

NHH



En analyse av regionale prisforskjeller i det norske boligmarkedet

En tidsserieanalyse 1993-2013

Stian Midtdal og Hans Thomas Tollefsen

Veiledere: Ola Honningdal Grytten og Yushu Lee

Masteroppgave i finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Våren 2015

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

Sammendrag

Vi analyserer regionale prisforskjeller i det norske boligmarkedet i perioden 1993-2013. Ved å benytte oss av et datasett vi selv har konstruert, undersøker vi om boligprisene konvergerer og hvilke faktorer som er med på å forklare de regionale boligprisforskjellene i Norge. Resultatene viser at boligprisene divergerer og at prisforskjellene er påvirket av den underliggende økonomiske situasjonen. Urbanisering og inntektsforskjeller spiller en sentral rolle i å forklare boligprisforskjellene i Norge og spesielt i byene. Samtidig ser vi at boligprisveksten er sterkest i byene og at tilbudet av boliger her er begrenset.

Stikkord: Boligprisforskjeller, betakonvergens, sigmakonvergens, konstruksjon av boligprisindekser, paneldata regresjon, tidsserieanalyse.

Forord

Denne masterutredningen er skrevet ved Norges Handelshøyskole våren 2015 og inngår som en avsluttende del av masterstudiet i økonomi og administrasjon med fordypning i finansiell økonomi. Vi har begge vært drevet av tanken om å skape noe nytt og samtidig bidra til videre forskning på boligmarkedet.

Ved inngangen av semesteret hadde vi nær sagt ingen kunnskap om verken det norske boligmarkedet, tidsserieanalyse eller de økonometriske metodene benyttet i utredningen. Arbeidet har derfor vært utfordrende, men fremfor alt svært spennende og lærerikt. Vi har vært heldige som har fått omgås i et miljø med mange dyktige mennesker. Uten disse menneskene hadde vi ikke hatt mulighet til å opparbeide oss det kunnskapsnivået oppgaven representerer.

Vi er veldig takknemlige for et flott samarbeid med våre to veiledere, Ola Honningdal Grytten og Yushu Lee. Gode råd og konstruktive tilbakemeldinger har vært essensielt for fremgang i oppgaven. Videre er vi takknemlige til John Midtdal, Jonas Andersson, Jostein Kåre Lillestøl, Jan Tore Klovland, Øyvind Anti Nilsen, Tyler J. Hull, Andreas Olden og Pål Henrik Hagen for nyttige forslag og tilbakespill.

Stian Midtdal

Hans Thomas Tollefsen

Innhold

1 Innledning	7
2 Teori	9
2.1 Prisdannelsen i boligmarkedet	9
2.1.1 Tilbudssiden	10
2.1.2 Etterspørselssiden	10
2.1.3 Kortsiktig pristilpasning	12
2.1.4 Langsiktig pristilpasning	13
2.2 Potensielle forklaringsfaktorer for boligprisforskjeller	14
2.2.1 Kortsiktige forklaringsfaktorer	14
2.2.2 Langsiktige forklaringsfaktorer	15
2.3 Konvergens og divergens	18
2.3.1 Betakonvergens	19
2.3.2 Sigmakonvergens	19
3 Det norske boligmarkedet	21
3.1 Historisk utvikling	21
3.2 Utviklingen til mulige forklaringsfaktorer	23
3.2.1 Befolkningsendringer	23
3.2.2 Inntekt	24
3.2.3 Nybygg	25
3.2.4 Arbeidsledighet	26
4 Måling av boligprisutvikling	28
4.1 Hedoniske indekser	29
4.2 Repeterte salgsindekser	30
5 Datagrunnlag	31
5.1 Eiendomsmeglerbransjens boligprisindeks (2003-2015)	31
5.2 Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk (1985-2013)	32
6 Konstruksjon av delindekser	33

6.1	Metode	34
6.2	Sesongjustering	34
6.2.1	Fremgangsmåte	35
6.2.2	Resultat	36
6.3	Tilbakeskriving av manglende observasjoner	36
6.3.1	ARIMA back-forecasting	37
6.3.2	Semiparametrisk tilbakeskriving	38
6.3.3	Retropolering	40
6.3.4	Interpolering	41
6.4	Evaluering av presisjon	43
7	Presentasjon av delindekser	44
7.1	MITO-indeksen	44
7.2	Multivariat analyse av MITO-indeksen	46
7.2.1	Prinsipalkomponentanalyse	47
7.2.2	Clusteranalyse	49
7.2.3	Boligprisenes sannsynlighetsfordeling	50
7.3	Validitet og reliabilitet	52
8	Testing av boligprisdifferanser	53
8.1	Test for betakonvergens	53
8.1.1	Resultat	54
8.2	Test for sigmakonvergens	56
8.2.1	Resultat	57
8.3	Stasjonærhetstest for konvergens	58
8.4	Resultat	60
9	Analyse av boligprisdifferanser	61
9.1	Panelregresjon	61
10	Konklusjoner	64
I	Appendiks	69

