

# Heterogene boligmarkeder

*En økonometrisk analyse av heterogenitet på  
tvers av norske regionale boligmarkeder*

Fredrik Bakkemo Kostøl



Masteroppgave ved Økonomisk Institutt

UNIVERSITETET I OSLO

Mai 2013



# Heterogene boligmarkeder

En økonometrisk analyse av heterogenitet på tvers av norske regionale boligmarkeder

© Fredrik Bakkemo Kostøl

2014

Heterogene boligmarkeder: En økonometrisk analyse av heterogenitet på tvers av norske regionale boligmarkeder

Fredrik Bakkemo Kostøl

<http://www.duo.uio.no/>

Trykk: Reprosentralen, Universitetet i Oslo

## Sammendrag

Diskusjonen omkring boligpriser i Norge har en tendens til å neglisjere at det nasjonale boligmarkedet er et aggregat av mange delmarkeder. Denne oppgaven retter søkelyset på regionale forskjeller i bestemmelsen av boligpriser, og undersøker hvorvidt det er fruktbart å analysere boligmarkedet ved hjelp av tradisjonelle metoder for paneldata som antar homogene koeffisienter på tvers av regioner. Ved hjelp av kvartalsvise data fra første kvartal 1993 til fjerde kvartal 2013 estimeres en feiljusteringsmodell for 19 regioner i Norge. Nullhypotesen om homogene koeffisienter forkastes, selv om regionene grupperes etter likhetstrekk og det testes for heterogenitet innad i gruppene. Et unntak er typiske utkantregioner, der lik bestemmelse av boligprisene på lang sikt ikke kan utelukkes. Resultatene viser at graden av adaptive forventninger er størst i byene, og at byene bruker lengst tid på å korrigere for avvik fra den estimerte likevektsprisen. Videre ser boliggetterspørselen ut til å være uelastisk for nesten alle regioner, med spesielt lave elastisiteter for typiske pendlerregioner. Ett-steps prognoser for perioden 2012k1-2013k4 brukes i en avsluttende drøfting av hvordan behovet for å ivareta full heterogenitet bør balanseres med behovet for lav varians.



## Forord

Denne oppgaven avslutter et femårig masterprogram i samfunnsøkonomi ved Universitetet i Oslo og skrives på vegne av Samfunnsøkonomisk analyse AS.

Oppgaveskrivingen har vært en lærerik og utfordrende selvstendig prosess, men den kunne ikke vært gjennomført uten god hjelp fra andre. Først og fremst vil jeg rette en stor takk til min veileder Asbjørn Rødseth for å ha satt av tid til mange, og tidvis lange, samtaler på ettermiddagene. Hans innspill og kommentarer underveis har vært uvurderlige.

Videre er jeg svært takknemlig overfor Roger Bjørnstad og Bjørn Gran i Samfunnsøkonomisk Analyse for å ha kommet med oppgaveforslag, hjelp underveis og et kontor å komme til hver dag.

En stor takk går også til Mikkel Myhre Walbækken for å ha korrekturlest oppgaven.

Til slutt vil jeg takke Stine, min kjære samboer, for å ha utvist forståelse og tålmodighet i det som har vært et semester fylt med lange arbeidsdager og lite fysisk og mental tilstedeværelse.

Eventuelle feil og mangler er undertegnedes fulle ansvar.

Oslo, Mai 2014

Fredrik Bakkemo Kostøl





# Innholdsfortegnelse

1	Innledning.....	1
2	Regional utvikling i boligprisene .....	3
3	Tidligere litteratur .....	7
4	Teori .....	9
4.1	Økonomisk teori .....	9
4.1.1	Etterspørselssiden.....	9
4.1.2	Tilbudssiden .....	11
4.1.3	Prisdannelsen.....	13
4.2	Økonometrisk teori.....	15
4.2.1	Individfaste effekter, heterogenitet og dynamikk .....	15
4.2.2	Stasjonæritet, enhetsrøtter og kointegrasjon .....	18
4.2.3	Feiljusteringsmodeller.....	22
5	Empirisk test for grad av heterogenitet .....	24
5.1	Modellen.....	24
5.2	Data.....	25
5.3	Resultater.....	28
6	Prognoser.....	32
6.1	Separate estimeringer .....	32
6.2	Estimering ved hjelp av paneldatametoder.....	35
7	Konklusjoner .....	37
	Referanser.....	39
	Appendiks A: Datamaterialet og definisjoner.....	43
	Appendiks B: Tabeller og figurer.....	44

## Figuroversikt:

Figur 1: Nominell boligpris per BRA (i 1000 kr). .....	3
Figur 2: Utvikling i forholdet mellom boligpris for en bolig på 100m <sup>2</sup> og bruttoinntekt. ....	4
Figur 3: Utvikling i forholdet mellom boligkapital og samlet bruttoinntekt. ....	5
Figur 4: Utvikling i forholdet mellom boligpris og bruttoinntekt for alle regioner. ....	6
Figur 5: Tilbud og etterspørsel etter boliger. ....	14
Figur 6: Predikert og observert årlig nominell boligprisvekst .....	32
Figur 7: Rekursiv estimering og utvikling i gjennomsnittlige koeffisienter .....	33
Figur 8: Ett-steps prognoser for nominell boligprisvekst over åtte kvartaler .....	34
Figur 9: Ett-steps prognoser - sammenligning av estimatorene .....	35
Figur 10: Histogram med restledd fra alle regioner .....	51
Figur 11: Separat rekursiv estimering av modell (5.4) for fem regioner .....	54

## Tabelloversikt:

Tabell 1: Boligpriser på kort og lang sikt, estimert med MG og PMG .....	28
Tabell 2: Boligpriser på kort og lang sikt, estimert med MG og PMG, fordelt på landsdeler .	31
Tabell 3: Vekst i priser og inntekt for alle regioner fra 1993-2012 (i prosent).....	44
Tabell 4: Gjennomsnittlig vekst i alle regioner (i prosent) .....	44
Tabell 5: Test av enhetsrøtter: ADF-tester for alle regioner .....	45
Tabell 6: Anbefalt antall lags i ADF-test basert på BIC .....	46
Tabell 7: Johansens trasetest for kointegrasjon.....	46
Tabell 8: MG og PMG-estimatoren (inkl. standardfeil).....	47
Tabell 9: MG og PMG-estimatoren, fordelt på grupper (inkl. standardfeil).....	48
Tabell 10: MG og PMG-estimatoren, fordelt på landsdeler.....	49
Tabell 11: Boligpriser på kort og lang sikt. Hver region estimert separat. ....	50
Tabell 12: Testbatteri tilhørende estimeringene i tabell 12.....	51
Tabell 13: Prognoseavvik for alle regioner, separat estimering.....	52
Tabell 14: Prognoseavvik for alle regioner, WE-estimatoren på alle regioner blandet .....	52
Tabell 15: Prognoseavvik for alle regioner, WE-estimatoren på grupper av regioner .....	53

# 1 Innledning

I denne oppgaven ønsker jeg å undersøke hvordan drivkrefter bak den norske boligprisutviklingen påvirker ulike regioner i forskjellig grad. Samtidig som det forventes at lokale faktorer som inntektsvekst og arbeidsledighet utvikler seg ulikt i forskjellige regioner, åpnes det for heterogene effekter av både lokale og nasjonale faktorer, altså at betydningen av en variabel varierer mellom regioner.

Det norske boligmarkedet har tiltrukket seg mye oppmerksomhet og mange innspill fra både norske og utenlandske økonomer i tiden etter finanskrisen, se for eksempel IMF (2013) som hevder norske boligpriser kan være overvurdert med opptil 40 prosent. Mens boligprisene i mange vestlige land falt før, under eller etter krisen, har veksten i det norske markedet vedvart (Bjørnland, 2014). Diskusjonen dreier seg i hovedsak om hvorvidt det norske boligmarkedet er inne i en prisboble eller ikke. Denne oppgaven tar ikke sikte på å bidra i den diskusjonen, men stiller i stedet spørsmål ved om det er fruktbart å omtale de norske regionale boligmarkedene som ett aggregert marked. Investeringer i bolig er den desidert største investeringsposten for de aller fleste nordmenn, og boligformuen utgjør nær 60 prosent av husholdningenes samlede formue (Jacobsen, Solberg-Johansen, & Haugland, 2006). Svingninger i boligmarkedet vil derfor ha store makroøkonomiske, så vel som privatøkonomiske konsekvenser. En feilaktig sammenslåing av de regionale markedene vil gi et skjevt bilde av boligsituasjonen i landet, og i verste fall tilsløre potensielt kostbare svingninger.

Anundsen og Christensen (2013) estimerer en feiljusteringsmodell for 100 regioner<sup>1</sup> i USA, og vurderer hvor vidt man kan pålegge lik bestemmelse av boligpriser på lang sikt i de ulike regionene. Hypotesen om homogene effekter på lang sikt forkastes, selv om regionene grupperes i fire større landsdeler.<sup>2</sup> I denne oppgaven vil jeg estimere en tilsvarende modell for de norske regionale boligmarkedene, og på den måten vurdere graden av heterogene koeffisienter. Videre vil jeg diskutere hvilke implikasjoner eventuell heterogenitet vil kunne medføre for estimeringen av boligpriser, og avslutningsvis undersøke betydningen av heterogene koeffisienter for prognoseformål.

---

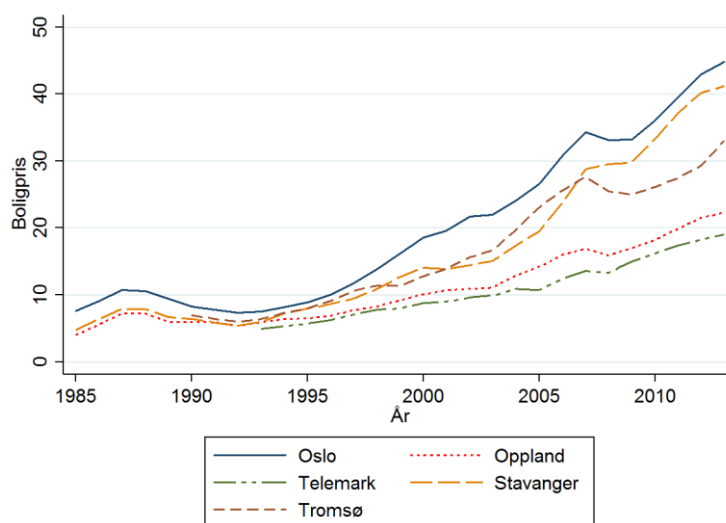
<sup>1</sup> De 100 største «Metropolitan statistical areas (MSA's)», der en «MSA» gjerne består av en by og omkringliggende områder, definert av statistiske hensyn.

<sup>2</sup> Reichert (1990) kommer også fram til at de regionale markedene i USA bør analyseres separat, dog med en annen modell og en annen inndeling av regioner.

Oppgaven er videre delt inn på følgende vis: Kapittel 2 gir en historisk gjennomgang av utviklingen i boligprisen og forklaringsvariabler for utvalgte regioner. Kapittel 3 gir en kort innføring i tidligere studier av det norske boligmarkedet. Kapittel 4 presenterer et enkelt mikroøkonomisk rammeverk for teorien, samt en gjennomgang av økonometriske begreper og metoder som vil være relevant for de påfølgende kapitlene. Kapittel 5 utgjør kjernen av analysen i oppgaven. Datamaterialet presenteres, tester for stasjonæritet og kointegrasjon legges fram, før en feiljusteringsmodell estimeres ved hjelp av ulike estimatorer. Estimeringene benyttes til å avgjøre graden av heterogenitet på tvers av regionale boligmarkeder. Kapittel 6 bruker resultater fra det foregående kapittelet til å lage prognoser for regional boligprisvekst, før kapittel 7 oppsummerer og peker på mulige videre studier. Datamaterialet gjennomgås i detalj i appendiks A, mens appendiks B inneholder tabeller og figurer som er utelatt fra teksten.

## 2 Regional utvikling i boligprisene

Norge er et langstrakt land med et potensiale for mange særegne regionale boligmarkeder. På den ene siden kan varierende næringsstruktur i ulike deler av landet, som olje- og gassrelatert virksomhet i Stavanger mot landbrukskommuner i Oppland, avgjøre i hvilken grad regioner er utsatt for ulike typer sjokk i norsk og internasjonal økonomi. Dessuten kan sentralisering mot byer og fraflytting tenkes å gjøre lokale demografiske utviklingstrekk til en viktigere forklaringsfaktor i noen regioner enn i andre. På den andre siden kan en lang kystlinje rik på naturressurser legge et naturlig grunnlag for spredt bosetting, samtidig som politiske økonomiske virkemidler gir incentiver til å bosette seg i fraflytningstruede kommuner i nord. Gode velferdsordninger og et offentlig sikkerhetsnett i form av ledighetstrygd bidrar samtidig til at nordmenns levestandard er løsere knyttet til hjemstedets inntekspotensial enn i mange andre land. Det er med andre ord ikke åpenbart hvordan og i hvilken grad regionale boligmarkeder er forskjellige fra hverandre.

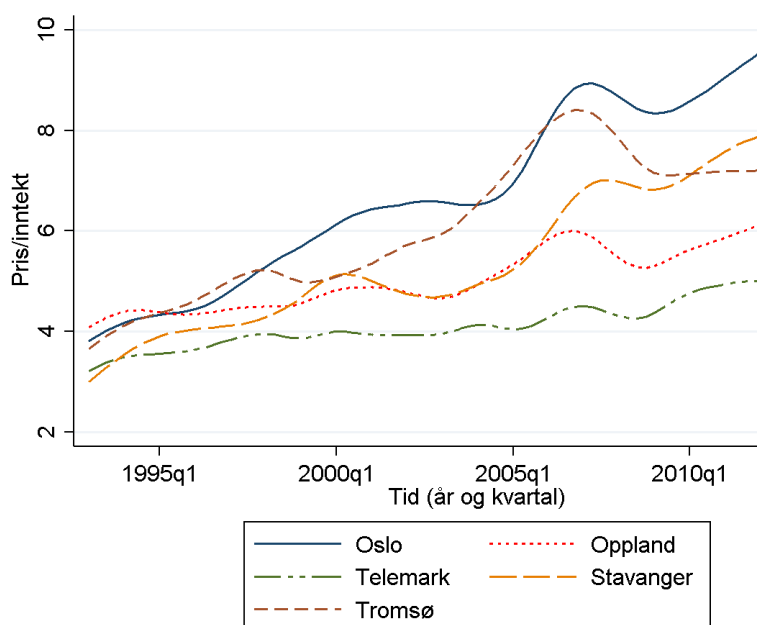


Figur 1: Nominell boligpris per BRA (i 1000 kr). Kilde: FINN, Pöyry, Eiendomsverdi, Nef og Eff.

Potensielle regionale forskjeller til tross, Norge er et lite og sammenvevd land. Det forventes derfor at store begivenheter i norsk boligpolitikk, samt spesielle økonomiske hendelser, har hatt en noenlunde lik effekt i de fleste regioner. Dereguleringen av boligmarkedet og bankvesenet gjennom 1980-tallet, den påfølgende bankkrisen på starten av 1990-tallet (Vale, 2004) og finanskrisen i 2008 er slike eksempler. Figur 1 viser utviklingen i den nominelle boligprisen (målt i antall 1000 kr per m<sup>2</sup>) for Oslo, Oppland, Telemark, Stavanger og Tromsø i perioden 1985-2013. Den bekrefter at boligprisene responderte likt på hendelsene nevnt over i alle

regionene, men med ulik styrke. I tillegg har alle regionene opplevd god prisvekst mellom bankkrisen på 1990-tallet og finanskrisen i 2008.

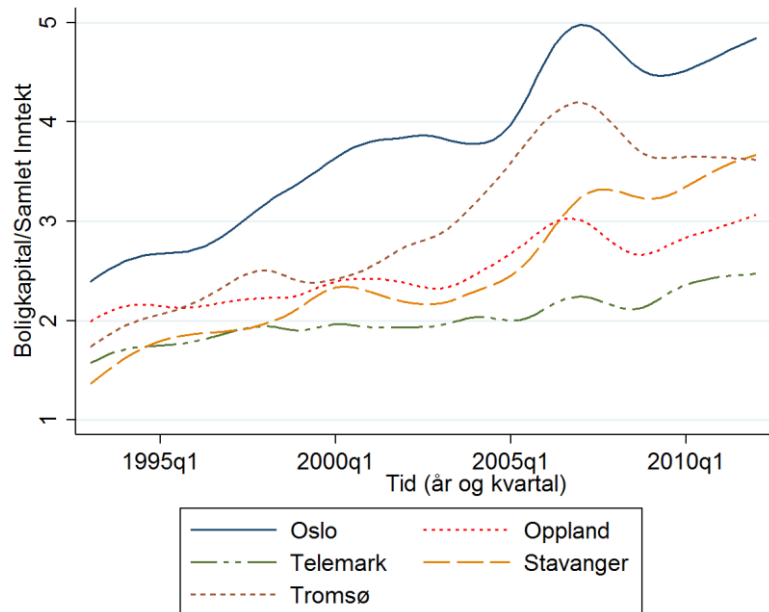
Figur 1 viser imidlertid en utvikling der de absolutte forskjellene mellom regionene har økt, fra et utgangspunkt med forholdsvis like boligpriser i alle regioner. Spesielt har Oslo og Stavanger opplevd langt høyere prisvekst enn Oppland og Telemark. Samtidig som figuren viser absolutte forskjeller har også utviklingen i relative forskjeller vært stor. En gjennomsnittlig bolig på 100 m<sup>2</sup> kostet om lag 1,5 ganger mer i Oslo enn i Telemark i 1993, mot 2,4 ganger mer i 2013.



Figur 2: Utvikling i forholdet mellom boligpris for en bolig på 100m<sup>2</sup> og bruttoinntekt. Kurvene er glattet ut ved hjelp av et HP-filter ( $\lambda = 16$ ). Se for øvrig appendiks A for mer informasjon om datamaterialet.

