handelshøyskole

Geweke, John. 1984. "Inference and causality in economic time series models." *Handbook of Econometrics*, 1101-1144. Elsevier.

Grytten, Ola. 2009. "Boligboble; empiriske indikatorer i historisk perspektiv." *Magma* 12, (5).

Holmes, Mark. og Arthur Grimes. 2005. "Is there long-run convergence of regional house prices in the UK?" *Urban Studies* 45, (8)

Husbanken. 2016. "Mål og styring." Husbanken, Last Modified 25.01.2016 Accessed 04.02.2016.
<http://www.husbanken.no/om-husbanken/mal-og-strategier/>.

Jacobsen, Dag Henning, and Bjørn E. Naug. 2004. "Hva driver boligprisene?" *Penger og kreditt* 32, (4).

Levin, Andrew, Lin Chien-Fu, and James Chia-Shang. 2002. "Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties." *Journal of Econometrics* 108 (1):1-24.

Box, G. E. P. og G. M. Ljung. 1978. "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models." *Biometrika* 65 (2):297-303. doi: 10.2307/2335207.

Mack, Adrienne, and Enrique Martínez-García. 2011. "A cross-country quarterly database of real house prices: a methodological note." Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper. Dallas: Federal Reserve Bank of Dallas

Marschhäuser, Synne Hellum. 2015. "Fem grunner til at du bør leie bolig." *Aftenposten*. Accessed 01.12.15. http://www.aftenposten.no/bolig/Fem-grunner-til-at-du-bor-leie-bolig-613869_1.snd.

NOU 2011:15. Rom for alle: en sosial boligpolitikk for framtiden. Oslo: Kommunal- og regionaldepartementet. <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-2011-15/id650426/>

Omholt, Elisabeth Løyland og Frøydis Strøm. 2014. "Sterk vekst i boligformuen." *Samfunnsspeilet* 28, (5).

Statistisk Sentralbyrå. 2013. "Folke- og boligtellingsen, boliger, 19. november 2011." Statistisk Sentralbyrå Accessed 03.02.2016. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/fobbolig/>.

Statistisk Sentralbyrå. 2015. "Leiemarkedsundersøkelsen, 2015." Accessed 30.11.2015. Tilgjengelig fra: <https://ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/lmu/aar>

Stiglitz, Joseph E. 1990. "Symposium on Bubbles." *Journal of Economic Perspectives* 4 (2):13-18. doi: 10.1257/jep.4.2.13.

Sørensen, Peter B., and Hans Jørgen Whitta-Jacobsen. 2010. *Introducing advanced macroeconomics: growth and business cycles. 2nd ed.* London: McGraw-Hill.

Sørvoll, Jardar. 2011. *Norsk boligpolitikk i forandring 1970-2010: dokumentasjon og debatt.* Oslo: Norsk institutt for forskning om oppvekst, velferd og aldring.

Take, Mona. 2012. Boligprisindeksen: dokumentasjon av metode. Oslo: Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra: https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_201210/notat_201210.pdf

Terrones, Marcos, and Christopher Otrok. 2004. "The global house price boom." *IMF World Economic Outlook* (September 2004). Washington D.C.: IMF

Tobin, James. 1969. "A General Equilibrium Approach To Monetary Theory." *Journal of Money, Credit and Banking* 1 (1):15-29. doi: 10.2307/1991374.

Wooldridge, Jeffrey M. 2009. *Introductory econometrics: a modern approach. 4th ed.* ed. Mason, Ohio: South-Western Cengage Learning.

Appendiks

A.1 Regresjonskoeffisienter fra forventningsmodell

Variabel	Oslo Koeffisient	Stavanger Koeffisient	Bergen Koeffisient	Trondheim Koeffisient
Δrente_t	-2.899 (-1.26)	-1.910 (-0.88)	-2.508 (-1.13)	-2.794 (-1.29)
$\Delta\text{ledighet}_t$	-4.637 (-1.26)	0.142 (0.04)	-5.264 (-1.22)	-6.859 (-1.58)
TNSFORV_{t-1}	-0.212* (-1.81)	-0.210* (-1.81)	-0.221** (-2.04)	-0.215** (-2.06)
rente_{t-1}	-0.706 (-1.53)	-1.247*** (-2.81)	-1.038** (-2.44)	-0.953** (-2.25)
ledighet_{t-1}	0.813 (0.83)	1.019* (1.79)	1.577* (1.78)	1.546* (1.74)
Sesong 1	1.397 (0.59)	-0.487 (-0.25)	2.718 (0.95)	5.545 (1.47)
Sesong 2	0.613 (0.34)	-0.133 (-0.08)	0.309 (0.18)	1.741 (0.88)
Sesong 3	2.608 (1.04)	0.183 (0.09)	3.380 (1.16)	5.124 (1.52)
konstantledd	4.475 (0.79)	8.835** (2.19)	4.189 (0.96)	1.689 (0.36)
N	59	59	59	59
R2	0.303	0.315	0.349	0.367
Justert R2	0.192	0.205	0.245	0.266
DF-statistikk	-3.711***	-3.718***	-3.684***	-3.850***
Ljung-Box statistikk	87.5575	74.4600	90.1950	77.9714
Signifikansmerking:	* $p < 0,10$	** $p < 0,05$	*** $p < 0,01$	t-verdi i parentes

A.2 Utregning av interaksjonseffekt, $realrente_{t-1} * Trondheim$

Realrentens påvirkningskraft (etter skatt) på estimert langsiktig likevektspris for bolig i Oslo, regnet ut med resultater fra tabell A.3.2 og formel i ligning 45:

$$-0,0172 * 0,72 = -0,012384 \text{ (koeffisient } realrente_{t-1} \text{ for Oslo, etter skatt)}$$

$$\frac{-0,012384}{-0,149} = -0,083114 \approx -8,3 \%, \text{ dvs. at en renteheving tilsvarende 1 prosentpoeng}$$

fører til en langsiktig reduksjon i likevektspris for bolig i Oslo tilsvarende 8,3 %.

Feiljusteringsparameter i Trondheim, regnet ut med resultater fra tabell A.3.2:

$$-0,149 + (-0,0128) = -0,1618$$

Setter denne inn som c i formel fra ligning 45, videre har vi realrentens påvirkningskraft (etter skatt) på estimert langsiktig likevektspris for bolig i Trondheim, regnet ut med resultater fra tabell 5 og formel i ligning 45:

$$(-0,0172 + 0,00777) * 0,72 = -0,0067896$$

$$\text{(koeffisient } realrente_{t-1} \text{ for Trondheim, etter skatt)}$$

$$\frac{-0,0067896}{-0,1618} = -0,0419629 \approx 4,2 \%$$

dvs. at en renteheving tilsvarende 1 prosentpoeng fører til en langsiktig reduksjon i likevektspris for bolig i Trondheim tilsvarende 4,2 %. Rente påvirker estimert langsiktig likevektspris for bolig ca. 4,1 prosentpoeng mindre i Trondheim enn i Oslo (samt Stavanger og Bergen) ifølge panelmodellen min.