Figurer

2.1	Kortsiktig pristilpasning i boligmarkedet.	13
2.2	Langsiktig pristilpasning i boligmarkedet.	14
2.3	Illustrasjon av en konvergent funksjon	18
3.1	Boligprisindekser 1819-2014. 1912 = 100.	21
3.2	Realboligprisindeks 1819-2014.	22
3.3	Befolkningsvekst etter sentralitet 1993-2013. Prosentvis årlig vekst.	24
3.4	Brutto medianinntekt for bosatte personer 17 år og eldre 1993-2013.	25
3.5	Antall ferdigstilte nybygg i prosent av total boligmasse 1997-2013. Prosentvis årlig vekst.	26
3.6	Antall arbeidsledige i prosent av arbeidsstyrken 1996 - 2013.	27
6.1	Sesongjusterte kvadratmeterpriser for boliger i Norge 2002-2014.	36
6.2	ARIMA tilbakeskriving av Øvre Romerike 1993-1997.	38
6.3	Retropolering av tidsserien Frogner 1993-2003.	41
6.4	Retropolering og multivariat kubisk spline interpolasjon.	42
6.5	Kontrolltest av 30 regioner 1993-2003.	43
7.1	MITO-indeksen: utviklingen i kvadratmeterprisene i Norge 1993-2013.	45
7.2	MITO-indeksen: Regional utvikling i kvadratmeterpriser i forhold til Norge.	46
7.3	MITO-indeksen: PCA-analyse av fylker og de største byene i Norge.	47
7.4	MITO-indeksen: Dendrogram av kvadratmeterprisene i forskjellige fylker i Norge.	49
7.5	MITO-indeksen: Dendrogram av kvadratmeterprisene i Oslo.	50
7.6	MITO-indeksen: sannsynlighetsfordeling KVM-priser, 1993 og 2013.	51
8.1	Resultat av test for betakonvergens i boligmarkedet.	54
8.2	Resultat av test for sigmakonvergens i det norske boligmarkedet 1993-2013.	57
1	Plott av egenverdiene i PCA-analysen: Stasjonær form.	71
2	Komponentvekter: Avvik fra Norge.	72

Tabeller

2.1	Faktorer som påvirker boligprisene på kort sikt	15
2.2	Faktorer som påvirker boligprisene på lang sikt	18
3.1	Reguleringer i det norske boligmarkedet.	23
6.1	Utgangspunkt for semiparametrisk tilbakeskriving	39
7.1	Sammenlikning av datasett for kvadratmeterpriser i Norge.	45
7.2	Statistikk for fordelingen til gjennomsnittlige kvadratmeterpriser i Norge.	51
8.1	Statistikk for betakonvergenstest.	54
8.2	Estimater av parameterne α og β	55
8.3	Stasjonærhetstester for byer og fylker (MITO og ECON).	59
9.1	Fiksede effekter med tids- og stedsdummyer.	62
1	Tilbakeskrivingsmetoder for forskjellige regioner i Norge.	70
2	Augmented Dickey Fuller-test for variablene i regresjonen.	73

Kapittel 1

Innledning

På landsbasis har boligprisene mer enn firedoblet seg siden 1993. Prisveksten har imidlertid vært varierende på et regionalt nivå, der spesielt de største byene har opplevd høy vekst. Samfunnsmessige endringer som urbanisering og politiske endringer i form av skatter og reguleringer har påvirket henholdsvis etterspørselssiden og tilbudssiden i boligmarkedet. I lag med andre forklaringsfaktorer har dette påvirket boligprisene og ført til økte regionale boligprisforskjeller.

I denne masterutredningen gjennomfører vi en analyse av regionale prisforskjeller i det norske boligmarkedet. Det fokuseres på utvalgte tester i et forsøk på å forklare årsakene og utviklingen til boligprisforskjellene i de forskjellige regionene i landet. Vi gjennomfører tester for beta- og sigmakonvergens for å undersøke om boligprisene konvergerer eller divergerer. I tillegg utføres stasjonærhetstester for å undersøke om boligprisavvikene har en signifikant utvikling. For å forklare årsakene til boligprisforskjellene har vi laget en regresjonsmodell der vi undersøker ulike faktorer påvirkning på boligprisdifferansen.