De økte prisforskjellene illustrert i figur 1 kan tenkes å skyldes økte inntektsforskjeller mellom regionene. Figur 2 viser utviklingen i forholdet mellom boligpris og inntekt for de samme regionene som i figur 1 over perioden 1993k1-2012k4. For det første er det tydelig at prisveksten har vært langt høyere enn inntektsveksten i de fleste regionene. Dette kan avspeile en inntektselastisitet større enn 1 eller en lav priselastisitet, men også være en indikasjon på at andre drivkrefter ligger bak den høye boligprisveksten. For det andre ser vi at prisforskjellene mellom regionene har økt selv om vi korrigerer for inntektsvekst. Dette kan være tegn på at inntektselastisitetene varierer på tvers av regioner. Merk at det ikke spiller noen rolle her om vi betrakter nominelle eller reelle variabler, da en deflatering over og under brøkstreken vil bli

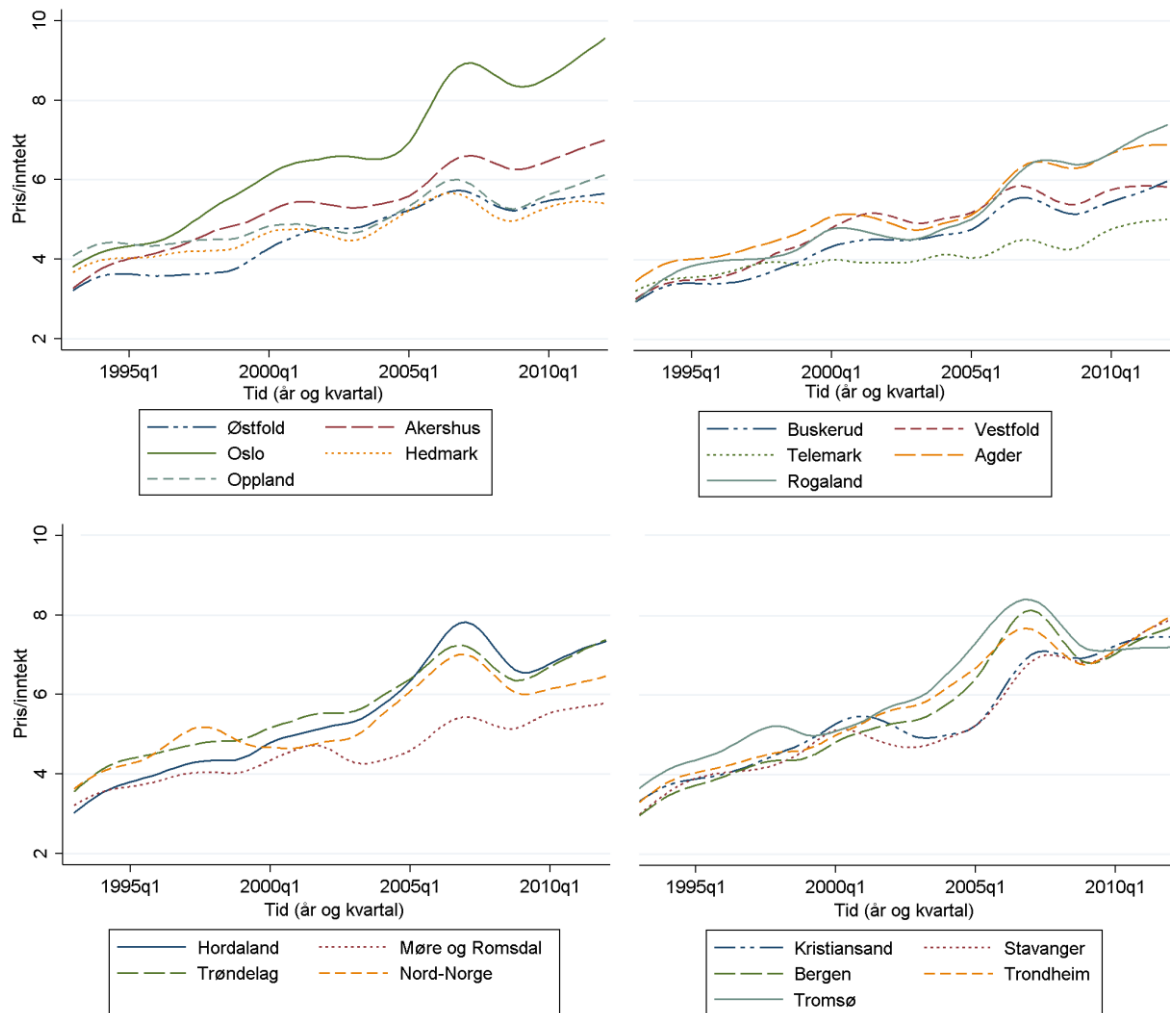
kansellert. Merk også at figur 2 ikke tar høyde for husholdningsstørrelse eller antall inntekter per husholdning.



Figur 3: Utvikling i forholdet mellom boligkapital og samlet bruttoinntekt. Boligkapital er her definert som antall boliger multiplisert med gjennomsnittlig boligpris. Kurvene er glattet ut ved hjelp av et HP-filter ( $\lambda = 16$ ). Se for øvrig appendiks A for mer informasjon om datamaterialet.

Figur 3 viser utviklingen i forholdet mellom boligkapital (antall boliger multiplisert med gjennomsnittlig boligpris) og samlet bruttoinntekt (befolkning multiplisert med gjennomsnittlig bruttoinntekt) for den samme tidsperioden som i figur 2. Dette forholdet tar høyde for utviklingen i boligmassen og befolkningsvekst i regionene. Likevel viser figur 2 og 3 de samme tendensene. For eksempel har forholdet mellom pris og inntekt (figur 2), og mellom boligkapital og samlet inntekt (figur 3) økt med henholdsvis 165 og 170 prosent i Stavanger, mot om lag 65 prosent i begge tilfellene i Telemark. Gapet mellom Telemark og Stavanger blir med andre ord ikke redusert selv om vi kontrollerer for befolkningsvekst og boligbygging. Disse forholdene ser imidlertid ut til å kunne forklare noe av utviklingen i gapet mellom Telemark og Oslo. I Oslo har forholdet mellom boligpris og inntekt, og mellom boligkapital og samlet inntekt, økt med henholdsvis 156 og 106 prosent. Forskjellen i utviklingen i de to regionene blir altså redusert dersom vi kontrollerer for boligbygging og befolkningsvekst.

Regionene som er behandlet hittil utgjør kun fem av totalt nitten regioner som analyseres i oppgaven. Figur 4 viser utviklingen i forholdet mellom boligpris og gjennomsnittlig bruttoinntekt for alle regioner. Tabell 3 og 4 i appendiks B oppsummerer øvrige utviklingstrekk.



Figur 4: Utvikling i forholdet mellom boligpris og bruttoinntekt for alle regioner. Kurvene er glattet ut ved hjelp av et HP-filter ( $\lambda = 16$ ). Se for øvrig appendiks A for mer informasjon om datamaterialet.



### 3 Tidligere litteratur

Dette kapittelet gir en kort gjennomgang av utvalgte studier av det norske boligmarkedet.

Motivert av høy boligprisvekst i flere land fra 1997-2004, samt rekordnivåer på indikatorer for finansiell ustabilitet, sammenligner IMF (2004) utviklingen i boligmarkedene i 18 OECD-land, deriblant Norge. Artikkelen søker å besvare hvilke drivkrefter som ligger bak boligprisvekst, samt hvilken rolle nasjonale og globale faktorer spiller for veksten i de ulike landene. Estimering av hele panelet viser blant annet at boligpriser er prosykliske, men Norge trekkes frem som ett av landene der sammenhengen mellom produksjonsvekst og boligprisvekst er svakest. Samtidig som undersøkelsen konkluderer med at globale faktorer, gjennom renter og økonomisk aktivitet, har stor påvirkning på boligprisene i hvert enkelt land, er Norge ett av landene der nasjonale drivkrefter er spesielt viktig for å forklare boligprisvekst.

Jacobsen og Naug (2004) analyserer den norske boligprisutviklingen fra 1992 til 2004 på jakt etter hvilke faktorer som er de viktigste for å forklare etterspørselssiden i boligmarkedet. Ved hjelp av en feiljusteringsmodell finner de at rente, nybygging, arbeidsledighet og husholdningenes inntekter er de viktigste faktorene for å forklare boligprisutviklingen. Analysen indikerer også en rask og sterk reaksjon ved renteendringer, og at boligprisveksten i perioden i stor grad kan tilskrives fundamentale utviklingstrekk i økonomien.

Jacobsen et al. (2006) studerer på den andre siden hva som bestemmer boliginvesteringene og tilbudet av boliger i Norge. Resultatene av analysen peker på rentenivået og boligprisen som de viktigste forklaringsvariablene, og den estimerte modellen gir en god forklaring på den markante økningen i boliginvesteringene etter 2004. Videre finner artikkelforfatterne, ved å brukes husholdningenes inntekter som proxyvariabel, at økte tomtepriser i den samme perioden har bidratt til å dempe utviklingen. Byggekostnader har på sin side bidratt i mindre grad ifølge modellen, og billig importert arbeidskraft nevnes som en mulig årsak.

Barlindhaug og Nordahl (2011) vurderer også tilbudssiden i det norske boligmarkedet, og spesielt hvorfor boligbyggingen på 2000-tallet har vært lav, til tross for høye boligpriser og sterk befolkningsvekst. De peker på at lav boligbygging først og fremst er et storbyfenomen, og at boligdekningen nasjonalt sett har økt i tidsrommet. De finner at kostnadsbildet entreprenører står overfor er betydelig endret. Nye og strengere krav til utformingen av boliger,

krav om økte bidrag til kommunal infrastruktur og økte tomtepriser i pressområder nevnes som viktige forklaringer.

Larsen og Sommervoll (2004) utfører en casestudie av leiligheter i Oslo omsatt på 1990-tallet. I stedet for å benytte en tradisjonell hedonisk<sup>3</sup> prisindeks, benyttes tall fra OBOS over boliger som er solgt to ganger innenfor samme periode.<sup>4</sup> På den måten finner forfatterne den isolerte prisøkningen for en gitt boligtype i Oslo, uten å måtte ta hensyn til mer eller mindre observerbare karakteristikk som kan påvirke boligprisene. Resultatene viser at Oslo har opplevd kraftigere boligprisvekst enn resten av landet, og at boligprisene typisk er høyest i andre kvartal hvert år. De finner at prisen på små leiligheter har vokst betraktelig mer enn prisen på store leiligheter, hele 340 prosent mot 177 prosent over en periode på elleve år. I tillegg finner de at svingningene i boligprisen er større for små leiligheter enn for store leiligheter.

Nygaard, Lie og Karlstad (2010) studerer boligmarkedene i 217 norske kommuner med lave gjennomsnittlige omsetningsverdier på boliger relativt til resten av landet. Kommunene er typisk små og usentrale, og sliter med stagnerende tilbud av nye boliger. Forfatterne skisserer en ond sirkel, der fraflytning kan skape usikkerhet om fremtidig boligprisutvikling og dermed virke avskrekkende for potensielle kjøpere. Befolkningsutvikling trekkes fram som den viktigste forklaringsfaktoren bak boligprisutviklingen i «små, usikre eller stagnerende boligmarkeder» på lang sikt, mens utvikling i sysselsettingen og arbeidsmarkedet har hatt liten eller ingen effekt.

Med inspirasjon fra finanskrisen i 2008 analyserer Anundsen og Jansen (2013) samspillet mellom utviklingen i boligpriser og husholdningenes gjeld i Norge. Forfatterne tar utgangspunkt i hypotesen om en «finansiell akselerator»-effekt (se Bernanke, Gertler og Gilchrist, 1999), der høyere boligpriser muliggjør høyere boliglån gjennom økt pant i realkapital, som igjen bidrar til ytterligere vekst i boligprisene. Boligprisene og husholdningenes gjeld analyseres i en simultan modell, og resultatene støtter hypotesen om selvforsterkende effekter mellom bolig- og gjeldsmarkedene på lang sikt. For øvrig viser analysen at husholdningenes forventninger om fremtidig inntekt og utviklingen i norsk økonomi er en viktig forklaringsfaktor for boligprisutviklingen.

---

<sup>3</sup> Med en hedonisk prisindeks menes en indeks som tar hensyn til observerte kjennetegn ved boligen, som areal, beliggenhet, antall rom, etasje osv.

<sup>4</sup> Se Case & Shiller (1989) for utfyllende forklaring av metoden for «gjentatte salg».

## 4 Teori

### 4.1 Økonomisk teori

Det er vanlig å ta utgangspunkt i grunnleggende mikroøkonomisk teori når man skal forklare boligmarkedet. Boligprisen er et utfall av samspillet mellom tilbud og etterspørsel etter bolig, se for eksempel Hendry (1984), Ericsson og Hendry (1985), Rødseth (1989), Reichert (1990) og Jacobsen og Naug (2004). Etterspørsel etter bolig avhenger av husholdningenes betalingsvilje og betalingsevne, samt utviklingen i demografiske forhold på lengre sikt. Boligutbyggere antas å være prisfaste kvantumstilpassere, og forholder seg til forholdet mellom boligpris og byggekostnader. På kort sikt forventes det imidlertid at prisene drives av forhold som påvirker etterspørselen etter boliger.

#### 4.1.1 Etterspørselssiden

I det følgende vil jeg anta at boligbehov kun kan dekkes ved å kjøpe bolig, og ser dermed bort fra leiemarkedet. I tillegg vil jeg anta at boliger er homogene – med unntak av beliggenhet og areal. Selv om det er naturlig å se for seg at etterspørselen etter bolig både avhenger av hvilken boligtype det er snakk om og hvilke kvaliteter boligen kan by på (som hvilken etasje boligen befinner seg i, eventuell garasje, balkong, utsikt, byggeår og så videre), velger jeg å se bort fra dette for å forenkle analysen.

Vi ser for oss en representativ husholdning med preferanser over bolig og alle andre varer og tjenester. Anta at preferansene lar seg representere av en nyttefunksjon som er strengt voksende i alle argumenter:

$$u = U(B, \mathbf{x}), \quad U_1(\cdot) > 0, \quad U_2(\cdot) > 0 \quad (4.1)$$

, der  $B$  angir boligjenester og  $\mathbf{x}$  er en samlevektor for alle andre varer og tjenester.  $U_k(\cdot)$  angir den deriverte av  $U(\cdot)$  med hensyn på argument nummer  $k$ , og er en notasjon som vil brukes gjennom hele oppgaven.

Husholdningen tar alle priser i økonomien for gitt og maksimerer nytte gitt ressursbeskrankingene representert ved budsjettbetingelsen:

$$P_B B + P_{\mathbf{x}} = Y \quad (4.2)$$

$P_{BK}$  og  $Y$  angir henholdsvis bokostnad (pris per boligjeneste) og nominell inntekt, og  $P$  er en prisindeks for alle andre varer og tjenester.

Bokostnaden er videre en funksjon av boligprisen og den nominelle renten, samt andre faktorer som verdistigning, vedlikeholdskostnader, skattekostnader<sup>5</sup> etc., henholdsvis  $PB$ ,  $R$  og vektoren  $\mathbf{z}$ :

$$P_{BK} = f(PB, R, \mathbf{z}), \quad f_1(\cdot) > 0, \quad f_2(\cdot) > 0 \quad (4.3)$$

Både økt boligpris og økt nominell rente innebærer økte renteutgifter, eventuelt reduserte renteinntekter dersom boligkjøpet finansieres uten å låne penger, og dermed økt bokostnad.

Førsteordensbetingelsene ved maksimering av (4.1) når (4.2) og (4.3) er gitt definerer husholdning  $j$  sin etterspørselen etter boligjenester som en funksjon av reelle bokostnader og realdisponibel inntekt. Boligetterspørselen avtar i de reelle bokostnadene og vokser i realdisponibel inntekt:

$$H^{Dj} = h^j\left(\frac{f(PB, R, \mathbf{z})}{P}, \frac{Y}{P}\right), \quad h_1^j(\cdot) < 0, \quad h_2^j(\cdot) > 0 \quad (4.4)$$

Hvis befolkningen består av  $N$  husholdninger lar vi den totale etterspørselen etter boliger være gitt ved:<sup>6</sup>

$$H^D = h\left(\frac{f(PB, R, \mathbf{z})}{P}, \frac{Y}{P}, N\right), \quad h_1(\cdot) < 0, \quad h_2(\cdot) > 0, \quad h_3(\cdot) > 0 \quad (4.5)$$

Ved siden av å avta i reelle bokostnader og vokse i realdisponibel inntekt, vokser den aggregerte etterspørselen i befolkningen.

Vi har nå et generelt uttrykk for samlet etterspørsel etter boliger, uten å ha tatt hensyn til hvilket marked vi betrakter. Selv om alle funksjoner og argumenter i (4.5) i prinsippet kan forstås som regionspesifikke, velger jeg å betrakte lånerenten og det generelle prisnivået som nasjonale

---

<sup>5</sup> Merk at skattefordeler kan inkluderes som en negativ skattekostnad.

<sup>6</sup> Siden vår husholdning ble presentert som «representativ» vil det være naturlig om den aggregerte etterspørselen fra  $N$  slike husholdninger er gitt ved  $N \times H^{Dj}$ . Ligning (4.5) inkluderer dette som et spesialtilfelle, men åpner for heterogen effekt av befolkningsøkning på grunn av ulik sammensetning av husholdninger i ulike regioner.

variabler.<sup>7</sup> Øvrige argumenter tillates å variere mellom regioner, slik at etterspørselen etter bolig tjenester i region  $i$  kan skrives som:

$$H^{Di} = h^i \left( \frac{f(PB_i, R, Z_i)}{P}, \frac{Y_i}{P}, N_i \right), \quad h_1^i(\cdot) < 0, \quad h_2^i(\cdot) > 0, \quad h_3^i(\cdot) > 0 \quad (4.6)$$

Merk at også etterspørselsfunksjonen i seg selv er regionspesifikk. Dette åpner for heterogene effekter, også av nasjonale variabler, i tillegg til variasjon i argumentene.

#### 4.1.2 Tilbudssiden

Tilbudet av boliger antas å være gitt på kort sikt, men å tilpasse seg boligprisen og byggekostnader på lengre sikt. Antakelsen om et gitt boligtilbud på kort sikt kan forsvares med at den årlige tilveksten av nye boliger som prosentandel av den totale boligmassen er svært lav, mellom 0 og 1,5 prosent per år (Rødseth, 1987).<sup>8</sup> Antakelsen om hvordan boligtilbudet tilpasser seg på lengre sikt er imidlertid en forenkling av en forholdsvis kompleks tilbudsside. Før et boligbygg kan reises må tomten anskaffes og reguleres av kommunen, boligens utforming må planlegges, kommunen må gi igangsettelsestillatelse, og arbeidskraft må frigjøres fra andre oppgaver. Dette kan tenkes å være en langtekkelig prosess, og de økonomiske forholdene ved byggetidspunktet kan være helt andre enn de som lå til grunn da boligen ble planlagt. I tillegg blir noen boliger solgt på prospekt, altså før boligen er oppført, mens andre blir solgt først når boligen er ferdigstilt. Det er med andre ord ikke en enkel relasjon mellom boligprisen og tilbudet av boliger på et gitt tidspunkt. Tilbudet av nye boliger i dag må snarere avhenge av hvilke forventninger om dagens priser og kostnader boligbyggerne la til grunn ved planleggingstidspunktet. I det følgende vil jeg se bort fra disse kompliserende elementene, og simpelthen anta at boligtilbudet i region  $i$  lar seg representere ved en profittfunksjon som er voksende i realboligprisen og fallende i reelle byggekostnader:

$$H^{Si} = g^i \left( \frac{PB_i}{P}, \frac{C_i}{P} \right), \quad g_1^i(\cdot) > 0, \quad g_2^i(\cdot) < 0 \quad (4.7)$$

Merk at også tilbudsfunksjonen tillates å være regionspesifikk.

<sup>7</sup> Data for pris- og rentenivå er ikke tilgjengelig på regionsnivå. Dereguleringen av banksektoren på midten av 1980-tallet (se for eksempel Vale, 2004), samt nettbankens inntog på slutten av 90-tallet (Nettbank, 2009) kan forsvare antakelsen om lik rente i alle regioner i tidsperioden denne oppgaven betrakter. Et tilnærmet likt prisnivå over hele landet synes heller ikke å være noen streng antakelse.

<sup>8</sup> Fra datasettet brukt i denne oppgaven (se appendiks A) finner jeg at den gjennomsnittlige årlige boligtilveksten (ikke korrigeret for kondemnering) i perioden 1986 til 2012 varierer fra 0,83 prosent i Telemark til 1,8 prosent i Tromsø. Laveste tilvekst et enkelt år var Oppland i 2011 med 0,27 prosent, mens høyeste tilvekst var Tromsø i 1990 med 2,97 prosent.

## Tomtepriser

Byggekostnader består i hovedsak av to komponenter – konstruksjonskostnader og tomtekostnader (NOU 2002:2). Den første komponenten bestemmes av priser på materialer og arbeidskraft, mens den andre komponenten avhenger av tomteprisen, samt kostnader i forbindelse med regulering og opparbeidelse av tomten. Konstruksjonskostnadene kan rimelig antas å være like over hele landet, selv om kapasitetsproblemer på kort sikt kan medføre variasjon på tvers av regioner. Tomtekostnadene vil derimot avhenge av om vi betrakter byregioner og områder rundt byene, eller utkantregioner.

I utkantregioner vil tomteprisene i all hovedsak være bestemt av verdien av tomtens alternative anvendelse, som oftest skog- eller jordbruk (NOU 2002:2). I storbyer og omkringliggende regioner vil derimot knapphet på ledig tomteareal medføre at tomteprisen avgjøres av andre faktorer. Tradisjonell teori for tomtepriser i urbane strøk antar gjerne *monosentriske* byer (Alonso, 1964; Wheaton, 1974), der alle arbeidsplasser er lokalisert i storbyens kjerne. Tomteprisen kan da tenkes å være bestemt av en funksjon som er fallende i pendlekostnaden inn til sentrum, der pendlekostnaden i stor grad er bestemt av *pendleavstanden*.