Testene for betakonvergens har begrenset forklaringskraft, men de gir oss en indikasjon på at boligprisene divergerer. Regionene med høyest kvadratmeterpriser i 1993 er de områdene med sterke vekst. Ved å analysere parameterne i modellen finner vi at omlag 70 prosent av regionene divergerer i perioden. Resultatet av testene for sigmakonvergens viser at boligprisdifferansen i 2013 er over seks ganger så høy som i 1993. Unntaksvis finner vi at boligprisene konvergerer under finanskrisen i 2008. Dette indikerer at boligprisforskjellene er påvirket av den makroøkonomiske situasjonen. I en regresjon av befolkning, inntekt, arbeidsledighet og nybygg på boligprisdifferansen finner vi at befolkningsendringer har sterke forklaringskraft med en koeffisient på 2.5. Resultatet impliserer at tilflytning til byene øker boligprisdifferansen.

Testene baseres i hovedsak på et datasett vi selv har konstruert. Datasettet inneholder kvartalsvise observasjoner for gjennomsnittlige kvadratmeterpriser i 79 regioner fra 1993 til 2013. Datasettet er unikt i den forstand at det strekker seg over en lang tidsperiode, samtidig som det er detaljert på et regionalt nivå. Dette gir oss et godt empirisk grunnlag for å gjennomføre testene.

Det er flere begrensninger i oppgaven, særlig relatert til validiteten og reliabiliteten til det nye datasettet. Noen av metodene brukt under konstruksjonen av delindeksene fører til endogenitetsproblemer, og kan svekke resultatene av analysen. For å ta hensyn til dette har vi gjennomført testene på to datasett. På grunn av manglende datagrunnlag er Sogn og Fjordane utelatt fra analysen.

Resten av oppgaven er strukturert som følger: kapittel 2 introduserer essensielle teorier knyttet til problemstillingen. Disse teoriene representerer mikroøkonomisk teori om prisdannelsen i boligmarkedet og teori knyttet til konvergens. Formålet med dette kapittelet er å danne et fundament for analysene. Kapittel 3 gjennomgår ulike forklaringsfaktorer som påvirker boligprisene i boligmarkedet. Slike faktorer kan være mange og vi vil derfor ta for oss de mest essensielle. I kapittel 4 tar vi for oss ulike metoder for måling av boligprisutvikling, før vi i kapittel 5 presenterer datagrunnlaget for konstruksjonen av indeksene. Kapittel 6 omhandler selve konstruksjonen av seriene, der vi går nøye igjennom hvert steg. I kapittel 7 gjennomgår vi den konstruerte boligprisindeksen ved bruk av forskjellige statistiske teknikker. Her er formålet å gi en oversikt over det nye datasettet på en kortfattet måte. Kapittel 8 tar for seg testene av boligprisdifferansen, der vi benytter oss av flere forskjellige tester i et forsøk på å avklare om boligprisene konvergerer eller divergerer. I kapittel 9 analyserer vi resultatene ved å gjennomføre en panelregresjon. Til slutt drøfter vi resultatene i oppgaven og trekker konklusjoner.

Kapittel 2

Teori

2.1 Prisdannelsen i boligmarkedet

I dette kapitlet vil vi ta for oss prisdannelsen i boligmarkedet og introdusere begrepene konvergens og divergens. Først vil vi beskrive noen viktige kjennetegn ved boligmarkedet og utlede en modell som forklarer prisdannelsen. Vi tar for oss prisdannelsen på kort og lang sikt. Deretter går vi nærmere inn på to ulike metoder for å måle konvergens.

Boligmarkedet skiller seg ikke prinsipielt fra andre markeder (NOU, 2004). Som i markedsøkonomi bestemmes boligprisen av tilbud og etterspørsel. Det er imidlertid viktig å merke seg at ingen boliger er identiske, verken når det gjelder boligtype eller demografi. Boligmarkedet er med andre ord heterogent, og skiller seg dermed fra markedene for de tradisjonelle konsumgodene. Andre viktige kjennetegn er (NOU, 2004):

- Boligen er et ”nødvendighetsgode”, i den forstand at alle trenger et sted å bo.
- Mange nordmenn eier sin egen bolig, i motsetning til andre land, der leie er mer vanlig.
- Innbyggerne har normalt en boligkarriere, der livssyklusen avgjør boligtype.
- Boligprisene varierer kraftig regionalt, med press- og fraflyttingsområder.
- Høye tomtepriser og byggekostnader i pressområder gjør nybygging kostbart.

Det er utviklet flere økonometriske modeller for prising av boliger, som for eksempel MODAG (KVARTS) og Jacobsen og Naug (2004). MODAG er en makroøkonomisk modell utviklet av Statistisk Sentralbyrå, hvorav det er laget en egen undermodell for å forklare boligpriser. KVARTS er en tilsvarende modell, men den har kvartalsvise data istedenfor årlige. Jacobsen og Naug utviklet en økonometrisk modell for å finne forklaringen på den

sterke veksten i boligprisene i perioden 1992 - 2004 samt predikere veksten i nærmeste fremtid. Vi har valgt å basere våre betraktninger i forbindelse med prisdannelsen i boligmarkedet på modellen til Jacobsen og Naug (2004).

2.1.1 Tilbudssiden

Tilbudet av boliger på kort sikt antas å være konstant fordi det tar tid å bygge nye boliger. På lang sikt vil derimot tilbudet tilpasse seg boligetterspørselen. Dermed vil tilbudet av boliger på lang sikt være bestemt av byggekostnadene. Tilbudet av boliger på lang sikt kan defineres ved følgende modell (Hendry & Wallis, 1984):

$$H_t^T = (1 - \delta_t)H_{t-1} + C_t, \quad (2.1)$$

der H_t^T angir dagens boligmasse, δ_t angir depresieringsrate, H_{t-1} angir forrige periodes boligmasse og C_t angir antall bygg. Depresieringsraten vil variere ut i fra økonomiske forhold, men den holdes konstant i denne modellen. Antall nybygg vil være relativt liten i forhold til total boligmasse. På bakgrunn av dette kan tilbudet av boliger på kort tid uttrykkes som forrige periodes boligmasse H_{t-1} . På lang sikt vil boligtilbudet være bestemt av alle variablene.

2.1.2 Etterspørselssiden

Husholdningenes etterspørsel etter boliger kan deles inn i to deler: etterspørsel etter boliger for boformål og etterspørsel etter boliger som investeringsobjekter (Jacobsen & Naug, 2004). Det er rimelig å anta at etterspørsel etter boliger for boformål er den dominerende effekten i boligmarkedet ettersom bolig er et nødvendighetsgode. Vi vil derfor vektlegge denne delen. Boligtjenester kan konsumeres ved å leie eller eie egen bolig. Vi fokuserer på sistnevnte, og antar at etterspørselen etter eieboliger er proporsjonal med boligetterspørselen. Den aggregerte etterspørselen kan defineres som (Jacobsen & Naug, 2004):

$$H^E = f\left(\frac{V}{P}, \frac{V}{HL}, Y, X\right), \quad f_1 < 0, f_2 < 0, f_3 > 0, \quad (2.2)$$

der H^E angir boligetterspørselen, V angir samlet bokostnad for en typisk eier, P angir indeks for prisene på andre varer og tjenester, HL angir samlet bokostnad for en typisk leietaker (husleie), Y angir husholdningenes disponible realinntekt og X angir en vektor av andre fundamentale faktorer som påvirker boligetterspørselen.

Det første leddet i 2.2 angir reelle bokostnader. Dette leddet kan forenkles ved å se bort fra skattefordeler og vedlikeholdskostnader. De reelle bokostnadene kan dermed defineres på en forenklet måte:

$$\frac{V}{P} = \frac{PH}{P} BK = \frac{PH}{P} [i(1 - \tau) - E\pi - (E\pi^{PH} - E\pi)], \quad (2.3)$$

der BK angir bokostnad per realkrone investert i bolig, PH angir pris på en gjennomsnittsbolig (målt i kroner), i angir nominell rente (målt some rate), τ angir marginalsattesats på kapitalinntekter og -utgifter, $E\pi$ angir forventet inflasjon (den forventede veksten i P og HL , målt som rate) og $E\pi^{PH}$ angir forventet vekst i PH (målt som rate).

Realrenten etter skatt er uttrykt ved $[i(1 - \tau) - E\pi]$. Den uttrykker reelle rentekostnader ved boliglån og de reelle renteinntektene vi går glipp av ved å plassere egenkapitalen i bolig. Ved en økning i renten øker rentekostnadene, samtidig som avkastningen ved å ha pengene i banken øker. Det betyr at alternativkostnaden øker. Jansen (2011) har foretatt en undersøkelse som tyder på at økt rente slår direkte ut i redusert gjeldsopptak for husholdningene. Den dempende effekten på boligprisene skjer gjennom lavere gjeldsvekst og redusert inntekt for husholdningene. Lavere rentekostnader gir økt disponibel inntekt, som fører videre til at husholdningene kan ønske å kjøpe seg oppover i boligmarkedet. Dette gjør at rentens effekt på de disponible inntektene og låneetterspørselen til husholdningene er sterk.