Ulik bestemmelse av tomtepriser på tvers av regioner medfører at boligtilbudet avhenger av hvilken region vi betrakter. I utkantregioner, der tilgangen på tomter er god, kan utbyggere nokså lett respondere på endrede boligpriser ved å justere tilbudet av nye boliger.<sup>9</sup> For eksempel kan økt boliggetterspørsel etter et rentekutt møtes med økt boligbygging på nye tomter, slik at realboligprisene på lang sikt forblir uendret (Kommunal- og regionaldepartementet, 2002). I storbyregioner vil derimot knapphet på tomter gjøre det vanskeligere å absorbere den stimulerte etterspørselen, slik at rentekuttet i større grad slår ut i økte boligpriser. Tomteprisen i dag vil dessuten avspeile tomtens neddiskonterte fremtidige verdi, og et rentekutt vil derfor trolig øke tomteprisen (Jacobsen et al., 2006). Gjennom økte byggekostnader vil dette isolert sett redusere tilbudet av boliger, og dermed legge et ytterligere press på boligprisene. Denne effekten vil særlig være gjeldende i de regionene der tomteprisen utgjør en betydelig del av boligprisen, og er dermed et potensielt opphav til heterogenitet på tvers av regioner.

---

<sup>9</sup> I realiteten vil riktignok utnyttelse av nye tomtearealer på kort sikt være bestemt av såkalte rekkefølgekrav, der kommunen regulerer i hvilken rekkefølge tomter, infrastruktur og samfunnstjenester skal bygges ut (Ot.prp. nr. 22 (2004-2005), ss. 14-17).

### 4.1.3 Prisdannelsen

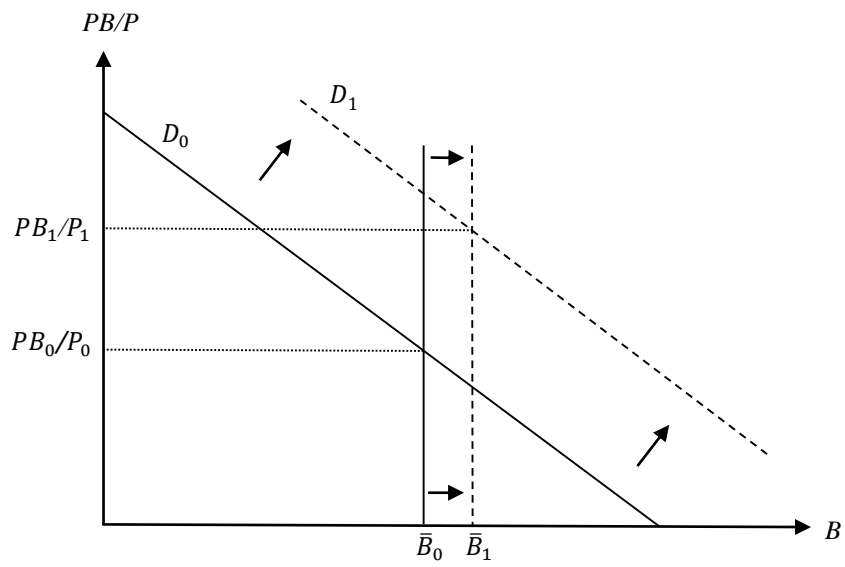
Samspeillet mellom tilbud og etterspørsel definerer omsetningen av boliger og implisitt hvilken pris boligene omsettes til. På kort sikt er prisen bestemt av den inverse av ligning (4.6), samt en klareringsbetingelse om at etterspørselen etter boliger må tilsvare tilbudet:

$$\begin{aligned} \widetilde{PB}_i^{KS} &= h^{i-1}(\bar{B}_i, \tilde{R}, \tilde{Y}_i, N_i, \tilde{z}_i) = \Phi^i(\bar{B}_i, \tilde{R}, \tilde{Y}_i, N_i, \tilde{z}_i) \\ \Phi_1^i(\cdot) < 0, \quad \Phi_2^i(\cdot) < 0, \quad \Phi_3^i(\cdot) > 0, \quad \Phi_4^i(\cdot) > 0, \quad \Phi_5^i(\cdot) \geq 0 \end{aligned} \quad (4.8)$$

$\bar{B}$  betegner den eksogent gitte boligmassen på kort sikt, og en tilde over en variabel betegner variabelens reelle motpart. På lang sikt vil imidlertid utbyggere tilpasse tilbudet av boliger i trå med (4.7):

$$\widetilde{PB}_i^{LS} = \Phi^i[g^i(\widetilde{PB}_i, \tilde{C}_i), \tilde{R}, \tilde{Y}_i, N_i, \tilde{z}_i] \quad (4.9)$$

Figur 5 nedenfor illustrerer samspeillet mellom tilbud og etterspørsel etter boliger i det lineære tilfellet. Etterspørselen er tegnet som en fallende funksjon av realprisen, gitt inntekt, rente, befolkning og andre faktorer som kan tenkes å påvirke etterspørselen. Tilbudet antas å ligge fast på kort sikt, lik  $\bar{B}_0$ , og markedsliekevekten realiseres der etterspørselen absorberer det gitte tilbudet, i  $(\bar{B}_0, \frac{PB_0}{P_0})$ . På lengre sikt vil utbyggere tilpasse seg forholdet mellom byggekostnader og boligprisen, og justere tilbudet deretter. Dette vil skifte tilbudet av boliger fra  $\bar{B}_0$  til  $\bar{B}_1$ , og isolert sett medføre en lavere boligpris. Samtidig vil imidlertid økt realinntekt og befolkningsvekst sørge for økt etterspørsel etter boliger, og etterspørselsfunksjonen vil skifte fra  $D_0$  til  $D_1$ . Den nye markedsliekevekten vil inntreffe i  $(\bar{B}_1, \frac{PB_1}{P_1})$ , her tilfeldig illustrert som en situasjon med høyere likevektspris på boliger.



Figur 5: Tilbud og etterspørsel etter boliger



## 4.2 Økonometrisk teori

I denne delen av oppgaven gis en oversikt over utvalgte økonometriske begreper og metoder som vil være sentrale i de påfølgende kapitlene.

### 4.2.1 Individfaste effekter, heterogenitet og dynamikk

Analysen av paneldata, data som varierer over både tverrsnitt- og tidsdimensjonen, krever som regel andre metoder enn vanlig minste kvadraters metode (OLS). Den generelle formen til en paneldatamodel for  $i = 1, \dots, N$  individer over  $t = 1, \dots, T$  tidsperioder er gitt ved:<sup>10</sup>

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_k \beta_{itk} x_{itk} + a_i + z_t + \epsilon_{it} = \beta_0 + \boldsymbol{\beta}_{it}^T \mathbf{x}_{it} + a_i + z_t + \epsilon_{it} \quad (4.10)$$
$$E(\epsilon_{it} | \mathbf{x}_{it}, a_i, z_t) = 0$$

$a_i$  og  $z_t$  betegner henholdsvis uobserverbare konstante effekter på individnivå og over tidshorisonten,  $\mathbf{x}_{it}$  er en kolonnevektor med  $k$  forklaringsvariabler som, betinget på de konstante effektene, antas å være strengt eksogene, mens  $\boldsymbol{\beta}_{it}^T$  angir den transponerte av en koeffisientvektor som tillater heterogene effekter for hvert individ i hver tidsperiode. I det som følger og i resten oppgaven vil jeg anta homogene effekter gjennom tidshorisonten, det vil si  $z_t = 0$  og  $\boldsymbol{\beta}_{it} = \boldsymbol{\beta}_i$ . I første omgang vil jeg også anta homogene koeffisienter for alle individer, foruten den uobserverbare konstante effekten for hvert individ, slik at (4.10) forenkles til:

$$y_{it} = \beta_0 + \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}_{it} + a_i + \epsilon_{it} \quad (4.10')$$

Den videre spesifiseringen av modellen avhenger av hvordan den konstante individspesifikke effekten er forbundet med de øvrige forklaringsvariablene. Det skilles i hovedsak mellom to tilfeller, der  $a_i$  er korrelert med  $\mathbf{x}_{it}$  og der  $a_i$  er å betrakte som tilfeldig støy, og de tilhørende modellene er kjent som henholdsvis fasteffekts (FE)- og randomeffekts (RE)-modellene (Wooldridge, 2010, ss. 281-333; Bårdsen & Nymoen, 2014, ss. 139-151). Ved å skrive om (4.10') til

$$y_{it} = \beta_0 + \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}_{it} + \epsilon_{it} \quad , \text{ der } \epsilon_{it} = a_i + \epsilon_{it} \quad (4.10'')$$

---

<sup>10</sup> Merk at konstantleddet  $\beta_0$  strengt talt er overflødig, da det kan betraktes som en felles komponent i de individfaste effektene,  $\mu_i = \beta_0 + a_i$ .

, er det lett å se at antakelsen om eksogene forklaringsvariabler i forhold til feilleddet er brutt dersom  $a_i$  ikke er tilfeldig støy, men korrelerer med  $\mathbf{x}_{it}$ . OLS vil da være en inkonsistent og forventningsskjev estimator for  $\boldsymbol{\beta}$ , se for eksempel Davidson og MacKinnon (2009, ss. 88-97). Det følger at OLS gir forventningsrette og konsistente estimater av  $\boldsymbol{\beta}$  i RE-modellen, men ikke i FE-modellen. På grunn av seriekorrelerte feilledd vil imidlertid OLS gi gale standardfeil i RE-modellen, og den effektive estimatoren er en generalisert minste kvadraters metode-estimator (FGLS) (Wooldridge, 2010, ss. 291-297).

I modeller der de individfaste effektene ikke kan betraktes som tilfeldig støy er løsningen å transformere modellen slik at de individfaste effektene forsvinner, og videre estimere den transformerte modellen ved hjelp av OLS. En naturlig transformasjon i den sammenheng er å trekke fra forrige periodes observasjoner slik at effekter som ikke varierer med tiden forsvinner:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \boldsymbol{\beta}^T(\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1}) + (\epsilon_{it} - \epsilon_{i,t-1}) \Leftrightarrow \Delta y_{it} = \boldsymbol{\beta}^T \Delta \mathbf{x}_{it} + \Delta \epsilon_t \quad (4.11)$$

, der  $\Delta \mathbf{x}_{it}$  er en  $k \times 1$ -vektor som inneholder avvik fra sist periode for alle  $k$ . OLS-estimering av (4.11) er kjent som «first-difference (FD)»-estimatoren. En alternativ transformasjon, som også vil fjerne alle effekter som ikke varierer med tiden, er å trekke fra gjennomsnittet av observasjonene over tid:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \boldsymbol{\beta}^T(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i) + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i) \quad (4.12)$$

, der  $\bar{\mathbf{x}}_i$  er en  $k \times 1$ -vektor som inneholder gjennomsnittet over tid for alle  $k$ . OLS-estimering av (4.12) er kjent som «within (WE)»-estimatoren. Både FD- og WE-estimatoren er konsistente og forventningsrette estimators, og identiske når vi bare har to tidsperioder. For flere enn to tidsperioder kan det vises at WE-estimatoren er effektiv dersom feilleddene er uavhengig og identisk fordelt, mens FD-estimatoren er effektiv i tilfellet med seriekorrelerte feilledd (Wooldridge, 2010, ss. 315-326).

Manipulasjonene over er gyldige uavhengig av hvordan de individfaste effektene forholder seg til forklaringsvariablene, og kan dermed virke fristende i situasjoner der man ikke vet den sanne datagenererende prosessen (DGP). Kostnaden er imidlertid at variabler som ikke varierer med tiden forsvinner, og at eventuell informasjon om fordelingen av de faste effektene ikke utnyttes (Hausman & Taylor, 1981). Det er derfor ønskelig å teste hvorvidt de individfaste effektene korrelerer med forklaringsvariablene eller ikke, noe vi kan bruke (Durbin-Wu)-

Hausman-testen til (Hausman, 1978; Hausman & Taylor, 1981). Hausman-testen utnytter det faktum at WE-estimatoren er konsistent i begge tilfeller, mens FGLS-estimatoren er effektiv når de individfaste effektene er tilfeldig støy. I store datautvalg vil like estimater av  $\beta$  indikere at RE-modellen ligger til grunn, og at FGLS-estimatoren derfor bør benyttes. Fravikende estimater vil indikere at FE-modellen ligger til grunn, slik at FGLS-estimatoren er inkonsistent, og at WE-estimatoren bør benyttes. Judson og Owen (1999) påpeker imidlertid at WE-estimatoren som regel er passende i makroøkonomiske sammenhenger. Individfaste effekter kan representere utelatte variabler som trolig korrelerer med forklaringsvariablene, og samtidig er individene i et typisk makropanel valgt med hensikt og ikke trukket ut tilfeldig.

### Heterogene koeffisienter

Fram til nå har jeg antatt heterogene individfaste effekter, men homogene koeffisienter. Et av målene med denne oppgaven er nettopp å undersøke hvorvidt en slik antakelse er gyldig for de norske regionale boligmarkedene.

Pesaran og Smith (1995) viser at heterogene koeffisienter vil gjøre den vanlige WE-estimatoren inkonsistent. Hvis vi antar at den sanne modellen er gitt ved (4.13) nedenfor, og at vi feilaktig ignorerer heterogene koeffisienter og forsøker å estimere den usanne modellen (4.14), vil feilledet være korrelert med forklaringsvariablene selv om vi trekker fra gjennomsnittet over tid.

$$\text{Sann: } y_{it} = \beta_0 + \beta_i^T x_{it} + a_i + \epsilon_{it} \quad , \text{ der } \beta_i = \beta + \tilde{\beta}_i \quad (4.13)$$

$$\text{Usann: } y_{it} = \beta_0 + \beta^T x_{it} + a_i + \epsilon_{it} \quad , \text{ der } \epsilon_{it} = \epsilon_{it} + \tilde{\beta}_i^T x_{it} \quad (4.14)$$

Artikkelforfatterne viser at «mean group (MG)»-estimatoren, som er et uvektet snitt av koeffisientene fra individuelle tidsserieregresjoner, fremdeles vil være en konsistent estimator for den gjennomsnittlige effekten av forklaringsvariablene. Skjevheten i WE-estimatoren er med andre ord et problem først og fremst i de tilfellene der tidshorisonten er liten, og behovet for estimatoren er størst.

### Dynamikk i paneldata

Hittil har jeg bare vurdert statiske modeller. Hvis vi ønsker å tilføre modellen dynamikk i form av sist periodes observasjon av den endogene variabelen, viser det seg at WE-estimatoren er

forventningsskjev og inkonsistent når størrelsen på panelet går mot uendelig og tidshorizonten ligger fast (Nickell, 1981). Nickell viser også at størrelsen på skjevheten vil vokse i koeffisienten til den tilbakedaterte endogene variabelen, men avta når tidshorizonten øker. Gitt at modellen har en stasjonær løsning<sup>11</sup>, og at feilleddene er identisk og uavhengig fordelte, kan det vises at WE-estimatoren er konsistent når tidshorizonten går mot uendelig (Bårdsen og Nymoen, 2014, ss. 155-157).

Det er blitt foreslått mange løsninger på hvordan man kan estimere dynamiske paneldatamodeller med forventningsrette og konsistente estimatorer i situasjoner der tidshorizonten er endelig. Anderson-Hsiao (Anderson & Hsiao, 1981) og Arellano-Bond (Arellano & Bond, 1991) er to veletablerte estimatorer som er konsistente når antall *individer* går mot uendelig. Begge tar utgangspunkt i at dersom  $y_{i,t-1}$  brukes til å forklare  $y_{it}$ , så må  $y_{i,t-2}$  kunne brukes til å forklare  $y_{i,t-1}$ , og  $y_{i,t-3}$  til å forklare  $y_{i,t-2}$ , osv. Dermed kan tidligere observasjoner som ikke direkte påvirker  $y_{it}$  brukes som instrumentvariabler for  $y_{i,t-1}$ .<sup>12</sup> Judson og Owen (1999) sammenligner imidlertid WE-estimatoren med disse alternativene i ulike situasjoner ved hjelp av Monte Carlo-simuleringer. Når tidshorizonten er lang ( $T=30$ ) anbefaler de WE-estimatoren, eller en modifisert versjon av WE-estimatoren som korrigerer for skjevheten (Kiviet, 1995), framfor Anderson-Hsiao og Arellano-Bond.

#### 4.2.2 Stasjonærhet, enhetsrøtter og kointegrasjon

Sist avsnitt pekte jeg blant annet på stasjonærhet som en betingelse for at WE-estimatoren er konsistent når tiden går mot uendelig i dynamiske modeller. Stasjonærhet er også en betingelse for at OLS skal være en konsistent estimator for separate tidsserier (Hill, Griffiths, & Lim, 2008, ss. 333-334).

La oss betrakte modell (4.15) som tilsvarende modell (4.10') med  $\beta^T x_{it} = \rho y_{i,t-1}$ , der vi tillegg antar identisk og uavhengig fordelte feilledd:

$$y_{it} = \beta_0 + \rho y_{i,t-1} + a_i + \epsilon_{it}, \quad t = 1, \dots, T \quad i = 1, \dots, N$$

$$\epsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\epsilon^2) \tag{4.15}$$

<sup>11</sup> Se mer om stasjonærhet i neste avsnitt.

<sup>12</sup> Anderson-Hsiao benytter vanlig IV-estimering, mens Arellano-Bond benytter GMM-metoden.

Vi omtaler gjerne tidsserien i (4.15) som en AR(1)-prosess<sup>13</sup>. En AR(1)-prosess er stasjonær dersom forventningsverdien og variansen eksisterer og er uavhengig av  $t$ , og kovariansen mellom to observasjoner  $y_{it}$  og  $y_{is}$  kun er bestemt av  $|t - s|$ . En nødvendig betingelse for stasjonæritet i AR(1)-tilfellet er  $|\rho| < 1$  (Davidson & MacKinnon, 2009, ss. 270-272).

Ligning (4.15) kan løses ved rekursiv innsetting bakover i tid, noe som gir:

$$y_{it} = (\beta_0 + a_i) \frac{1 - \rho^t}{1 - \rho} + \rho^t y_{i0} + \sum_{j=0}^{t-1} \rho^j \epsilon_{i,t-j} \quad (4.16)$$

, der jeg har brukt formelen for en geometrisk rekke (se for eksempel Sydsæter, 2008, ss.279-272) og  $y_{i0}$  angir initialverdien. Vi ser at forventningsverdien og variansen kan skrives som henholdsvis

$$E(y_{it}) = (\beta_0 + a_i) \frac{1 - \rho^t}{1 - \rho} + \rho^t y_{i0} \quad \text{og} \quad \text{var}(y_{it}) = \sigma_\epsilon^2 \frac{1 - \rho^{2t}}{1 - \rho^2} \quad (4.17)$$

, og hvis vi lar  $t$  gå mot uendelig er det tydelig hvorfor  $|\rho| < 1$  er en nødvendig betingelse for at forventningsverdien og variansen skal konvergere til konstante verdier.

For mange tidsserier vil imidlertid en antakelse om stasjonæritet være urimelig. Boligpriser, husholdningenes inntekter og et lands bruttonasjonalprodukt er eksempler på variabler som ikke synes å variere rundt en stasjonær konstant verdi.<sup>14</sup> Veksten av variablene kan likevel tenkes å være stasjonær. For eksempel kan det virke rimelig at boligprisveksten varierer rundt en stasjonær verdi, mens det samme vanskelige kan sies om nivået. Det viser seg at OLS-estimering av ikke-stasjonære tidsserier kan føre til lite meningsfylte resultater, såkalte spuriøse regresjoner (Granger & Newbold, 1974). Det er derfor nødvendig å vite hvorvidt seriene i en regresjonsmodell er stasjonære eller ikke før vi går løs på estimeringen.