Etterspørselen etter boliger for boformål uttrykkes av likningene 2.2 og 2.3. Flere av variablene påvirker samtidig aktørene som aktivt investerer i boligmarkedet. Dermed er det rimelig å anta at også deres etterspørsel øker med inntektene. Vi kan tenke oss at dersom husleiene øker relativt mer enn boligprisene, vil det bli mer attraktivt å investere i utleieboliger. Det peker i samme retning ved lavere rente, da det blir mindre attraktivt å plassere pengene i banken. Høyere forventninger om økte boligpriser vil også øke boligetterspørselen.

Det andre leddet i 2.2 angir forholdet mellom bokostnader for en typisk eier og bokostnader for en typisk leietaker. Eierkostnadene står for verdien en selveier må gi avkall på for å eie en egen bolig.

Det tredje leddet i 2.2 angir husholdningenes disponible realinntekt. Dette leddet kan defineres som følger:

$$Y = \frac{YN}{P^{\alpha_1} HL^{\alpha_2} PH^{\alpha_3}}, \quad \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1, \quad \alpha_1 < \beta_1, \quad \alpha_2 < \beta_2, \quad (2.4)$$

der YN angir nominell disponibel inntekt. En økning i boligprisene vil redusere kjøpekraften for dem som skal kjøpe bolig og øke kjøpekraften for dem som skal selge bolig. De som tar steget ut av boligmarkedet, vil ikke bruke den økte kjøpekraften for å kjøpe ny bolig. Dette

fører til redusert kjøpekraft i boligmarkedet, samlet sett, når boligprisene øker. Nettoeffekten av husholdningene som kjøper seg opp, eller selger seg ned i boligmarkedet, vil derimot være null.

Det fjerde leddet i 2.2 angir en vektor av andre fundamentale faktorer som påvirker boligetterterspørselen. Slike faktorer er blant annet bankenes utlånspolitikk, befolkningens forventninger til fremtidig inntekt, demografiske forhold og bokostnader. Bankenes tilbud av kreditt er sentralt for utviklingen i boligprisene, ettersom de fleste lånefinansierer boligkjøpet. Utlånspolitikken avhenger av lønnsomhet i bankene, offentlige reguleringer av utlån, kundenes forventede betalingsevne og panteverdier.

2.1.3 Kortsiktig pristilpasning

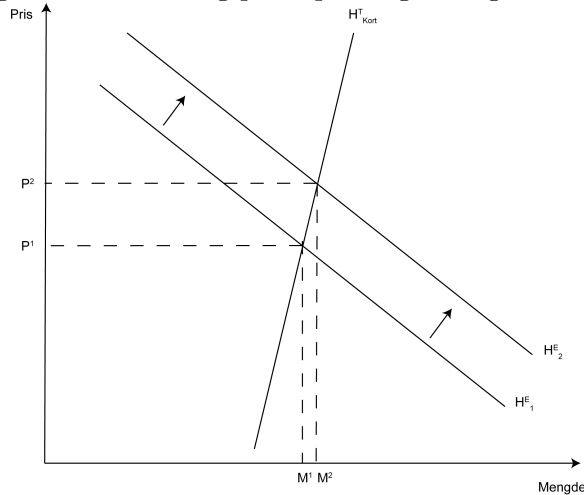
I boligmarkedet dannes likevektsprisen i skjæringspunktet mellom tilbuds- og etterspørselskurven. Den lange byggetiden gjør at boligmassen er forholdsvis stabil på kort sikt¹(Jacobsen & Naug, 2004). Boligprisene vil derfor kun variere med endringer i etterspørselen, som uttrykt i 2.5.

$$H^E = f\left(\frac{V}{P}, \frac{V}{HL}, Y, X\right) = H^T \quad (2.5)$$

Siden det er marginale endringer i boligmassen på kort sikt, vil det være rimelig å anta at tilbudskurven er nærmest perfekt uelastisk. Dermed vil endringer i etterspørselen føre til store svingninger i boligprisene. Siden både behov og preferanser er forholdsvis bestemt for befolkningen under ett, må de store svingningene skyldes forandringer i betalingsevnen eller utsiktene for bolig som et rent investeringsobjekt (NOU, 2002). Pristilpasningen på kort sikt er illustrert i figur 2.1. Utgangspunktet for prisdannelsen er (P^1, M^1) . Ved et positivt etterspørselssjokk får vi et skifte i etterspørselskurven som gir et nytt kortsiktig likevektspunkt i (P^2, M^2) . Den nye likevekten indikerer at boligprisene får en kraftig økning sammenliknet med boligtilbudet.

¹I boligmarkedet regnes 2-3 år som kort sikt (Kongsrud, 2000).