<sup>13</sup> «Autoregressiv av første orden» - en prosess som bestemmes av tidligere realiseringer av seg selv, og i førsteordenstilfellet – observasjonen fra sist periode.

<sup>14</sup> Det kan imidlertid diskuteres om noen av seriene er trendstasjonære, det vil si at de er stasjonære rundt en lineær trend.

### Dickey-Fuller-test for enhetsrøtter

Hvis vi løsner på antakelsen om  $|\rho| < 1$  og i stedet lar  $\rho = 1$  reduseres (4.15) til en «random walk»-prosess:

$$y_{it} = \beta_0 + y_{i,t-1} + a_i + \epsilon_{it} = \dots = t(\beta_0 + a_i) + y_{i0} + \sum_{j=0}^{t-1} \epsilon_{i,t-j} \quad (4.18)$$

Vi ser i dette tilfellet at forventningsverdien og variansen blir til uttrykk som eksploderer når  $t$  går mot uendelig:

$$E(y_{it}) = t(\beta_0 + a_i) + y_{i0} \quad \text{og} \quad \text{var}(y_{it}) = t\sigma_\epsilon^2 \quad (4.19)$$

Når  $\rho = 1$  i AR(1)-tilfellet sier vi at serien inneholder én enhetsrot. Mer generelt inneholder en AR(p) serie  $k$  enhetsrøtter dersom seriens karakteristiske ligning har  $k$  røtter lik 1, (Davidson & MacKinnon, 2009, ss. 605-607).

Ved å trekke fra  $y_{i,t-1}$  på begge sider av (4.15) får vi:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} &= \beta_0 + (\rho - 1)y_{i,t-1} + a_i + \epsilon_{it} \\ &= \beta_0 + \gamma y_{i,t-1} + a_{it} + \epsilon_{it}, \quad \gamma = \rho - 1 \end{aligned} \quad (4.20)$$

En naturlig metode for å teste tilstedeværelsen av en enhetsrot er å teste nullhypotesen  $H_0: \rho = 1 \Leftrightarrow \gamma = 0$  mot den alternative hypotesen  $H_1: \rho < 1 \Leftrightarrow \gamma < 0$ . Dette er kjent som Dickey-Fuller (DF)-testen (Dickey & Fuller, 1979). I praksis brukes som regel en utvidet Dickey-Fuller (ADF)-test som tar hensyn til seriekorrelerte feilledd ved å legge til veksten fra tidligere perioder (Said & Dickey, 1984). Antall lags som inkluderes vil avhenge av hvor mange som er nødvendig for å gjøre feilleddene *iid*. I empiriske studier er det også vanlig å bruke ett eller flere informasjonskriterier<sup>15</sup> til å bestemme hvor mange som skal inkluderes (se for eksempel Sarno og Taylor, 1998).

Under nullhypotesen følger ikke testobservatoren den vanlige t-fordelingen, men en «Dickey-Fuller-fordeling» ( $\tau$ -fordeling) (Dickey & Fuller, 1981).  $\tau$ -fordelingen er skjev til venstre, noe som innebærer at testens styrke er redusert. Det vil si at sannsynligheten for å ikke forkaste en

---

<sup>15</sup> To vanlige er «Bayesian/Schwarz information criteria (BIC)» og «Akaike information criteria (AIC)» (Davidson & MacKinnon, 2009, ss. 675-677).

usann nullhypotese (type-II-feil) er høyere enn hva den ville vært dersom vi hadde sammenlignet testobservatoren med den vanlige t-fordelingen.

## Kointegrasjon

Dersom serien inneholder én enhetsrot sier vi at serien er integrert av orden én,  $I(1)$ , noe som per definisjon innebærer at serien må differensieres én gang for å oppnå en stasjonær serie,  $I(0)$ . Hvis  $y_{it}$  er  $I(1)$  vil dermed  $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$  være  $I(0)$ , altså en stasjonær prosess (Bårdsen & Nymoen, 2014, s. 282). Tilsvarende er en serie integrert av orden  $k$ ,  $I(k)$ , hvis den inneholder  $k$  enhetsrøtter, og serien må differensieres  $k$  ganger før den er stasjonær.

I utgangspunktet er enhver lineærkombinasjon av to  $I(1)$ -variabler nye  $I(1)$ -variabler, og i estimeringen av sammenhengen bør derfor veksten av variablene benyttes. Et viktig unntak er dersom variablene kointegrerer (Granger C. W., 1981; Engle & Granger, 1987). Ikke-stasjonære variabler sies å kointegrere dersom de deler den samme underliggende stokastiske trenden som gjør variablene ikke-stasjonære. Det vil si at variablene aldri vil vokse for langt fra hverandre, slik at en bestemt lineærkombinasjon av variablene kan betraktes som en stasjonær variabel. I dette tilfellet kan vi estimere sammenhengen mellom variablene ved hjelp av OLS uten fare for spuriøse resultater. Faktisk kan det vises at OLS-estimatoren vil være «superkonsistent» når variablene kointegrerer (Davidson & MacKinnon, 2009, ss. 627-628), noe som innebærer at estimatoren konvergerer til den sanne verdien raskere enn i det vanlige tilfellet med stasjonære variabler. Derfor er det ønskelig å vite hvorvidt ikke-stasjonære variabler kointegrerer, og ikke alltid nødvendigvis bruke stasjonære differensierte serier.

Vi kan teste om to eller flere variabler kointegrerer ved å benytte ADF-testen overfor på residualene fra en OLS-regresjon med de antatt kointegrerende variablene. Stasjonære residualer vil da være konsistent med kointegrasjon. Når vi betrakter flere enn to variabler kan vi imidlertid ikke utelukke at flere enn én lineærkombinasjon resulterer i stasjonære residualer. Det kan med andre ord eksistere flere enn én kointegrerende sammenheng, noe ADF-testen ikke tar hensyn til. En test som tar hensyn til dette er Johansens trasetest (Johansen, 1988), som dermed ofte er en foretrukket testprosedyre i tilfeller der flere enn to variabler inngår i den antatt kointegrerende sammenhengen.

### 4.2.3 Feiljusteringsmodeller

La oss gå tilbake til ligning (4.10') og nå definere  $\beta^T x_{it} = \beta_1 y_{i,t-1} + \alpha_0 x_{it} + \alpha_1 x_{i,t-1}$ . Dette gir oss en ARDL(1,1)-modell<sup>16</sup>, der (1,1) betegner lengden til laggene av henholdsvis den endogene og den eksogene variabelen:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 y_{i,t-1} + \alpha_0 x_{it} + \alpha_1 x_{i,t-1} + a_i + \epsilon_{it} \quad (4.21)$$

Ligning (4.21) kan videre skrives om til en såkalt feiljusteringsmodell:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} &= \beta_0 + \gamma(y_{i,t-1} - \kappa x_{i,t-1}) + \alpha_0 \Delta x_{it} + a_i + \epsilon_{it} \\ \gamma &= \beta_1 - 1 \quad \kappa = -\frac{\alpha_0 + \alpha_1}{\gamma} \end{aligned} \quad (4.22)$$

Hvis vi lar sammenhengen mellom  $y_i$  og  $x_i$  på lang sikt være bestemt av  $y_i = \kappa x_i$ , kan vi tolke  $\gamma$  som en feiljusteringsparameter som korrigerer for avvik fra likevekt sist periode, mens  $\alpha_0$  viser effekten av endringer i  $\Delta x_{it}$  på kort sikt. En nødvendig betingelse for denne tolkning er at  $\gamma$  er negativ og statistisk signifikant.

Feiljusteringsmodeller går hånd i hånd med kointegrerte serier, som per definisjon deler en langtidstrend. Faktisk kan alle kointegrerte serier representeres i en feiljusteringsmodell, et resultat kjent fra «Grangers representasjonsteorem» (Engle & Granger, 1987). En ny test for kointegrasjon vil være å teste hvorvidt  $\gamma$  i (4.22) er signifikant mindre enn null, da dette vil implisere at vestresidevariabelen korrigerer for avvik fra en langtidssammenheng, og dermed at langtidssammenhengen er reell. Det kan vises at en slik test har høyere styrke enn ADF-testen, da ADF-testen pålegger visse restriksjoner som ikke alltid kan rettfærdiggjøres (Kremers, Ericsson, & Dolado, 1992).

Feiljusteringsmodellen åpner for en mer presis spesifisering av eventuelle heterogene koeffisienter på tvers av individer. Hvis vi innfører full heterogenitet kan vi skrive (4.22) som:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} &= \beta_0 + \gamma_i(y_{i,t-1} - \kappa_i x_{i,t-1}) + \alpha_{0i} \Delta x_{it} + a_i + \epsilon_{it} \\ \gamma_i &= \beta_{1i} - 1 \quad \kappa_i = -\frac{\alpha_{0i} + \alpha_{1i}}{\gamma_i} \end{aligned} \quad (4.23)$$

, der både korttids- og langtidskoeffisienter kan variere på tvers av individer. MG-estimatoren fra sist delkapittel kan brukes til å finne den gjennomsnittlige effekten av  $x_i$  på  $y_i$  på kort og

<sup>16</sup> «Autoregressive distributed lags»-modell. En generalisering er en ARDL( $q_1, \dots, q_k$ )-modell:  
 $y_{1it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{q_1} \beta_{1j} y_{1i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} y_{2i,t-j} + \dots + \sum_{j=0}^{q_k} \beta_{kj} y_{ki,t-j} + \epsilon_{it}$



lang sikt, men som Pesaran, Shin og Smith (1999) påpeker vil en slik estimator i mange tilfeller være for restriktiv, da den ikke utnytter eventuelle likheter mellom individer. I stedet foreslår de en «pooled mean group (PMG)»-estimator, som lar koeffisientene variere fritt på kort sikt, men som pålegger homogenitet på lang sikt:

$$\Delta y_{it} = \beta_0 + \gamma_i(y_{i,t-1} - \kappa x_{i,t-1}) + \alpha_{0i}\Delta x_{it} + a_i + \epsilon_{it} \quad (4.24)$$

, der  $\gamma_i = \beta_{1i} - 1$  og  $\kappa_i = -\frac{\alpha_{0i} + \alpha_{1i}}{\gamma_i} = \kappa$  for alle  $i$ . Hvis restriksjonen om like koeffisienter på lang sikt kan forsvares er PMG-estimatoren konsistent siden den ivaretar all heterogenitet, og mer effektiv enn MG-estimatoren ved at den også utnytter likheter i panelet. Gyldigheten av denne restriksjonen kan testes ved hjelp av en «likelihood ratio (LR)» eller Hausman-test (Pesaran et al., 1999, s.627).

## 5 Empirisk test for grad av heterogenitet

I dette kapittelet vil jeg undersøke graden av heterogenitet på tvers av regioner. Analysen følger i stor grad de samme stegene som i Anundsen og Christensen (2013). En feiljusteringsmodell estimeres ved hjelp av MG- og PMG-estimatorene, der sistnevnte pålegger lik bestemmelse av boligpriser på lang sikt i alle regioner. Gyldigheten av denne restriksjonen testes ved å sammenligne log-likelihood-verdier fra estimeringene, og resultatet av testen vil gi oss en indikasjon på graden av heterogenitet i bestemmelsen av boligpriser på tvers av regioner.

### 5.1 Modellen

Modellen som estimeres tar utgangspunkt i ligning (4.8), en invertert etterspørselsfunksjon, der vi lar forventninger om fremtidig prisvekst være den eneste variabelen som inngår i vektoren  $\tilde{z}$ . I likhet med Anundsen og Christensen antar jeg adaptive forventninger, og at forventningene kan fanges opp ved den enkle relasjonen:

$$E(PB_{it}) = PB_{i,t-1} \quad (5.1)$$

Jeg antar også at størrelsen på befolkningen påvirker boligprisen gjennom økt samlet betalingsdyktighet i regionen, og pålegger derfor en restriksjon om at inntekt og befolkning inngår som *samlet inntekt*:  $NY_i = N_i \times Y_i$ . Vi kan dermed skrive (4.8) som:

$$\begin{aligned} \widetilde{PB}_i^{KS} &= \Phi^i(\bar{B}_i, \tilde{R}_i, \widetilde{NY}_i, E(\widetilde{PB}_i)) \\ \Phi_1^i(\cdot) < 0, \quad \Phi_2^i(\cdot) < 0, \quad \Phi_3^i(\cdot) > 0, \quad \Phi_4^i(\cdot) > 0 \end{aligned} \quad (5.2)$$

Til slutt antar jeg at (5.2) lar seg representere ved hjelp av en Cobb-Douglas (eksponentiell)-funksjon, slik at en logaritmisk transformasjon gir:

$$pb_i = a_i + \beta_{i1}\bar{b}_i + \beta_{i2}r + \beta_{i3}ny_i + \beta_{i4}E(pb_i) \quad (5.3)$$

, der små bokstaver betegner den naturlige logaritmen til variablene. Realrenten er riktignok målt som en rate, men det spiller ingen rolle i praksis siden  $\log(1 + R) \approx R$  er en god approksimasjon for små verdier av  $R$ . Tilden over variablene er fjernet for å forenkle notasjonen, men merk at alle variabler fremdeles må forstås som reelle.

I analysen vil (5.3) være representert ved en ARDL(1,1)-modell, der jeg også inkluderer arbeidsledighet,  $u_{it}$ , for å forklare svingninger i boligprisen på kort sikt. Jacobsen og Naug (2004) finner at arbeidsledighet er en av de viktigste driverne bak norske boligpriser, og det er dermed en naturlig variabel å inkludere i analysen. Modellen, her på feiljusteringsform, er da gitt ved:

$$\begin{aligned} \Delta pb_{it} = & a_{it} + \gamma [pb_{i,t-1} - \kappa_{i1} \bar{b}_{i,t-1} - \kappa_{i2} r_{i,t-1} - \kappa_{i3} ny_{i,t-1}] + \theta_{i0} \Delta pb_{i,t-1} \\ & + \mu_{i0} \Delta ny_{it} + \delta_{i0} \Delta r_{it} + \lambda_{i0} \Delta u_{it} + \boldsymbol{\psi}^T \mathbf{d} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (5.4)$$

Leddet i klammeparentesen angir sammenhengen på lang sikt, og  $\gamma$  viser hvordan boligprisene korrigerer for avvik fra denne sammenhengen. Legg merke til hvordan forventninger og arbeidsledighet antas å kun inngå på kort sikt, mens boligmassen (tilbudssiden) kun inngår på lang sikt. Boligmassen betraktes likevel som bestemt utenfor modellen, og (5.4) må forstås som en invertert etterspørselsfunksjon. Vektoren  $\mathbf{d}$  inneholder dummyvariabler for tre kvartaler.

Det er naturlig å anta at flere av variablene over inneholder enhetsrøtter. En forutsetning for at (5.4) ikke skal gi spuriøse resultater er da at de ikke-stasjonære variablene kointegrerer. Før modellen kan estimeres må vi derfor undersøke om variablene inneholder enhetsrøtter, og i så tilfelle hvorvidt de kointegrerer.

## 5.2 Data

Datasettet som ligger til grunn for analysen i dette kapittelet strekker seg fra første kvartal 1993 til siste kvartal 2013. All rådata er hentet fra Statistisk Sentralbyrå, bortsett fra boligprisstatistikken som er lastet ned fra Norges Eiendomsmeglerforbund (NEF) sine hjemmesider. Realstørrelser er konstruert ved å deflatere variabler med konsumprisindeksen. Utfyllende informasjon om alle variabler, samt kilder til statistikken, er forklart i detalj i appendiks A. Tester av enhetsrøtter er rapportert i tabell 5 i appendiks B.

Prisstatistikken er laget som en hedonisk prisindeks, der beliggenhet, størrelse og boligtype korrigeres for, og er basert på omsetningstall fra finn.no eller innrapportering fra eiendomsmeglere. Variablen viser kvadratmeterpris (målt i antall 1000 kr) for en gjennomsnittlig bolig på hundre kvadratmeter. ADF-tester av realboligprisen kan ikke forkaste nullhypotesen om minst én enhetsrot i noen av regionene, selv om et signifikansnivå på 0.10 legges til grunn. Nullhypotesen om minst to enhetsrøtter forkastes i alle regioner på

signifikansnivå 0.05, og forkastes i alle regioner utenom Kristiansand, Stavanger og Tromsø på signifikansnivå 0.01. Boligprisen vil derfor i resten av oppgaven bli betraktet som en  $I(1)$ -variabel.

Boligmassen er en konstruert størrelse. Antall boliger per kvartal er beregnet ved hjelp av boligtellingsdata i 2011 og statistikk over antall fullførte boliger hvert kvartal. Variabelen tar med andre ord ikke hensyn til kondemnering av gammel boligmasse eller reseksjonering. ADF-tester av boligmassen kan ikke forkaste nullhypotesen om minst én enhetsrot i noen av regionene, med laveste signifikansnivå i Østfold på 0.207. Nullhypotesen om flere enn én enhetsrot forkastes på signifikansnivå 0.05 i alle regioner utenom Rogaland, Bergen og Tromsø, der nullhypotesen forkastes på nivå 0.10. Boligmassen vil i resten av oppgaven bli betraktet som en  $I(1)$ -variabel.

Inntekt er representert ved gjennomsnittlig bruttoinntekt. Da inntektsdata ikke er tilgjengelig kvartalsvis på regionsnivå, er kvartalsvise data konstruert ved hjelp av lineær interpolering mellom årlige observasjoner. Fordi en slik fremgangsmåte neglisjerer eventuell sesongvariasjon har jeg valgt å bruke *permanent inntekt*, konstruert som et glidende gjennomsnitt av observasjoner fra de siste åtte kvartalene, til å representere inntektsvariabelen. Denne er videre multiplisert med befolkningen for å få et mål på samlet inntekt i regionen. Et valg av permanent inntekt til å forklare boligpriser kan forsvares med at boligkjøp er en langtidsinvestering (se Reichert, 1990). Dessuten inkluderes arbeidsledighet på kort sikt, en variabel som kan tenkes å korrelere med midlertidig disponibel inntekt på et gitt tidspunkt. ADF-tester av samlet realinntekt kan ikke forkaste nullhypotesen om minst én enhetsrot i noen av regionene, med unntak av Rogaland og Nord-Norge. Her forkastes nullhypotesen på signifikansnivå 0.10 til fordel for en alternativhypotese om trendstasjonærhet. Hypotesen om minst to enhetsrøtter forkastes med p-verdi 0.000 i alle regioner. Samlet realinntekt vil i resten av oppgaven bli betraktet som en  $I(1)$ -variabel.

Arbeidsledighet er gitt ved registrert antall helt ledige personer. Ideelt skulle dette tallet vært vektet med arbeidsstyrken, men i mangel på data er *potensiell* arbeidsstyrke, antall personer i alderen 16-66 år, brukt som vekt. Et slikt mål vil undervurdere faktisk ledighet, men dette vil kun ha betydning dersom den relative størrelsen på arbeidsstyrken har endret seg i løpet av tidsperioden oppgaven betrakter. ADF-tester av arbeidsledighet forkaster nullhypotesen om minst én enhetsrot i 10 av 19 regioner på signifikansnivå 0.10. Dette resultatet tolkes som å gi god nok evidens til å betrakte arbeidsledighet som en stasjonær variabel, altså en  $I(0)$ -variabel.

Renten er Norges Banks foliorente. ADF-test av realrenten kan ikke forkaste nullhypotesen om minst én enhetsrot (p-verdi lik 0.221), men forkaster nullhypotesen om flere enn én enhetsrot med p-verdi 0.000. Realrenten vil derfor betraktes som en  $I(1)$ -variabel i resten av oppgaven.