Figur 2.1: Kortsiktig pristilpasning i boligmarkedet.



Inspirert av(Jacobsen, Solberg-Johansen & Haugland, 2006).

2.1.4 Langsiktig pristilpasning

Over lenger tid vil vi se en tilpasning i boligmassen. Derfor må den langsiktige tilbudsfunksjonen inneholde forklaringsfaktorer bak den totale boligmassen. Tilbudet av boliger på lang sikt kan uttrykkes ved (Hendry & Wallis, 1984):

$$H_t^T = (1 - \delta)H_{t-1} + C_t, \quad (2.6)$$

der H_t^T angir dagens boligmasse, δ angir depresieringsrate, H_{t-1} angir forrige periodes boligmasse og C_t angir antall bygg.

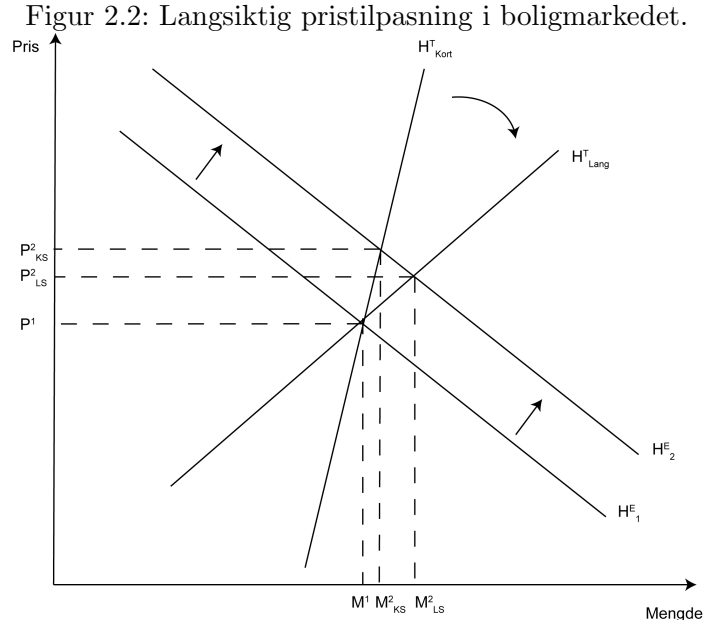
Siden vi tar høyde for endringer i boligmassen, er vi inneforstått med at forhold på tilbudssiden også kan skape svingninger i boligprisene. Dette gjør at vi får et nytt uttrykk for likevekten i boligprisene, jfr. 2.7.

$$f\left(\frac{V}{P}, \frac{V}{HL}, Y, X\right) = (1 - \delta)H_{t-1} + C_t \Leftrightarrow H^E = H_t^T \quad (2.7)$$

Den kortsiktige prisstigningen i boligmarkedet fører til høyere fortjeneste i byggebransjen. Dette gjør at den kortsiktige kapasitetsbegrensningen blir opphevet, slik at vi får en økt total boligmasse. Over en lenger tidsperiode vil derfor tilbudskurven være mer elastisk enn den kortsiktige. I figur 2.2 illustreres dette ved at tilbudskurven får et skifte fra H_{kort}^T til H_{lang}^T .

Utgangspunktet i den langsiktige situasjonen vil være den samme som for den kortsiktige. Vi starter i punktet (P^1, M^1) , deretter fører et positivt etterspørselssjokk til økt lønnsomhet i byggebransjen, som igjen leder til økt boligbygging. På dette stadiet stiger boligprisene

betraktelig mer enn tilbudet og vi havner i punktet (P_{KS}^2, M_{LS}^2) . Over tid vil den økte boligmassen dempe priset i markedet, som gjør at vi havner i punktet (P_{LS}^2, M_{LS}^2) . Økt boligbygging kan dermed resultere i at den kortsiktige likevektsprisen er høyere enn den langsiktige, som en konsekvens av treghet i nybyggingen.



Inspirert av (Jacobsen, Solberg-Johansen & Haugland, 2006).

2.2 Potensielle forklaringsfaktorer for boligprisforskjeller

I dette delkapittelet vil vi undersøke faktorer som kan bidra til regionale prisforskjeller. Vi vil basere oss på Røed Larsen og Sommervoll (2003).

Røed Larsen og Sommervoll (2003) klassifiserer faktorene i to hovedkategorier. Den første er knyttet til om markedet er i balanse, og kan dermed kalles den langsiktige tilpasningen. Den andre kategorien inneholder faktorer hvor markedet kan tenkes å være i ubalanse. Markedet er i ubalanse når det ikke er samsvar mellom mengde og pris, og dermed heller ikke langtidslikevekten. Derfor vil vi betegne denne situasjonen som den kortsiktige tilpasningen.