Ligning (5.4) hviler på en antakelse om at det eksisterer en likevektsjusterende sammenheng mellom realboligprisen, samlet permanent realinntekt, realrenten og antall boliger på lang sikt. En slik antakelse bekreftes langt på vei av Johansens trasetest<sup>17</sup>, der nullhypotesen om ingen kointegrerende sammenhenger forkastes på signifikansnivå 0.01 for 10 av 19 regioner. Hvis vi legger til grunn et nivå på 0.05 forkastes nullhypotesen om ingen kointegrasjon for 15 av 19 regioner, og for tre av regionene forkastes også nullhypotesen om én kointegrerende sammenheng til fordel for to. I det følgende vil jeg anta at det kun eksisterer én kointegrerende sammenheng, og at det er boligprisene som likevektsjusterer. Antakelsen støttes av tabell 11 i appendiks B, som viser estimering av (5.4) for hver region separat. Feiljusteringskoeffisienten er her negativ og signifikant for alle regioner utenom Kristiansand.

---

<sup>17</sup> Resultatene er oppsummert i tabell 7

### 5.3 Resultater

Resultatene fra estimering av ligning (5.4) ved hjelp av MG- og PMG-estimatoren er summert i tabell 1. MG-estimatoren er et uvektet snitt av separate tidsserieestimeringer, mens PMG-estimatoren i tillegg pålegger homogene koeffisienter på tvers av regioner på lang sikt. Standardfeil er fjernet av plassbesparende hensyn, men komplette resultater kan leses i tabell 8 i appendiks B. De bakenforliggende separate estimeringene av hver region er gjengitt i tabell 11, med tilhørende tester av restledd i tabell 12,<sup>18</sup> begge i appendiks B.

Tabell 1: Boligpriser på kort og lang sikt, estimert med MG og PMG

	MG	PMG	
Lang sikt:			
$ny_i$	2.35***	1.48***	
$r$	-2.57***	-2.24***	
$\bar{b}$	-7.02***	-0.31	
Kort sikt:			
$\gamma$	-0.18***	-0.13***	
$\Delta pb_{i,t-1}$	0.26***	0.29***	
$\Delta ny_{i,t}$	1.44***	1.49***	
$\Delta r_t$	-0.37***	-0.45***	
$\Delta u_{it}$	-0.10***	-0.09***	
$q1$	0.07***	0.07***	
$q2$	0.02***	0.02***	
$q3$	0.02***	0.02***	
$\_kons$	9.17**	-1.84***	
Obs.	1558	1558	
Obs. pr gruppe	82	82	
Grupper	19	19	
Log-likelihood	3820.83	3752.23	

Definisjoner:

$ny$	=	Samlet realinntekt
$r$	=	Realrente
$\bar{b}$	=	Boligmassen
$\gamma$	=	Feiljusteringskoeffisient
$pb$	=	Realboligpris
$u$	=	Arbeidsledighetsrate
$q1 - q3$	=	Første til tredje kvartal
$\_kons$	=	Konstantledd
$(\cdot)_{it}$	=	Variabel $(\cdot)$ i region $i$ på tidspunkt $t$
$\Delta(\cdot)$	=	$(\cdot)_{it} - (\cdot)_{i,t-1}$

Forklaring: Tabellen viser estimering av ligning (5.4) ved hjelp av henholdsvis MG og PMG-estimatoren. Estimeringene er foretatt i Stata 13.1 ved hjelp av `xtpmg`-kommandoen av Blackburne og Frank (2007). Stjernene viser variablenes signifikansnivå, der \* = 0.10, \*\* = 0.05 og \*\*\* = 0.01.

Vi er i hovedsak opptatt av forskjeller mellom estimatorene, men det kan være nyttig å først gi en tolkning av resultatene over. Selv om estimatene viser *gjennomsnittlige* effekter, og dermed

<sup>18</sup> Testene gir lovende resultater med tanke på autokorrelasjon og heteroskedastisitet, men indikerer problemer med ikke-normalfordelte restledd og utelatte variabler for flere av regionene. Inkludering av en dummyvariabel for finanskrisen løser problemet med feilspesifisering for alle regioner (på signifikansnivå 0.01) og løser problemet med restleddenes fordeling for noen av regionene. Figur 10 supplerer tabellen med et histogram for restleddene fra alle regioner samlet, og viser en noe spissere fordeling enn normalfordelingen.

ikke er representative for enkeltregioner hvis vi mistenker heterogene koeffisienter, kan de være informative i vurderingen av landsomfattende politiske beslutninger.

Resultatene fra MG-estimatoren viser at en 1 prosents varig økning i samlet permanent inntekt vil, alt annet holdt likt, øke boligprisen med 1,44 prosent det første kvartalet, og med 2,35 prosent på lang sikt. Merk at en økning i *samlet* inntekt kan representere både økt gjennomsnittlig bruttoinntekt og økt befolkning. En permanent økning i realrenten på 1 prosent vil under ellers like forhold redusere boligprisen med 0,37 prosent det første kvartalet, og med 2,57 prosent på lang sikt. Realrenten må i tolkningen forstås som  $1 + r$ , der  $r$  angir rentefoten, noe som innebærer at en økning med 1 prosent betyr å øke realrenten med om lag ett rentepoeng. Modellen viser videre en stor effekt av å øke boligmassen, der en økning på 1 prosent vil redusere boligprisen med ca. 7 prosent. Her er det viktig å forstå at resultatet er betinget på at alle andre faktorer, og da spesielt befolkning, holdes uendret. En permanent økning i ledighetsraten fra 3 til 4 prosent (en 33 prosents økning), vil i modellen innebære at boligprisene vil falle med 3,33 prosent. Til slutt ser vi at feiljusteringsparameteren indikerer at det tar i underkant av 6 kvartaler før boligprisene har korrigert for avvik fra langtidssammenhengen.

Tabell 8 i appendiks B viser at standardfeilene er lave for alle variabler, og at de fleste variablene er signifikante på nivå 0.01. Standardfeilene i de separate estimeringene for hver region som MG-estimatoren bygger på er imidlertid høyere med varierende grad av signifikans (se tabell 11 for detaljer). Den estimerte kovariansmatrisen som ligger bak standardfeilene til MG-estimatene over er gitt ved:<sup>19</sup>

$$cov(\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{MG}) = \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N \left( \widehat{\boldsymbol{\beta}}_i - N^{-1} \sum_{j=1}^N \widehat{\boldsymbol{\beta}}_j \right) \left( \widehat{\boldsymbol{\beta}}_i - N^{-1} \sum_{j=1}^N \widehat{\boldsymbol{\beta}}_j \right)^T \quad (5.5)$$

, der restleddene antas å være uavhengig fordelt på tvers av regioner.

I vurderingen av estimatorene over er det effektene på lang sikt som skal sammenlignes, da begge tillater heterogenitet på kort sikt. Hvis forskjellene ikke er signifikante, vil PMG-estimatoren foretrekkes på grunn av lavere standardfeil. Vi kan teste om forskjellene er signifikante ved hjelp av en LR-test. Under nullhypotesen er testobservatoren kjikvadratfordelt, der antall frihetsgrader bestemmes av antall pålagte restriksjoner (Hill et al., 2008, s. 537). Siden

---

<sup>19</sup> Se Blackburne og Frank (2007). Se også Hsiao og Pesaran (2008, ss. 192-193) som viser at estimatoren er konsistent når T går mot uendelig.

vi tester om bestemmelsen av boligpriser er lik på lang sikt i 19 regioner, tester vi 18 restriksjoner for 3 variabler – det vil si totalt  $18 \times 3 = 54$  restriksjoner, og testobservatoren er dermed kjikvadratfordelt med 54 frihetsgrader. Nullhypotesen forkastes med p-verdi 0.0000, og vi konkluderer derfor med at forskjellene er signifikante og at restriksjonen om like langtidskoeffisienter er feil. Sagt på en annen måte: Effekten av samlet realinntekt, boligmassen og realrenten på boligprisene varierer mellom regioner. En antakelse om homogene koeffisienter på tvers av regioner, slik WE-estimatoren legger til grunn, vil dermed lede til feilaktige estimater av effektene.

Resultatet over impliserer at vi heller bør estimere separate modeller for hver region enn å blande regionene og pålegge homogene koeffisienter. En slik tilnærming vil imidlertid neglisjere alle likhetstrekk mellom regioner, og utnytter ikke potensialet som ligger i panelet. Et alternativ vil være å dele inn panelet i grupper av regioner med likhetstrekk og anta homogene koeffisienter innad i, men heterogenitet på tvers av gruppene. Tabell 2 på neste side viser estimering av MG- og PMG-estimatorene for tre grupper av regioner: byer (Oslo, Bergen, Trondheim og Stavanger), regioner som ligger omkring byer (Østfold, Akershus, Buskerud, Vestfold, Rogaland, Hordaland og Trøndelag) og utkantregioner (Hedmark, Oppland, Telemark, Agder, Møre og Romsdal og Nord-Norge).<sup>20</sup> Igjen er standardfeil utelatt av plassbesparende hensyn, og det vises til komplette resultater i tabell 9 i appendiks B.

Tolkningen av hver enkelt koeffisient er den samme som i tabell 1 og overlates til leseren. Mer interessant for vårt formål er en sammenligning av MG- og PMG-estimatorene for de tre gruppene. Nederste linje i tabellen viser resultater fra LR-testene. Vi forkaster nullhypotesen om lik bestemmelse av boligpriser på lang sikt i byer på signifikansnivå 0.05, og i omegnregioner med p-verdi 0.001. For utkantregionene kan vi imidlertid ikke forkaste nullhypotesen, og vi kan ikke utelukke at regionene i gruppen deler den samme langtidssammenhengen.

En sammenligning av MG-estimatene på tvers av grupper er også interessant. Betydningen av adaptive forventninger er ifølge modellen størst i byene, og byene bruker lengst tid på å korrigere for avvik fra langtidssammenhengen. Dette kan tolkes som indikasjoner på at

---

<sup>20</sup> Hver region er gruppert etter en skjønsmessig vurdering av hvilken av de tre gruppene regionen mest naturlig faller inn under. En alternativ gruppering (se tabell 10 i appendiks B) gir indikasjoner på at Sør-Vestlandet (fra Agder til Møre og Romsdal), og en gruppe bestående av Oppland, Hedmark og Telemark kan være to grupper med lik bestemmelse av boligpriser på lang sikt.



boligmarkedene i byer er mer utsatt for spekulasjon og svakere knyttet til realøkonomiske faktorer enn i øvrige regioner. Videre ser vi at etterspørselastisitetene med hensyn på boligpris, bokostnad (gjennom realrenten) og inntekt er lave for alle gruppene av regioner. Dette kan trolig dels forklares med den norske tradisjonen for å betrakte det å eie egen bolig som et nødvendighetsgode. Det er likevel vanskelig å forklare hvorfor etterspørselastisitetene er så mye lavere (eventuelt effekten av boligmassen så mye sterkere) for omegnregioner.

Tabell 2: Boligpriser på kort og lang sikt, estimert med MG og PMG, fordelt på landsdeler

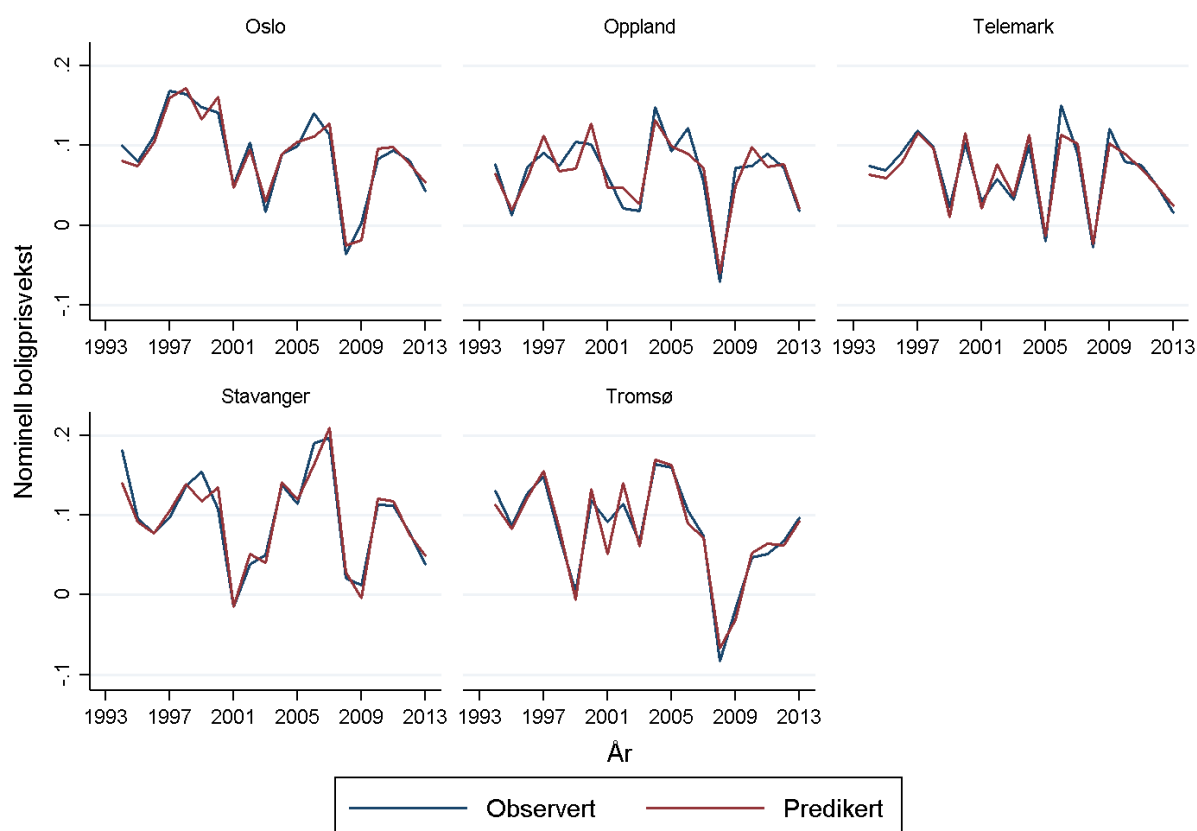
	Utkant		Byer		Omeegn	
	MG	PMG	MG	PMG	MG	PMG
Lang sikt:						
$ny_i$	1.76***	1.79***	2.34***	1.83***	2.61***	2.28***
$r$	-2.95***	-3.06***	-1.42	-1.86*	-1.19**	-1.25**
$\bar{b}$	-3.73	-4.51	-3.83**	-1.09**	-11.89***	-8.32***
Kort sikt:						
$ECM$	-0.20***	-0.17***	-0.13***	-0.10***	-0.22***	-0.16***
$\Delta p_{i,t-1}$	0.20***	0.20***	0.36***	0.40***	0.25***	0.27***
$\Delta ny_{i,t}$	1.78***	1.77***	1.12***	1.18***	1.29***	1.39***
$\Delta r_t$	-0.61***	-0.64***	-0.18	-0.26**	-0.17	-0.30***
$\Delta u_{it}$	-0.11***	-0.10***	-0.09***	-0.08***	-0.11***	-0.10***
$q1$	0.08***	0.08***	0.06***	0.06***	0.07***	0.07***
$q2$	0.02***	0.02***	0.02***	0.01***	0.02***	0.02***
$q3$	0.02***	0.02***	0.02***	0.01***	0.02***	0.02***
$\_kons$	2.69	5.18***	1.98	-0.92***	20.93***	11.35***
Obs.	492	492	328	328	574	574
Obs. pr gruppe	82	82	82	82	82	82
Grupper	6	6	4	4	7	7
Log-likelihood	1130.25	1119.21	848.47	838.01	1433.40	1412.66
LR-test (p-verdi)		0.106		0.013		0.001

Forklaring: Tabellen viser estimering av ligning (5.4) for 3 grupper av regioner (utkant, byer og omegn) ved hjelp av MG og PMG-estimatoren. Estimeringene er foretatt i Stata 13.1 ved hjelp av `-xtpmg-` kommandoen av Blackburne og Frank (2007). Stjernene viser variablenes signifikansnivå, der \* = 0.10, \*\* = 0.05 og \*\*\* = 0.01. Nederste kolonne gir p-verdien fra en likelihood-ratio-test, der nullhypotesen er at PMG- og MG-modellene ikke er signifikant forskjellige.

## 6 Prognoser

Testene i forrige kapittel forkastet nullhypotesen om homogene koeffisienter på tvers av regionale boligmarkeder. Fra kapittel 4 vet vi at WE-estimatoren da vil være forventningsskjev og inkonsistent. Selv om feiljusteringsmodellen som ble estimert tidligere først og fremst hadde som mål å teste heterogenitet på tvers av regioner, er det interessant å se hvor godt modellen stemmer overens med observerte data når den estimeres for hver enkelt region separat. Dette kapitlet vil derfor estimere modell (5.4) for regionene som ble brukt som eksempler i kapittel 2, vurdere hvor godt modellen svarer til observerte data, og videre bruke modellen til prognoser for regionene. Til slutt vil resultatene sammenlignes med prognoser gitt fra WE-estimatoren. Selv om heterogenitet vil gjøre estimatoren inkonsistent, vil økt datagrunnlag gi lavere varians, og disse hensynene må veies mot hverandre (Baltagi, 2005, s. 56). Samtidig vil WE-estimatoren kunne redusere potensielle problemer knyttet til utelatte variabler som ikke varierer med tiden.

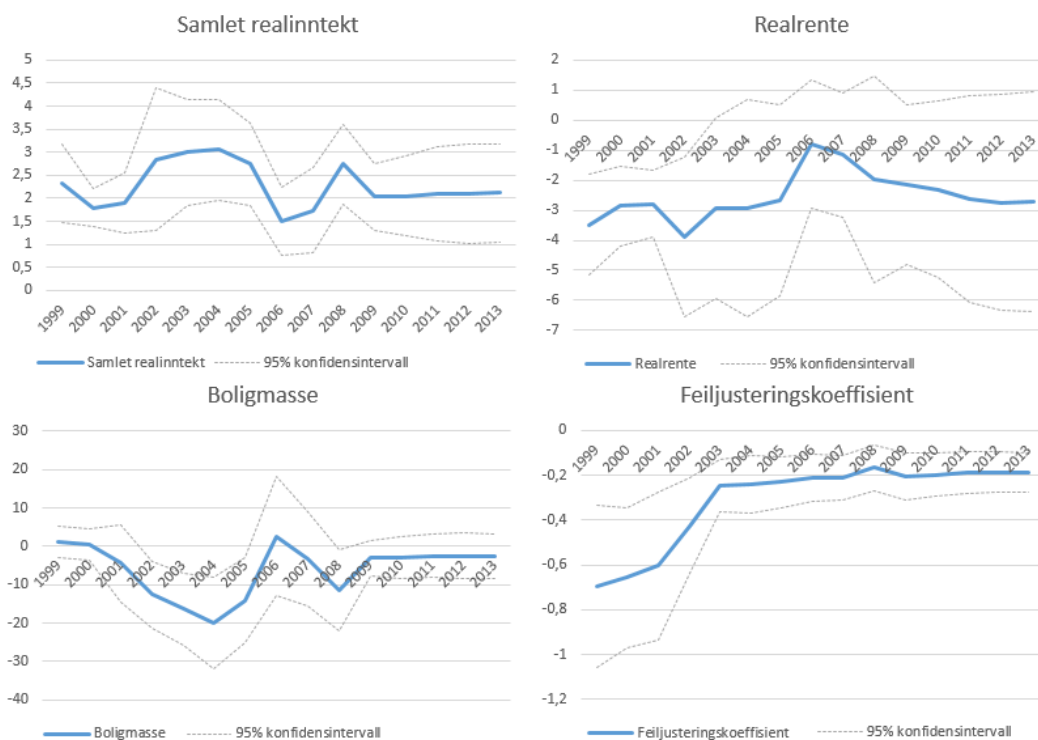
### 6.1 Separate estimeringer



Figur 6: Predikert og observert årlig nominell boligprisvekst

Figur 6 viser predikert og observert årlig gjennomsnittlig nominell boligprisvekst for Oslo, Oppland, Telemark, Stavanger og Tromsø, der en dummyvariabel for finanskrisen i 2008 er lagt til modellen.<sup>21</sup> Vi ser at den estimerte modellen klarer seg godt over estimeringsperioden. Merk imidlertid at den predikerte gjennomsnittlige årsveksten tar høyde for ny informasjon hvert kvartal, da det egentlig er kvartalsvekst som estimeres av modellen. For eksempel er veksten i andre kvartal av et hvilket som helst år beregnet ut fra observert, og ikke predikert, nivå i første kvartal.

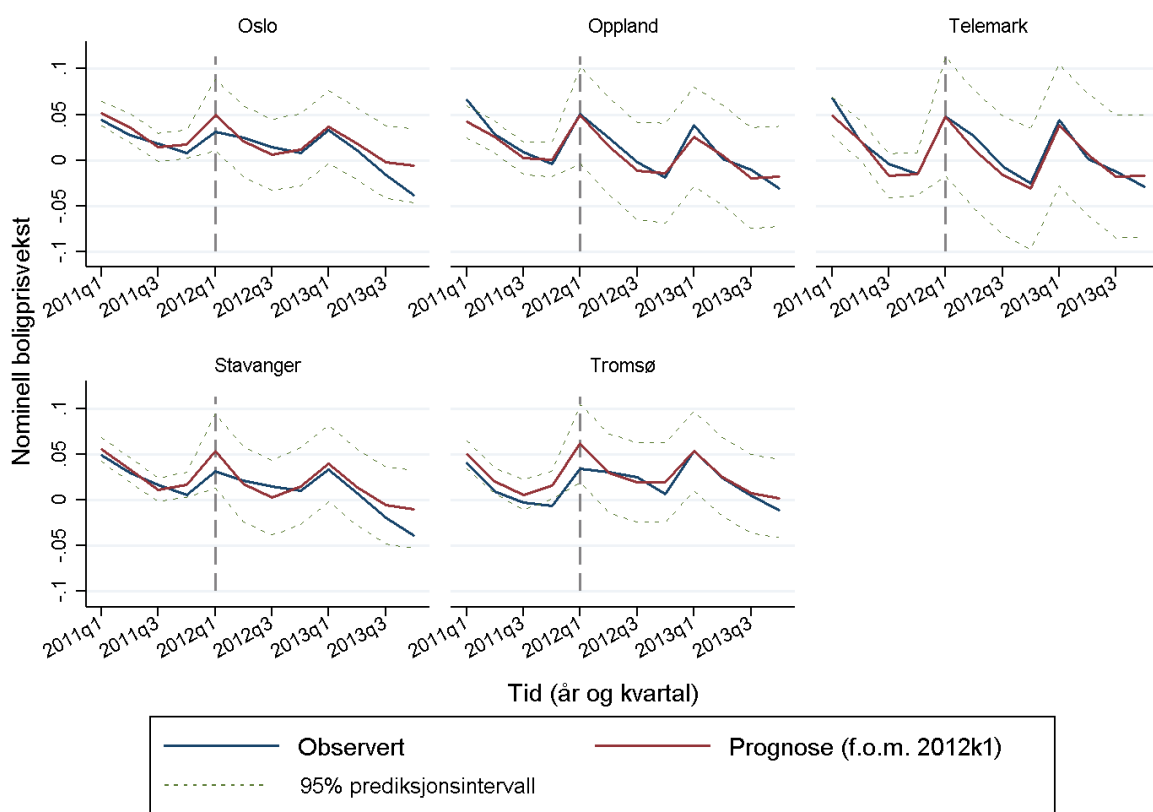
Før vi bruker modellen til prognoser kan det være nyttig å studere stabiliteten til koeffisientene i modellen. Ved hjelp av rekursiv estimering, der modellen estimeres gjentatte ganger over ulike deler av datautvalget, kan vi undersøke om koeffisientene ser ut til å konvergere når datautvalget øker. Figur 7 viser den gjennomsnittlige utviklingen til feiljusteringsleddet og koeffisientene i den langsiktige sammenhengen for regionene over. Modellen estimeres først over observasjonene fram til 1999, og deretter legges ett år til for hver estimering helt til hele datamaterialet er dekket.



Figur 7: Rekursiv estimering og utvikling i gjennomsnittlige koeffisienter for Oslo, Oppland, Telemark, Stavanger og Tromsø.

<sup>21</sup> Det vises til tabell 11 og 12 i appendiks B for separate estimeringer av (5.4) og tester av restleddene, der den eneste forskjellen er at vi her inkluderer en dummyvariabel for finanskrisen. Dummyvariabelen er satt lik 1 i tredje og fjerde kvartal 2008, og er ellers lik 0.

Feiljusteringsparameteren og koeffisientene for samlet realinntekt og boligmasse ser ut til å gå mot stabile verdier, men det samme synes ikke å gjelde koeffisienten for realrenten. Rekursiv estimering av hver region separat, se figur 11 i appendiks B, viser at det først og fremst er koeffisienten for Tromsø som er ustabil. Figur 11 viser også at de øvrige koeffisientene for Tromsø virker ustabile, og gir indikasjoner på et skift i parameterne rundt 2007-2008. Denne perioden sammenfaller med boligprisfallet i forkant av finanskrisen, der reelle boligpriser i Tromsø ble redusert med nesten 25 prosent fra andre kvartal 2007 til fjerde kvartal 2008.



Figur 8: Ett-steps prognoser for nominell boligprisvekst over åtte kvartaler for Oslo, Oppland, Telemark, Stavanger og Tromsø

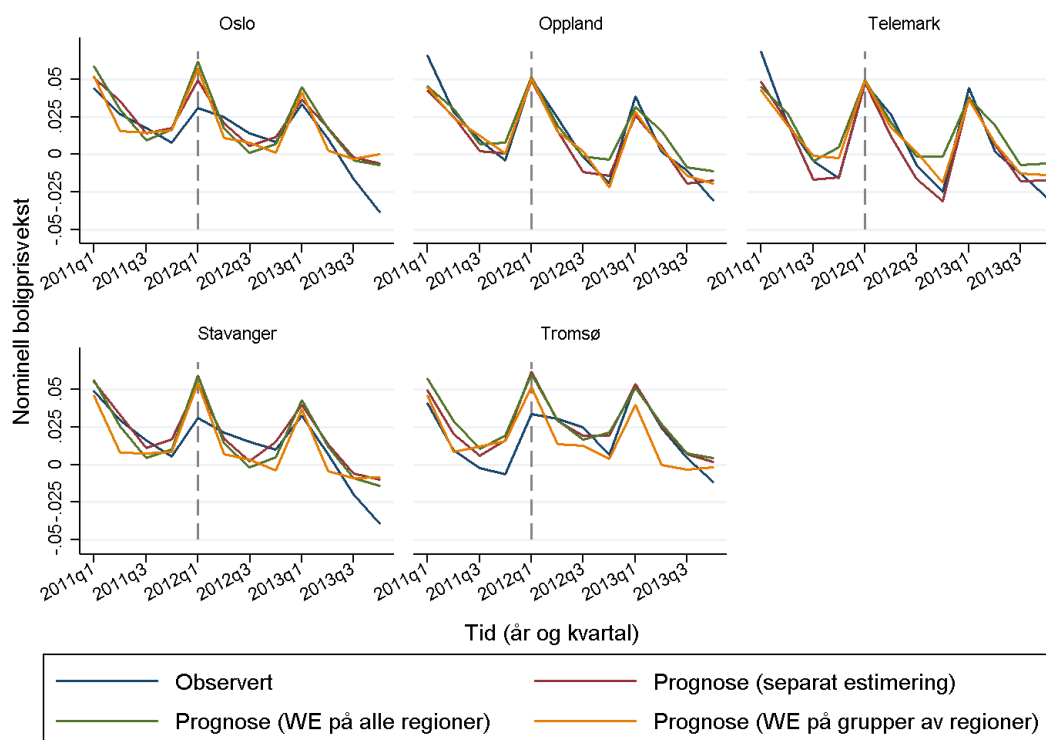
Prognoser og prediksjonsintervall basert på separat estimering av modell (5.4) for hver region er illustrert i figur 8. Modellen er estimert over observasjoner fram til og med fjerde kvartal 2011, og de resterende åtte kvartalene er prognoser. Prognosene treffer nokså godt, og spesielt godt fjerde kvartal 2012 og første og andre kvartal 2013, og observert prisvekst havner innenfor prediksjonsintervallene<sup>22</sup> for alle kvartalene. Tabell 13 i appendiks B oppsummerer hvordan

<sup>22</sup> Merk at intervallene utvides når prognosene starter. Fra og med første kvartal 2012 tar intervallene høyde for at vi ønsker å spå realiseringen av boligprisveksten (en tilfeldig variabel), og ikke bare den betingede forventningen til boligprisveksten.

prognosene klarer seg i øvrige regioner. Det er viktig å forstå at prognosene kun går ett kvartal frem i tid, og at alle eksogene (og predeterminerte) variabler er observert. Dette inkluderer også forrige periodes boligpris og boligprisvekst, som inngår i modellen gjennom feiljusteringsleddet og adaptive forventninger. For eksempel ligger forrige periodes observert, og ikke predikerte, prisvekst til grunn for prognoser av prisveksten for et gitt kvartal.

## 6.2 Estimering ved hjelp av paneldatametoder

Estimering av (5.4) ved hjelp av WE-estimatoren byr som påpekt i avsnitt 4.2.1 på flere utfordringer. Modellens dynamiske struktur og neglisjering av heterogenitet vil på hver sin måte bidra til å gjøre estimatoren inkonsistent og forventningsskjev. Vi vil riktignok vente at en nokså lang tidshorisont ( $T=81$ ) vil redusere omfanget av den første utfordringen.<sup>23</sup> Samtidig vil WE-estimatoren gi lavere varians, samt redusere potensielle problemer med utelatte variabler. Det er dermed ikke opplagt at separate estimeringer for hver region vil gi bedre prognoser enn WE-estimatoren.



Figur 9: Ett-steps prognoser - sammenligning av estimatorene for Oslo, Oppland, Telemark, Stavanger og Tromsø

<sup>23</sup> Dette bekreftes delvis ved bruk av en alternativ estimator, Arellano-Bond (AB), på grupper av regioner (resultater ikke vedlagt). For om lag 9 av 10 koeffisienter er avviket mellom WE- og AB-estimatoren mindre enn 2 prosent av koeffisientverdien. Et markant unntak er koeffisienten for boligmasse i utkantregioner, der koeffisienten fra AB-estimeringen er 20 prosent høyere (i absoluttverdi) enn fra WE-estimeringen.

Figur 9 sammenligner ett-steps prognoser for Oslo, Oppland, Telemark, Stavanger og Tromsø over perioden første kvartal 2012 til siste kvartal 2013, basert på tre ulike estimeringer av modell (5.4): separate OLS estimeringer på hver region, WE-estimering på alle regioner blandet sammen og WE-estimering på grupper av regioner<sup>24</sup>. En dummyvariabel for finanskrisen er lagt til i alle estimeringene. Ingen av prognosene synes å skille seg systematisk ut i positiv eller negativ retning, og for de fleste kvartalene er prognosene nokså like. Prognosene ser ut til å være minst enstemmige for Telemark, der gapet mellom prognosene når et maksimum på nær 3 prosent for fjerde kvartal 2012.

Tabell 13, 14 og 15 i appendiks B rapporterer absoluttverdien til avviket mellom prognoser og realisert nominell boligprisvekst for de tre estimatorene i alle 19 regionene. Kort oppsummert viser tabellene at separate estimeringer presterer marginalt bedre enn WE-estimering på grupper av regioner, med et gjennomsnittlig avvik på henholdsvis 1,02 mot 1,08 prosentpoeng over perioden på åtte kvartaler. Separate estimeringer foretrekkes i ti av nitten regioner og i fem av åtte kvartaler, mens WE-estimering på grupper foretrekkes i ni regioner og i tre kvartaler. Det er vanskelig å ut fra disse resultatene trekke klare slutninger om hvilken estimator som er best egnet til prognoser. Resultatene peker tvert imot på at balansegangen mellom full heterogenitet og lav varians ikke er opplagt. Prognoser basert på WE-estimering av alle regioner samlet gir til sammenligning et gjennomsnittlig avvik på 1,22 prosentpoeng, og blir ikke foretrukket i noen av kvartalene eller regionene.

---

<sup>24</sup> Gruppene er definert på samme måte som i tabell 2 (utkant, omegn og byer), men nå er også Tromsø og Kristiansand inkludert i gruppen for byer.

## 7 Konklusjoner

I denne oppgaven har jeg analysert hvordan ulike forklaringsvariabler har påvirket norske regionale boligmarkeder i forskjellig grad i perioden 1993k1-2013k4. Med utgangspunkt i tradisjonell teori for boliggetterspørsel, og med et økonometrisk rammeverk sterkt inspirert av Anundsen og Christensen (2013), har jeg ved hjelp av en feiljusteringsmodell og likelihood ratio-tester undersøkt tilstedeværelsen av heterogenitet på tvers av regionale boligmarkeder. Nullhypotesen om lik bestemmelse av boligpriser på lang sikt i alle regioner forkastes, og det vises til hvorfor neglisjering av heterogene koeffisienter vil medføre skjeve estimater av forklaringsvariablenes effekt på boligprisene.

En gruppering av typiske byregioner, pendlerregioner og utkantregioner viser at de gjennomsnittlige effektene av flere av forklaringsvariablene varierer på tvers av gruppene. Adaptive forventninger ser ut til å ha sterkest effekt i byene, og dette er også regionene som treigest korrigerer for avvik fra den langsiktige predikerte likevektsprisen. En mulig tolkning er at boligmarkedene i byer er mer utsatt for spekulasjon og løsere knyttet til fundamentale forklaringsvariabler enn i øvrige regioner. Videre impliserer resultatene svært lave etterspørselselastisiteter i pendlerregionene. Likelihood ratio-tester forkaster nullhypotesene om homogene koeffisienter på tvers av typiske byregioner og typiske pendlerregioner, men kan ikke avvise at boligpriser i perifere strøk bestemmes av den samme langtidssammenhengen.

Oppgavens siste kapittel undersøker hvilken betydning neglisjering av heterogenitet spiller for prognoser av boligpriser. Prognoser basert på separate estimeringer av feiljusteringsmodellen sammenlignes med prognoser som antar homogene koeffisienter for alle regioner, og prognoser som antar homogene koeffisienter for alle regioner innad i en gruppe. Først- og sistnevnte metode gir nokså jevngode prognoser, og det er vanskelig å gi en konklusjon på hvordan behovet for å ivareta all heterogenitet bør balanseres mot behovet for lav varians.

Denne oppgaven er, så vidt meg bekjent, den første vidtspennende økonometriske studien av regionale boligmarkeder i Norge, og utgjør således et bidrag til forskningsfeltet. Resultatene i oppgaven bygger på estimeringer av en invertert etterspørselsfunksjon, der boligtilbudet antas å være gitt på kort sikt. Det vil være interessant å løse på denne antakelsen, og i stedet analysere boligtilbud og -etterspørsel i en simultan modell. En av de største utfordringene her

vil trolig være begrenset tilgang på regionale data for lønns- og tomtekostnader. Det vil også være interessant å utvide studien til å omfatte flere og mindre regioner enn hva som er betraktet her. Det er naturlig å tenke seg at mange av fylkene som er blitt analysert inneholder både byer, utkant- og pendlere regioner, og en studie som tar hensyn til dette vil trolig lykkes enda bedre i grupperingen av typer regioner. Tilgang på regionale data bør ikke være en begrensning her.



## Referanser

- Alonso, W. (1964). *Location and Land Use*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Anderson, T. W., & Hsiao, C. (1981). Estimation of Dynamic Models with Error Components. *Journal of the American Statistical Association*, 76(375), ss. 598-606.
- Anundsen, A. K., & Christensen, C. H. (2013). Regional US housing price formation: Does one size fit all? I A. K. Anundsen, *Housing markets and financial stability* (ss. 192-224). Doktoravhandling. Oslo: Økonomisk Institutt, Universitetet i Oslo.
- Anundsen, A. K., & Jansen, E. S. (2013). Self-reinforcing effects between housing prices and credit. *Journal of Housing Economics*, 22(3), ss. 192-212.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), ss. 277-297.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (3. utg.). Chichester: John Wiley & Sons, Ltd.
- Barlindhaug, R., & Nordahl, B. (2011). *Boligbyggingens prisrespons. For mange hensyn eller for lite tilrettelegging?* (NIBR-rapport 2011:31). Oslo: Norsk institutt for by- og regionforskning.
- Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. I J. B. Taylor, & M. Woodford (Red.), *Handbook of macroeconomics*, 1 (ss. 1341-1393). Amsterdam: North Holland.
- Bjørnland, H. C. (2014, 17. januar). *Boligpriser på avveie*. Hentet 24. april, 2014 fra <http://www.bi.no/bizreview/artikler/boligpriser-pa-avveie/>
- Blackburne, E. F., & Frank, W. M. (2007). Estimation of nonstationary heterogeneous panels. *The Stata Journal*, 7(2), ss. 197-208.
- Bårdsen, G., & Nymoen, R. (2014). *Videregående Emner i Økonometri*. Bergen: Fagbokforlaget Vigmostad & Bjørke AS.
- Case, K. E., & Shiller, R. J. (1989). The efficiency of the market for single-family homes. *American Economic Review*, 79(1), ss. 125-137.
- Davidson, R., & MacKinnon, J. G. (2009). *Econometric Theory and Methods*. Oxford: Oxford University Press, Inc.
- Dickey, A. D., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366), ss. 427-431.

- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), ss. 1057-1072.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), ss. 251-276.
- Ericsson, N. R., & Hendry, D. F. (1985). Conditional Econometric Modeling: An application to New House Prices in the United Kingdom. I A. C. Atkinson, & S. E. Fienberg (Red.), *A Celebration of Statistics* (ss. 251-285). New York: Springer-Verlag New York Inc.
- Granger, C. W. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16(1), ss. 121-130.
- Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2(2), ss. 111-120.
- Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), ss. 1251-1271.
- Hausman, J. A., & Taylor, E. W. (1981). Panel Data and Unobservable Individual Effects. *Econometrica*, 49(6), ss. 1377-1398.
- Hendry, D. F. (1984). Econometric modelling of house prices in the United Kingdom. I D. F. Hendry, & K. F. Wallis (Red.), *Econometrics and Quantitative Economics* (ss. 211-252). Oxford: Basil Blackwell Publisher Ltd.
- Hill, R., Griffiths, W. E., & Lim, G. C. (2008). *Principles of Econometrics* (3. utg.). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, Inc.
- Hsiao, C., & Pesaran, M. (2008). Random Coefficient Models. I L. Mátyás, & P. Sevestre (Red.), *The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice* (3. utg., Vol. 46, ss. 185-213). Berlin: Springer.
- IMF. (2004). The global house price boom. *World Economic Outlook September 2004*. World Economic and Financial Surveys. Washington: IMF.
- IMF. (2013). *IMF Country Report No. 13/272*. Hentet 19. januar, 2014 fra <http://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2013/cr13272.pdf>
- Jacobsen, D., & Naug, B. E. (2004). Hva driver boligprisene. *Penger og kreditt*, 32(4), ss. 229-240.
- Jacobsen, D., Solberg-Johansen, K., & Haugland, K. (2006). Boliginvesteringer og boligpriser. *Penger og kreditt*, 34(4), ss. 229-241.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), ss. 231-254.