2.2.1 Kortsiktige forklaringsfaktorer

Etterspørsel

Husholdningenes forventninger til både egen og landets økonomi har innvirkning på bolig- etterspørselen (Jacobsen & Naug, 2004). Hvis forventningene i stor grad varierer med konjunktorene, vil det muliggjøre en dobbel effekt på boligprisene i gode tider. I første omgang

fører høy sysselsetting til økt etterspørsel etter bolig. I andre omgang fører positive forventninger til fremtiden til at husholdningene tar opp mer gjeld. En motsatt effekt kan oppstå i lavkonjunkturer. Innenfor denne rammen er det spesielt to årsaker til at husholdningenes forventninger er viktig. For det første vil forventninger til fremtidig betalingsevne påvirke kredittopptaket. For det andre vil forventningene påvirke både spare- og kjøpsbeslutninger. Dersom det skapes urealistiske forventninger til avkastningen på investeringene, i form av leieinntekt og salgsgevinster, vil det kunne dannes en spekulativ boligprisboble. Dette innebærer at prisen avviker fra sin fundamentale verdi.

I byene blir det bygget få boliger på grunn av arealknapphet. Knapphet gjør at boligspekulasjon kan gjelde både på kort og på lang sikt. Det kan være aktører som fokuserer på en snarlig kapitalgevinst, eller et ektepar som kjøper en ekstra bolig for leieinntektens del. Siden det er umulig å spå om fremtiden - er alle med på å skape den. Dette gjør at forventningene til både egne og andres inntekter samt betalingsvillighet for bolig spiller en sentral rolle. Vår egen strategiske atferd formes i stor grad av våre forventninger til andres atferd. Dette stammer ikke bare fra egne erfaringer rundt kjøp og salg av bolig, men også i stor grad fra media og eiendomsめglere.

Tilbud

På grunn av tregheter i bygge- og bevillingsprosessen er boligmassen relativt stabil på kort sikt. Dette gjør det vanskelig for byggebransjen å reagere på etterspørselssjokk. Samtidig er nybyggingen hvert år lav sammenliknet med den totale boligmassen.

Tabell 2.1: Faktorer som påvirker boligprisene på kort sikt

Tilbudssiden	Etterspørselssiden
Treghet i byggeprosessen	Spekulativ verdiobjektboble
Treghet i bevillingsprosessen	Forventninger om reallønn
	Mediadrevet boom
	Høy-/lavkonjunktur
	Korreksjon av over-/underprising

Inkluderer ikke alle mulige faktorer.

Basert på Røed Larsen og Sommervoll (2003).

2.2.2 Langsiktige forklaringsfaktorer

Etterspørsel

I både rike og fattige land ser vi en urbaniseringstrend. Urbanisering går ut på at befolkningen flytter inn til byene. Det indikerer at betalingsvilligheten for å bo sentralt har økt, som igjen kan skyldes endringer i husholdningenes budsjettbetingelser.

Den demografiske sammensetningen av husholdningene har også en betydning for boligetterterspørselen i ulike områder. Det kan tenkes at enslige husholdninger foretrekker det sosiale livet i byen, mens husholdninger bestående av flere personer trives utenfor. Andre demografiske endringer som aldersfordeling kan også tenkes å påvirke boligmarkedet - både på etterspørsels- og tilbudssiden. Høyere levealder øker boligetterterspørselen, samtidig som flere blir boende i samme bolig over lenger tid. Riktignok er de demografiske endringene tvilsomt store og brå nok til å forklare de raske endringene i boligprisene.

Økt etterspørsel etter kvalifisert arbeidskraft vil også kunne påvirke boligprisdifferansen. De store selskapene som krever høy kompetanse, holder ofte til i byene. Dette skaper en tilflytning til byene, som igjen fører til et prispress i de sentrale områdene. Dette kan lede an til en prisspiral hvor de mest velbemidlede selskapene betaler stadig høyere lønn for å kompensere for økte bokostnader. I senere tid har også fremveksten av husholdninger med to fulle lønnsinntekter gitt en økt betalingsevne for bolig. Det er stor sannsynlighet at storbyene tiltrekker seg yrkesaktive par på grunn av bedre jobbtilbud. Spesielt gjelder dette parene med høyere utdanning. I tillegg fremstår noen byer som attraktive for innvandrere, grunnet etablerte miljøer hvor de føler seg hjemme. Dette fører til økt boligetterterspørsel i de store byene.