- Judson, R. A., & Owen, A. L. (1999). Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists. *Economics Letters*, 65(1), ss. 9-15.
- Kiviet, J. F. (1995). On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data methods. *Journal of Econometrics*, 68(1), ss. 53-78.
- Kommunal- og regionaldepartementet. (2002). *Boligmarkedene og boligpolitikken*. (NOU 2002:2). Hentet 6. mai, 2014 fra <http://www.regjeringen.no/nb/dep/kmd/dok/nouer/2002/nou-2002-2.html?id=145338>
- Kremers, J. J., Ericsson, N. R., & Dolado, J. J. (1992). The Power of Cointegration Tests. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 54(3), ss. 325-348.
- Larsen, E. R., & Sommervoll, D. (2004). Boligprisene i Oslo på 1990-tallet. *Økonomiske analyser*, 23(2), ss. 17-22.
- MacKinnon, J. G. (1992). (Working paper) Approximate Asymptotic Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Business and Economic Statistics*.
- Nettbank. (2009). *Store norske leksikon*. Hentet 7. mars, 2014 fra <http://snl.no/nettbank>
- Nickell, S. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*, 49(6), ss. 1417-1426.
- Nygaard, V., Lie, I., & Karlstad, S. (2010). *En analyse av små, usikre eller stagnerende boligmarkeder*. (Norut-rapport 2010:13). Alta: Norut Alta, Áltá as.
- Ot.prp. nr. 22 (2004-2005). (2004). *Om lov om endringer i plan- og bygningsloven (utbyggingsavtaler): Tiltråding fra Kommunal- og regionaldepartementet av 19. november 2004, godkjent i statsråd samme dag. (Regjeringen Bondevik II)*. Oslo: Kommunal- og regionaldepartementet.
- Pesaran, H. M., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), ss. 621-634.
- Pesaran, M., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68(1), ss. 79-113.
- Reichert, A. K. (1990). The impact of interest rates, income, and employment upon regional housing prices. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 3(4), ss. 373-391.
- Rødseth, A. (1987). Bustadsmarknaden - Utviklingstrekk Og Verkemåte. *Sosialøkonomen*, 41(11), ss. 8-16.
- Said, E., & Dickey, A. D. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), ss. 599-607.

Sarno, L., & Taylor, M. P. (1998). Real exchange rates under the recent float: unequivocal evidence of mean reversion. *Economics Letters*, 60(2), ss. 131-137.

Sydsæter, K. (2008). *Matematisk Analyse* (7. utg.). Oslo: Gyldendal Akademisk.

Vale, B. (2004). The Norwegian Banking Crisis. I T. G. Moe, J. A. Solheim, & B. Vale (Red.), *The Norwegian Banking Crisis* (ss. 1-22). Oslo: Norges Bank.

Wheaton, W. C. (1974). A Comparative Static Analysis of Urban Spatial Structure. *Journal of Economic Theory*, 9(2), ss. 223-237.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2. utg.). Cambridge, MA: MIT Press.

## Appendiks A: Datamaterialet og definisjoner

Dette appendikset gir en oversikt over definisjoner av variabler i kapittel 5 og 6, og tilhørende datamateriale. Variabler med små bokstaver betegner den naturlige logaritmen til variabelen.

Navn	Forklaring
$PB$	= Boligpris i region $i$ målt i antall 1000 kr pr kvadratmeter. Kilde: FINN, Pöyry, Eiendomsverdi, Nef og Eff.
$P$	= KPI. Kilde: SSB, tabell 03013.
$R$	= Norges Banks foliorente. Rentevariabelen må forstås som $1 + R$ , slik at en logaritmisk approksimasjon gir $R$ målt som rate. Kilde: SSB, tabell 09381.
$Y$	= Gjennomsnittlig bruttoinntekt. Kvartalsvise tall er lineær interpolering mellom årlige observasjoner. Variabelen er rapportert som total inntekt i løpet av året, og dermed ikke knyttet til et bestemt kvartal. Variabelen er derfor gjort om til <i>permanent inntekt</i> , der hver observasjon er et glidende (uvektet) gjennomsnitt av siste 8 kvartaler. Kilde: SSB, tabell 03068.
$N$	= Befolkning. Kvartalsvise tall er lineær interpolering mellom årlige observasjoner. Variabelen er rapportert per 1. januar. Denne observasjonen er satt som første kvartal. 1. januar 2014 er satt til 4. kvartal 2013 for å ha en avsluttende observasjon. Kilde: SSB, tabell 07459.
$NY$	= $N \times Y$ – samlet inntekt.
$B$	= Boligmassen. Variabelen tar utgangspunkt i antall boliger siste kvartal 2011, og bruker antall fullførte boliger per kvartal til å regne ut øvrige kvartaler. For fem av regionene mangler kvartalsvise data for 6 år. Kvartalsvise data er her konstruert ved hjelp av lineær interpolering mellom årlige observasjoner. Kilde: SSB, tabell 06265, 03723 og 05889.
$U$	= Arbeidsledighetsrate. Datamaterialet rapporterer registrert antall helt ledige. Raten er konstruert ved å dele på antall personer i arbeidsfør alder, det vil si i alderen 16-66 år. Kilde: SSB, tabell 09712 og 07459.

Realvariabler er konstruert ved å normalisere nominelle variabler på første observasjon for hver region. Dette innebærer at observasjonen er lik 1 for alle regioner det første kvartalet. Tilsvarende normalisering gjøres også med konsumprisindeksen, slik at alle indekser er kompatible med hverandre. Deretter transformeres alle variabler til logaritmisk form, og realstørrelser beregnes ved å trekke konsumprisindeksen fra de normaliserte seriene.

## Appendiks B: Tabeller og figurer

Tabell 3: Vekst i priser og inntekt for alle regioner fra 1993-2012 (i prosent)

	Prisvekst	Vekst i pris/ inntekt	Vekst i boligkapital/ samlet inntekt
Østfold	353	85	67
Akershus	419	117	79
Oslo	497	156	106
Hedmark	283	53	57
Oppland	289	57	61
Buskerud	426	114	94
Vestfold	390	102	83
Telemark	305	64	65
Agder	421	106	90
Rogaland	555	154	117
Hordaland	536	149	126
Møre og Romsdal	394	89	87
Trøndelag	441	113	101
Nord-Norge	359	85	93
Kristiansand	468	131	130
Stavanger	603	165	170
Bergen	562	166	156
Trondheim	505	148	144
Tromsø	379	103	114

Tabellen viser totalvekst fra 1. kvartal 1993 til 1. kvartal 2012. Boligkapital er her definert som boligmasse multiplisert med boligpris for inneværende kvartal, altså løpende priser.

Tabell 4: Gjennomsnittlig vekst i alle regioner (i prosent), sortert fra høyest til lavest

Region	Vekst	Standardavvik	Regiontype
Stavanger	2,38	3,02	By
Bergen	2,33	3,33	By
Rogaland	2,31	3,14	Omegn
Hordaland	2,28	3,43	Omegn
Trondheim	2,26	3,10	Omegn
Oslo	2,20	2,69	By
Trøndelag	2,12	3,20	By
Tromsø	2,05	3,33	By
Buskerud	2,04	3,40	Omegn
Akershus	2,02	2,69	Omegn
Kristiansand	2,02	3,26	By
Vestfold	1,97	3,48	Omegn
Møre og Romsdal	1,94	3,81	Utkant
Agder	1,93	3,36	Omegn
Nord-Norge	1,92	3,64	Utkant
Østfold	1,86	3,67	Omegn
Telemark	1,69	4,43	Utkant
Hedmark	1,67	3,96	Utkant
Oppland	1,64	3,54	Utkant

Tabellen viser gjennomsnittlig kvartalsvekst fra 1. kvartal 1993 til 4. kvartal 2013.

Tabell 5: Test av enhetsrøtter: ADF-tester for alle regioner

	Realpris		Samlet realinntekt		Boligmasse		Arbeidsledighet		Realrente	
Antall lags	5		1		1		5		1	
Konstant	Ja		Ja		Ja		Ja		Ja	
Trend	Ja		Ja		Ja		Ja		Nei	
<i>Region:</i>	<i>I(1)</i>	<i>I(2)</i>	<i>I(1)</i>	<i>I(2)</i>	<i>I(1)</i>	<i>I(2)</i>	<i>I(1)</i>	<i>I(2)</i>	<i>I(1)</i>	<i>I(2)</i>
Østfold	0,975	0,000	0,976	0,000	0,207	0,006	0,080	-		
Akershus	0,786	0,001	0,984	0,000	0,778	0,000	0,058	-		
Oslo	0,928	0,004	0,964	0,000	0,924	0,000	0,027	-		
Hedmark	0,663	0,001	0,925	0,000	0,852	0,000	0,045	-		
Oppland	0,287	0,001	0,955	0,000	0,762	0,000	0,128	-		
Buskerud	0,848	0,001	0,947	0,000	0,344	0,002	0,075	-		
Vestfold	0,932	0,000	0,988	0,000	0,784	0,005	0,051	-		
Telemark	0,118	0,000	0,940	0,000	0,321	0,002	0,114	-		
Agder	0,853	0,008	0,917	0,000	0,926	0,000	0,065	-		
Rogaland	0,394	0,004	0,054	0,000	0,810	0,051	0,225	-		
Hordaland	0,929	0,001	0,333	0,000	0,894	0,000	0,385	-		
Møre og Romsdal	0,296	0,000	0,727	0,000	0,750	0,000	0,045	-		
Trøndelag	0,708	0,001	0,212	0,000	0,568	0,000	0,315	-		
Nord-Norge	0,591	0,005	0,067	0,000	0,959	0,000	0,256	-		
Kristiansand	0,907	0,027	0,987	0,000	0,968	0,005	0,061	-		
Stavanger	0,414	0,011	0,148	0,000	0,860	0,004	0,293	-		
Bergen	0,925	0,001	0,805	0,000	0,967	0,071	0,453	-		
Trondheim	0,905	0,001	0,630	0,000	0,815	0,044	0,349	-		
Tromsø	0,888	0,015	0,948	0,000	0,933	0,081	0,068	-		
Nasjonal variabel:	-	-	-	-	-	-	-	-	0,221	0,000

Forklaring: Tabellen viser tilnærmede p-verdier (MacKinnon, 1992) fra ADF-tester utført på hver region for hver variabel, først på nivå- og så på vekstform. Nullhypotesene er at variablene inneholder henholdsvis minst én og minst to enhetsrøtter. Testene er utført ved hjelp av Stata 13.1 og kommandoen `-dfuller-`. Antall lags er bestemt i tabell 6.

Tabell 6: Anbefalt antall lags i ADF-test basert på BIC

Region	Samlet			
	Realpris	realinntekt	Boligmasse	Arbeidsledighet
Østfold	5	1	4	4
Akershus	8	1	1	5
Oslo	5	1	1	5
Hedmark	5	1	4	5
Oppland	5	1	1	5
Buskerud	5	1	1	5
Vestfold	5	1	1	5
Telemark	5	1	1	5
Agder	5	1	3	5
Rogaland	5	1	2	5
Hordaland	5	1	4	5
Møre og Romsdal	5	1	1	5
Trøndelag	5	1	4	6
Nord-Norge	5	1	4	5
Kristiansand	4	1	3	4
Stavanger	5	1	1	5
Bergen	5	1	2	5
Trondheim	5	1	2	5
Tromsø	5	1	2	5

Forklaring: Tabellen viser hvor mange lags det anbefales å inkludere i ADF-testene i tabell 5, basert på et BIC-kriterium (se 4.2.2). I de tilfellene der anbefalingen varierer mellom regioner, er det lagt til grunn det antall lags som anbefales flest ganger. Resultatene er funnet ved hjelp av Stata 13.1 og kommandoen -xtgls-.

Tabell 7: Johansens trasetest for kointegrasjon

Variabler i testen:		<i>realpris, samlet realinntekt, realrente og boligmasse</i>			
Antall lags:		5			
Trend:		Nei			
Antall kointegrerende sammenhenger:					
Region	Nivå: 0.05	Nivå: 0.01	Region	Nivå: 0.05	Nivå: 0.01
Østfold	1	1	Hordaland	1	0
Akershus	1	1	Møre og Romsdal	2	1
Oslo	1	0	Trøndelag	1	0
Hedmark	1	0	Nord-Norge	1	1
Oppland	1	1	Kristiansand	1	0
Buskerud	2	1	Stavanger	1	0
Vestfold	4 *	1	Bergen	2	1
Telemark	1	1	Trondheim	1	0
Agder	1	0	Tromsø	1	1
Rogaland	1	0			

Forklaring: Johansens trasetest er utført på alle regioner separat, og tabellen oppsummerer resultatene ved signifikansnivå 0.05 og 0.01. Testen er utført ved hjelp av Stata 13.1 og kommandoen -vecrank-. Antall inkluderte lags er bestemt ved hjelp av samme prosedyre som i tabell 6, der 5 lags ble anbefalt flest ganger. \* Dette resultatet vil innebære at alle variabler oppfattes som stasjonære i Vestfold. Siden ADF-tester i Tabell 5 ikke kan forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonærhet for noen av variablene, og trasetesten impliserer én kointegrerende sammenheng på nivå 0.01, velger jeg å ignorere dette resultatet.



Tabell 8: MG og PMG-estimatoren (inkl. standardfeil)

	MG	PMG
Lang sikt:		
$ny_i$	2.35*** (0.21)	1.48*** (0.05)
$r$	-2.57*** (0.64)	-2.24*** (0.42)
$\bar{b}$	-7.02*** (1.89)	-0.31 (0.25)
Kort sikt:		
$\gamma$ (ECM)	-0.18*** (0.02)	-0.13*** (0.01)
$\Delta pb_{i,t-1}$	0.26*** (0.02)	0.29*** (0.02)
$\Delta ny_{i,t}$	1.44*** (0.10)	1.49*** (0.07)
$\Delta r_t$	-0.37*** (0.08)	-0.45*** (0.04)
$\Delta u_{it}$	-0.10*** (0.01)	-0.09*** (0.01)
$q1$	0.07*** (0.00)	0.07*** (0.00)
$q2$	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)
$q3$	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)
$\_kons$	9.17** (3.78)	-1.84*** (0.20)
Obs.	1558	1558
Obs. pr gruppe	82	82
Grupper	19	19
Log-likelihood	3820.83	3752.23

Forklaring: Tabellen viser estimering av ligning (5.4) ved hjelp av henholdsvis MG og PMG-estimatoren. Estimeringene er foretatt i Stata 13.1 ved hjelp av -xtpmg- kommandoen av Blackburne og Frank (2007). Stjernene viser variablenes signifikansnivå, der \* = 0.10, \*\* = 0.05 og \*\*\* = 0.01.

Tabell 9: MG og PMG-estimatoren, fordelt på grupper (inkl. standardfeil)

	Utkant MG	Utkant PMG	Byer MG	Byer PMG	Omegn MG	Omegn PMG
Lang sikt:						
$ny_i$	1.76*** (0.31)	1.79*** (0.27)	2.34*** (0.40)	1.83*** (0.15)	2.61*** (0.34)	2.28*** (0.14)
$r$	-2.95*** (0.83)	-3.06*** (0.76)	-1.42 (1.10)	-1.86* (0.96)	-1.19** (0.55)	-1.25** (0.49)
$\bar{b}$	-3.73 (3.37)	-4.51 (3.21)	-3.83** (1.74)	-1.09** (0.53)	-11.89*** (3.69)	-8.32*** (1.56)
Kort sikt:						
$\gamma$ (ECM)	-0.20*** (0.03)	-0.17*** (0.03)	-0.13*** (0.01)	-0.10*** (0.01)	-0.22*** (0.03)	-0.16*** (0.02)
$\Delta p_{i,t-1}$	0.20*** (0.04)	0.20*** (0.04)	0.36*** (0.03)	0.40*** (0.01)	0.25*** (0.03)	0.27*** (0.03)
$\Delta ny_{i,t}$	1.78*** (0.14)	1.77*** (0.10)	1.12*** (0.17)	1.18*** (0.15)	1.29*** (0.12)	1.39*** (0.08)
$\Delta r_t$	-0.61*** (0.11)	-0.64*** (0.06)	-0.18 (0.16)	-0.26** (0.11)	-0.17 (0.11)	-0.30*** (0.06)
$\Delta u_{it}$	-0.11*** (0.02)	-0.10*** (0.02)	-0.09*** (0.01)	-0.08*** (0.01)	-0.11*** (0.01)	-0.10*** (0.01)
$q1$	0.08*** (0.00)	0.08*** (0.00)	0.06*** (0.01)	0.06*** (0.01)	0.07*** (0.01)	0.07*** (0.00)
$q2$	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)
$q3$	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)
$\_kons$	2.69 (8.18)	5.18*** (0.75)	1.98 (1.69)	-0.92*** (0.11)	20.93*** (5.57)	11.35*** (1.33)
Obs.	492	492	328	328	574	574
Obs. pr gruppe	82	82	82	82	82	82
Grupper	6	6	4	4	7	7
Log-likelihood	1130.25	1119.21	848.47	838.01	1433.40	1412.66
LR-test(p-verdi)		0.106		0.013		0.001

Forklaring: Tabellen viser estimering av ligning (5.4) ved hjelp av henholdsvis MG og PMG-estimatoren. Estimeringene er foretatt i Stata 13.1 ved hjelp av `-xtpmg-` kommandoen av Blackburne og Frank (2007). Stjernene viser variablenes signifikansnivå, der \* = 0.10, \*\* = 0.05 og \*\*\* = 0.01. Gruppene er definert som følger: Byer: Oslo, Bergen, Trondheim, Stavanger. Omegn: Østfold, Akershus, Buskerud, Vestfold, Rogaland, Hordaland og Trøndelag. Utkant: Hedmark, Oppland, Telemark, Agder, Møre og Romsdal, Nord-Norge. Kristiansand og Tromsø er ekskludert fra denne analysen.

Tabell 10: MG og PMG-estimatoren, fordelt på landsdeler

	Midt/Nord		Sørvest		Indre Øst		Ytre Øst	
	MG	PMG	MG	PMG	MG	PMG	MG	PMG
Lang sikt:								
$ny_i$	2.72*** (0.71)	1.46*** (0.12)	2.42*** (0.37)	1.51*** (0.09)	1.86*** (0.50)	1.82*** (0.31)	2.24*** (0.15)	2.13*** (0.10)
$r$	-5.35*** (1.75)	-5.10*** (1.10)	-2.90*** (0.90)	-1.79** (0.81)	-2.48*** (0.54)	-2.51*** (0.78)	0.07 (0.32)	-0.45 (0.46)
$\bar{b}$	-6.32 (5.09)	-0.69* (0.38)	-7.94** (3.84)	-0.19 (0.44)	-5.02 (6.01)	-4.89 (3.84)	-7.49*** (1.66)	-6.81*** (1.21)
Kort sikt:								
$ECM$	-0.13*** (0.02)	-0.10*** (0.01)	-0.12*** (0.02)	-0.11*** (0.01)	-0.26*** (0.04)	-0.25*** (0.01)	-0.24*** (0.04)	-0.19*** (0.03)
$\Delta p_{i,t-1}$	0.25*** (0.02)	0.32*** (0.02)	0.31*** (0.03)	0.35*** (0.03)	0.14* (0.08)	0.15** (0.06)	0.25*** (0.04)	0.25*** (0.04)
$\Delta ny_{i,t}$	1.96*** (0.18)	1.93*** (0.16)	1.22*** (0.08)	1.26*** (0.07)	1.85*** (0.06)	1.79*** (0.04)	1.09*** (0.15)	1.18*** (0.13)
$\Delta r_t$	-0.78*** (0.13)	-0.79*** (0.04)	-0.32*** (0.06)	-0.35*** (0.05)	-0.64*** (0.13)	-0.64*** (0.07)	0.07 (0.07)	-0.07 (0.06)
$\Delta u_{it}$	-0.10*** (0.01)	-0.09*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.14*** (0.02)	-0.13*** (0.02)	-0.12*** (0.01)	-0.11*** (0.01)
$q1$	0.08*** (0.00)	0.08*** (0.00)	0.06*** (0.00)	0.06*** (0.00)	0.09*** (0.00)	0.09*** (0.00)	0.07*** (0.01)	0.07*** (0.01)
$q2$	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)
$q3$	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)
$\_kons$	6.57 (8.68)	-1.00*** (0.16)	7.46 (5.39)	-1.72*** (0.25)	4.84 (17.33)	8.32*** (0.36)	16.25*** (5.47)	10.36*** (1.41)
Obs.	328.00	328.00	574.00	574.00	246.00	246.00	410.00	410.00
Obs. pr gruppe	82.00	82.00	82.00	82.00	82.00	82.00	82.00	82.00
Grupper	4.00	4.00	7.00	7.00	3.00	3.00	5.00	5.00
Log-likelihood	834.86	817.52	1400.93	1389.16	549.89	545.89	1035.14	1023.30
LR-test(p-verdi)		0.000		0.170		0.237		0.022

Forklaring: Tabellen viser estimering av ligning (5.4) ved hjelp av henholdsvis MG og PMG-estimatoren. Estimeringene er foretatt i Stata 13.1 ved hjelp av `-xtpmg-` kommandoen av Blackburne og Frank (2007). Stjernene viser variablenes signifikansnivå, der \* = 0.10, \*\* = 0.05 og \*\*\* = 0.01. Gruppene er definert som følger: Midt/Nord: Trøndelag, Trondheim, Nord-Norge, Tromsø. Sørvest: Møre og Romsdal, Hordaland, Bergen, Rogaland, Stavanger, Agder, Kristiansand. Indre Øst: Hedmark, Oppland, Telemark. Ytre Øst: Østfold, Akershus, Oslo, Buskerud, Vestfold.

Tabell 11: Boligpriser på kort og lang sikt. Hver region estimert separat.

	Østfold	Akershus	Oslo	Hedmark	Oppland	Buskerud	Vestfold	Telemark	Agder	Rogaland
Lang sikt:										
$ny_i$	2.46*** (0.25)	1.77*** (0.25)	2.04*** (0.19)	2.44*** (0.72)	2.29*** (0.59)	2.32*** (0.22)	2.63*** (0.34)	0.86* (0.49)	2.36*** (0.90)	1.59* (0.83)
$r$	-0.49 (0.80)	-0.71 (1.11)	1.13 (1.34)	-3.01* (1.77)	-3.04* (1.56)	0.27 (0.57)	0.14 (1.09)	-1.39 (0.97)	-2.44 (3.26)	-1.27 (1.73)
$\bar{b}$	-11.60*** (3.30)	-3.97 (2.58)	-3.92 (3.44)	-12.00 (8.66)	-9.99 (7.74)	-6.89*** (2.52)	-11.08*** (3.84)	6.94 (6.24)	-9.65 (10.34)	-0.91 (7.84)
Kort sikt:										
$ECM$	-0.30*** (0.06)	-0.17*** (0.04)	-0.14*** (0.05)	-0.22*** (0.07)	-0.24*** (0.07)	-0.37*** (0.07)	-0.24*** (0.07)	-0.34*** (0.07)	-0.10* (0.05)	-0.14*** (0.04)
$\Delta p_{i,t-1}$	0.16 (0.10)	0.23** (0.10)	0.38*** (0.10)	0.14 (0.11)	0.00 (0.11)	0.22** (0.10)	0.24** (0.10)	0.28*** (0.10)	0.23** (0.11)	0.37*** (0.10)
$\Delta ny_{i,t}$	0.82 (0.56)	1.37*** (0.34)	0.82*** (0.31)	1.76*** (0.62)	1.96*** (0.57)	0.95** (0.44)	1.52*** (0.47)	1.83*** (0.66)	1.36*** (0.49)	1.22*** (0.42)
$\Delta r_t$	-0.01 (0.39)	-0.03 (0.25)	0.21 (0.26)	-0.79* (0.46)	-0.75* (0.42)	0.27 (0.34)	-0.07 (0.38)	-0.39 (0.47)	-0.48 (0.36)	-0.25 (0.32)
$\Delta u_{it}$	-0.15*** (0.05)	-0.09*** (0.03)	-0.10** (0.04)	-0.14** (0.07)	-0.17*** (0.05)	-0.14*** (0.04)	-0.14*** (0.05)	-0.10 (0.06)	-0.11*** (0.04)	-0.06* (0.03)
$q1$	0.08*** (0.01)	0.06*** (0.01)	0.06*** (0.01)	0.09*** (0.02)	0.08*** (0.02)	0.08*** (0.01)	0.08*** (0.01)	0.09*** (0.02)	0.07*** (0.01)	0.06*** (0.01)
$q2$	0.03*** (0.01)	0.02** (0.01)	0.01* (0.01)	0.03** (0.01)	0.02** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.02** (0.01)	0.03** (0.01)	0.01* (0.01)	0.01 (0.01)
$q3$	0.03** (0.01)	0.02 (0.01)	0.01 (0.01)	0.02 (0.02)	0.02 (0.01)	0.03** (0.01)	0.03* (0.01)	0.02 (0.02)	0.02* (0.01)	0.01 (0.01)
$_{kons}$	31.81*** (11.25)	4.51 (4.86)	3.18 (5.44)	23.78 (17.97)	20.51 (16.64)	19.17** (9.71)	22.59** (10.10)	-29.76 (23.26)	8.71 (9.38)	-1.28 (12.00)
Obs.	82	82	82	82	82	82	82	82	82	82

	Hordaland	Møre og Romsdal	Trøndelag	Nord-Norge	Kristiansand	Stavanger	Bergen	Trondheim	Tromsø
Lang sikt:									
$ny_i$	4.19*** (0.84)	1.85 (1.72)	3.31*** (0.85)	0.75 (1.24)	2.43 (1.68)	1.38** (0.59)	3.17*** (0.65)	2.78*** (0.34)	4.06*** (0.93)
$r$	-3.59* (2.00)	-1.08 (1.73)	-2.67* (1.36)	-6.73*** (2.31)	-7.48 (15.23)	-0.52 (1.83)	-3.92 (2.66)	-2.35* (1.21)	-9.67*** (3.32)
$\bar{b}$	-29.47*** (9.76)	-3.10 (18.18)	-19.30** (9.27)	5.40 (12.75)	-5.35 (9.69)	0.67 (2.09)	-7.79** (3.56)	-4.27*** (1.26)	-7.09*** (2.45)
Kort sikt:									
$ECM$	-0.13*** (0.04)	-0.20*** (0.07)	-0.16*** (0.04)	-0.13*** (0.04)	-0.04 (0.05)	-0.12*** (0.04)	-0.10*** (0.03)	-0.16*** (0.03)	-0.09*** (0.03)
$\Delta p_{i,t-1}$	0.31*** (0.10)	0.26** (0.12)	0.21** (0.10)	0.28*** (0.10)	0.28** (0.11)	0.43*** (0.09)	0.33*** (0.10)	0.28*** (0.10)	0.22** (0.10)
$\Delta ny_{i,t}$	1.46*** (0.49)	1.43** (0.62)	1.72*** (0.44)	2.31*** (0.58)	1.01** (0.46)	0.96*** (0.36)	1.13*** (0.43)	1.59*** (0.40)	2.21*** (0.46)
$\Delta r_t$	-0.51 (0.34)	-0.24 (0.44)	-0.59* (0.31)	-0.98*** (0.37)	-0.34 (0.37)	-0.06 (0.29)	-0.38 (0.31)	-0.51* (0.27)	-1.04*** (0.31)
$\Delta u_{it}$	-0.08* (0.05)	-0.06 (0.05)	-0.13*** (0.05)	-0.10 (0.06)	-0.08** (0.04)	-0.07** (0.03)	-0.07 (0.05)	-0.11*** (0.04)	-0.08** (0.04)
$q1$	0.07*** (0.01)	0.07*** (0.02)	0.09*** (0.02)	0.08*** (0.02)	0.06*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.07*** (0.01)	0.08*** (0.01)	0.07*** (0.01)
$q2$	0.01 (0.01)	0.02* (0.01)	0.03*** (0.01)	0.02 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.03*** (0.01)	0.02** (0.01)
$q3$	0.01 (0.01)	0.01 (0.02)	0.03* (0.01)	0.02 (0.02)	0.02 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.03** (0.01)	0.02 (0.01)
$_{kons}$	38.60*** (14.57)	2.67 (37.74)	31.11** (15.40)	-9.80 (19.51)	1.17 (2.14)	-2.79 (2.40)	5.12* (2.78)	2.39 (1.52)	2.57** (1.07)
Obs.	82	82	82	82	82	82	82	82	82

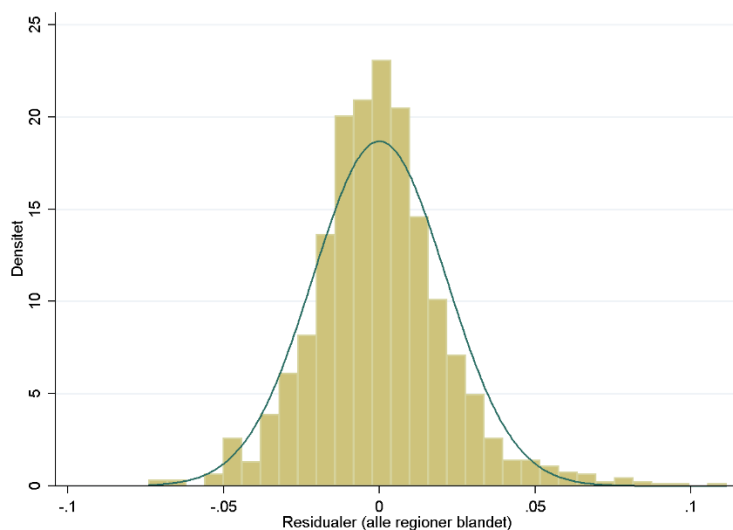
Forklaring: Tabellen viser separate estimeringer av ligning (5.4) for hver region. Disse ligger til grunn for MG-estimatoren som viser de gjennomsnittlige effektene. Estimeringene er foretatt i Stata 13.1. Først estimeres ARDL-modellen uten restriksjoner, og deretter brukes -nlcom- for å reparametrisere modellen til en feiljusteringsmodell. Tabell 12 viser tilhørende tester.

Tabell 12: Testbatteri tilhørende estimeringene i tabell 12

	Østfold	Akershus	Oslo	Hedmark	Oppland	Buskerud	Vestfold
R <sup>2</sup>	0,568	0,672	0,607	0,545	0,582	0,647	0,622
	<i>p-verdier:</i>						
Autokorrelasjon (1-5)	0,172	0,199	0,548	0,702	0,089	0,085	0,162
Heteroskedastisitet	0,443	0,823	0,048	0,152	0,962	0,411	0,100
Normalitet	0,016	0,233	0,953	0,003	0,352	0,119	0,073
RESET-234	0,505	0,009	0,010	0,195	0,033	0,224	0,008
	Telemark	Agder	Rogaland	Hordaland	Møre og Romsdal	Trøndelag	
R <sup>2</sup>	0,580	0,594	0,615	0,624	0,521	0,674	
	<i>p-verdier:</i>						
Autokorrelasjon (1-5)	0,706	0,472	0,298	0,191	0,938	0,265	
Heteroskedastisitet	0,060	0,349	0,785	0,270	0,865	0,116	
Normalitet	0,000	0,520	0,026	0,002	0,001	0,022	
RESET-234	0,192	0,009	0,041	0,007	0,095	0,106	
	Nord-Norge	Kristiansand	Stavanger	Bergen	Trondheim	Tromsø	
R <sup>2</sup>	0,670	0,563	0,643	0,637	0,660	0,701	
	<i>p-verdier:</i>						
Autokorrelasjon (1-5)	0,171	0,629	0,292	0,479	0,619	0,832	
Heteroskedastisitet	0,874	0,617	0,831	0,290	0,177	0,271	
Normalitet	0,037	0,129	0,010	0,032	0,049	0,875	
RESET-234	0,381	0,026	0,015	0,024	0,053	0,280	

Kommentar: Alle testene er utført i Stata 13.1 ved hjelp av kommandoene `-bgodfrey-`, `-hetttest-` og `-sktest-`. Testen for autokorrelasjon tillater opptil fem lags. Testen for feilspesifisering inkluderer andre til fjerde potens av predikert boligprisvekst.

Figur 10: Histogram med restledd fra alle regioner



Tabell 13: Prognoseavvik for alle regioner, separat estimering

Region:	2012				2013				Snitt:
	Kv1	Kv2	Kv3	Kv4	Kv1	Kv2	Kv3	Kv4	
Østfold	2,1	0,2	1,2	2,5	0,9	2,3	1,5	2,1	1,6
Akershus	1,1	0,3	0,1	0,2	0,4	0,4	0,5	2,0	0,6
Oslo	1,9	0,4	0,8	0,3	0,3	0,7	1,5	3,2	1,1
Hedmark	3,1	0,1	0,2	2,0	0,2	1,6	0,1	0,8	1,0
Oppland	0,1	0,9	1,0	0,5	1,3	0,4	0,9	1,3	0,8
Buskerud	0,4	0,7	0,2	0,2	0,8	0,3	0,4	1,1	0,5
Vestfold	2,0	0,1	0,3	0,4	0,1	0,9	0,2	1,2	0,6
Telemark	0,1	1,5	0,9	0,6	0,6	0,5	0,5	1,1	0,7
Agder	1,7	0,5	0,7	1,9	0,7	2,9	2,3	3,4	1,8
Rogaland	1,9	0,3	0,9	0,5	0,6	1,0	1,0	3,0	1,1
Hordaland	2,5	0,1	0,0	2,0	0,5	0,3	0,2	1,7	0,9
Møre og Romsdal	1,7	0,1	0,1	1,3	0,9	2,0	0,8	2,5	1,2
Trøndelag	2,3	0,1	1,0	0,4	0,2	0,4	0,5	0,6	0,7
Nord-Norge	2,6	0,9	0,5	0,7	0,0	0,5	1,1	0,5	0,9
Kristiansand	1,6	0,5	1,0	1,9	1,5	3,0	2,8	4,6	2,1
Stavanger	2,2	0,4	1,3	0,5	0,7	0,7	1,4	2,9	1,3
Bergen	2,4	0,1	0,2	1,7	1,1	0,4	0,4	2,2	1,0
Trondheim	2,6	0,1	1,0	0,2	0,1	0,0	0,1	1,1	0,6
Tromsø	2,8	0,2	0,6	1,3	0,0	0,1	0,2	1,3	0,8
Snitt:	1,8	0,4	0,6	1,0	0,6	1,0	0,8	1,9	1,021

Forklaring: Tabellen viser hvordan prognoser, basert på separate estimeringer av modell (5.4) for alle regioner, klarer seg over perioden fra første kvartal 2012 til siste kvartal 2013. Måleenhet er absoluttverdien av antall prosentpoeng bom, og fargegraderingen går fra grønn (god) til rød (dårlig).

Tabell 14: Prognoseavvik for alle regioner, WE-estimatoren på alle regioner blandet

Region:	2012				2013				Snitt:
	Kv1	Kv2	Kv3	Kv4	Kv1	Kv2	Kv3	Kv4	
Østfold	1,6	0,4	0,8	2,2	0,2	2,4	1,2	2,5	1,4
Akershus	3,1	0,6	0,4	1,5	1,6	1,9	1,6	3,2	1,7
Oslo	3,0	0,8	1,3	0,2	1,1	0,6	1,2	3,1	1,4
Hedmark	1,4	0,1	0,4	2,1	0,6	2,2	0,3	1,8	1,1
Oppland	0,1	0,6	0,0	1,5	0,7	1,4	0,2	1,9	0,8
Buskerud	0,6	0,9	0,2	1,3	0,2	1,2	0,6	2,5	0,9
Vestfold	1,9	0,1	0,3	1,5	0,4	2,2	1,1	2,7	1,3
Telemark	0,2	0,5	0,6	2,3	0,7	1,7	0,5	2,2	1,1
Agder	1,8	0,8	0,5	2,2	0,9	3,1	2,1	3,7	1,9
Rogaland	2,6	0,1	0,7	0,4	1,2	1,3	1,3	3,1	1,3
Hordaland	2,4	0,3	0,2	1,6	1,1	1,2	0,5	2,5	1,2
Møre og Romsdal	1,0	0,1	0,2	1,6	0,2	1,9	0,6	2,1	1,0
Trøndelag	1,8	0,2	1,1	0,8	0,1	0,7	0,4	2,0	0,9
Nord-Norge	1,0	0,8	0,9	1,2	0,5	0,4	0,7	1,1	0,8
Kristiansand	2,0	0,3	0,4	1,7	1,4	2,8	2,2	4,3	1,9
Stavanger	2,9	0,6	1,6	0,4	1,1	0,6	1,2	2,6	1,4
Bergen	2,0	0,2	0,6	0,9	1,0	0,5	0,1	2,1	0,9
Trondheim	2,2	0,6	1,5	0,5	0,1	0,1	0,4	2,2	1,0
Tromsø	2,8	0,1	0,6	1,7	0,0	0,5	0,5	1,8	1,0
Snitt:	1,8	0,4	0,6	1,4	0,7	1,4	0,9	2,5	1,216

Forklaring: Tabellen viser hvordan prognoser, basert på estimering av modell (5.4) ved hjelp av WE-estimatoren på alle regioner blandet, klarer seg over perioden fra første kvartal 2012 til siste kvartal 2013. Måleenhet er absoluttverdien av antall prosentpoeng bom, og fargegraderingen går fra grønn (god) til rød (dårlig).

Tabell 15: Prognoseavvik for alle regioner, WE-estimatoren på grupper av regioner

Region:	2012				2013				Snitt:
	Kv1	Kv2	Kv3	Kv4	Kv1	Kv2	Kv3	Kv4	
Østfold (omegn)	1,7	0,5	1,4	1,2	0,1	0,5	1,0	2,3	1,1
Akershus (omegn)	2,0	1,0	0,2	0,6	0,2	0,8	0,2	1,9	0,9
Oslo (by)	2,7	1,3	0,6	0,6	0,8	0,8	1,4	3,9	1,5
Hedmark (utkant)	2,0	0,0	1,2	0,8	0,5	1,3	0,1	1,3	0,9
Oppland (utkant)	0,0	0,9	0,4	0,3	1,0	0,2	0,4	1,1	0,6
Buskerud (omegn)	0,2	2,4	0,2	0,4	0,7	1,2	0,2	1,8	0,9
Vestfold (omegn)	1,8	1,0	0,3	0,1	0,4	0,1	0,5	2,1	0,8
Telemark (utkant)	0,1	0,9	0,9	0,6	0,8	0,6	0,0	1,5	0,7
Agder (utkant)	2,1	1,0	1,5	1,1	1,3	2,7	2,3	3,8	2,0
Rogaland (omegn)	1,4	1,6	1,2	2,1	0,7	1,8	0,5	1,4	1,3
Hordaland (omegn)	1,9	0,7	0,1	0,2	0,3	0,9	0,4	1,8	0,8
Møre og Romsdal (utkant)	1,2	0,3	0,8	0,1	0,1	0,9	0,3	1,6	0,6
Trøndelag (omegn)	1,1	1,1	0,9	0,9	1,1	1,4	0,6	1,3	1,1
Nord-Norge (utkant)	1,1	1,0	0,4	0,5	0,9	0,9	1,4	0,1	0,8
Kristiansand (by)	1,7	0,8	0,9	1,1	1,1	0,8	2,0	4,5	1,6
Stavanger (by)	2,4	1,4	1,1	1,3	0,5	1,1	1,2	3,2	1,5
Bergen (by)	1,7	1,2	0,1	0,3	0,6	1,2	0,0	2,4	0,9
Trondheim (by)	1,5	1,8	1,3	0,6	0,6	2,0	0,0	2,3	1,3
Tromsø (by)	1,9	1,7	1,1	0,2	1,3	2,4	0,7	1,1	1,3
Snitt:	1,5	1,1	0,8	0,7	0,7	1,1	0,7	2,1	1,076

Forklaring: Tabellen viser hvordan prognoser, basert på estimeringer av modell (5.4) ved hjelp av WE-estimatoren på grupper av regioner, klarer seg over perioden fra første kvartal 2012 til siste kvartal 2013. Regionene er delt inn i gruppene «by», «omegn» og «utkant» som indikert i tabellen. Måleenhet er absoluttverdien av antall prosentpoeng bom, og fargegraderingen går fra grønn (god) til rød (dårlig).

Figur 11: Separat rekursiv estimering av modell (5.4) for fem regioner