Boligkjøpet er ofte den største investeringen til husholdningen, samtidig som det vanligvis er lånefinansiert. Derfor spiller kredittmarkedet en vesentlig rolle for boligmarkedet. Siden de fremtidige inntektene som skal nedbetale lånet, er usikre, kan det oppstå kapitalbeskrankninger. Disse beskrankningene vil i sin tur påvirke betalingsevnen til husholdningene. Ettersom låntagers betalingsevne bestemmer innvilget kreditt, vil også konjunktursituasjonen påvirke kredittforholdene. Samtidig knyttes betalingsevnen til arbeidsmarkedets fremtidsutsikter, som igjen påvirkes av forventninger og dermed også av konjunktursituasjonen.

Siden det er inntekt etter betalt skatt som bestemmer konsumentenes forbruk, vil skattesystemet ha en innvirkning på boligprisene. Dette kommer som en følge av at husholdningene har ulike fradragmuligheter og overføringer. Dette påvirker igjen prisnivåer, lønninger og bosted. Når det gjelder tilbudssiden, vil for eksempel arbeidsgiveravgiften i forbindelse med lønn påvirke fortjenestemarginen og dermed antall nybygg.

I boligmarkedet spiller også reguleringer og tillatelser en rolle. Forklaringskomponenter kan være av lokal karakter, som for eksempel i Oslo. Her er blant annet boligbyggingen lovbegrenset i høyden og det er en selvpålagt markagrense. Dette påvirker nybyggingen og dermed boligpresset i byen, som gjør at Oslo skiller seg fra andre områder.

Tilbud

Arbeidsmarkedet i byene er i stor grad preget av høy utdanning. Dette gjør at vi får to effekter som trekker i motsatt retning. Økt etterspørsel etter personell med høy utdanning skaper en lønnsvekst innad i gruppen, som igjen øker betalingsevnen deres for bolig. Om denne prisdriveren gjelder, vil det bli mer gunstig å bo utenfor byen. Dermed kan de som bosetter seg utenfor byen og pendler inn til jobb, oppnå to gevinster. På denne måten blir økte bokostnader erstattet med reise- og tidskostnader. Pendlertiden inn til Oslo har riktignok ikke hatt noen drastisk endring de siste tiårene. Samtidig er det indikasjoner på at mange verdsetter sin egen tid høyere enn tidligere. Dette fører til at fraværet av en mer tidseffektiv kollektivtransport kan gi høyere priser på sentrale boliger på grunn av ønsket om å spare tid.

En annen konsekvens av urbaniseringen er at markedet for både industri- og næringsbygg har en innvirkning på boligmarkedet i byene. Dette gjør at vi får to virkninger av økt antall kontorbygg. I første omgang blir det bygget ut færre boliger. I andre omgang trenger de ansatte et sted å bo, som vil øke boligetterspørselen. Det skal sies at vi ikke kan se på denne forklaringen alene for å forklare boligprisdifferansen. I beste fall kan den være et innspill til andre forklaringer.

Entreprenører konkurrerer som oftest om kontrakter i markedene for både bolig- og næringsbygg. Dette gir ringvirkninger på flere plan. Dersom utbyggeren har fulle ordrebøker, vil det vanskeliggjøre nye anbud. Dersom entreprenøren skulle komme med et anbud, vil han mest sannsynlig kalkulere en høyere fortjeneste. Samtidig vil økt lønnsomhet i byggebransjen føre til en utvidelse av selskapet. For å muliggjøre ekspansjonen trengs det kompetent arbeidskraft, hvilket kan være vanskelig på kort sikt. Konsekvensen av mindre konkurranse blant utbyggerne og den økte etterspørselen etter håndverkere gjør de nye boligprosjektene dyrere og skaper flere forsinkelser.

I dag eier 8 av 10 nordmenn sin egen bolig. Et viktig element for prisdannelsen i boligmarkedet er samhandlingen mellom eie- og leiemarkedet. For det første vil de to ulike prisene følge hverandre av to årsaker. Den ene er at kjøpskostnader alltid vil vurderes opp mot leiekostnader. I tillegg vil utleierne til enhver tid vurdere alternativavkastningen ved å selge boligen. For det andre gjør leiemarkedet det mulig for dem som ikke kan, eller vil, kjøpe egen bolig, å få seg bolig. Hvis det er manglende tilgang på kreditt som gjør at husholdninger må leie istedenfor å eie, vil de høye boligprisene påvirke etterspørselen på leiemarkedet direkte. Dersom boligprisene i tillegg er drevet av økt etterspørsel som følge av at aktørene på utleiemarkedet ønsker å ekspandere, er det mulig at effekten kan være selvforsterkende.

Tabell 2.2: Faktorer som påvirker boligprisene på lang sikt

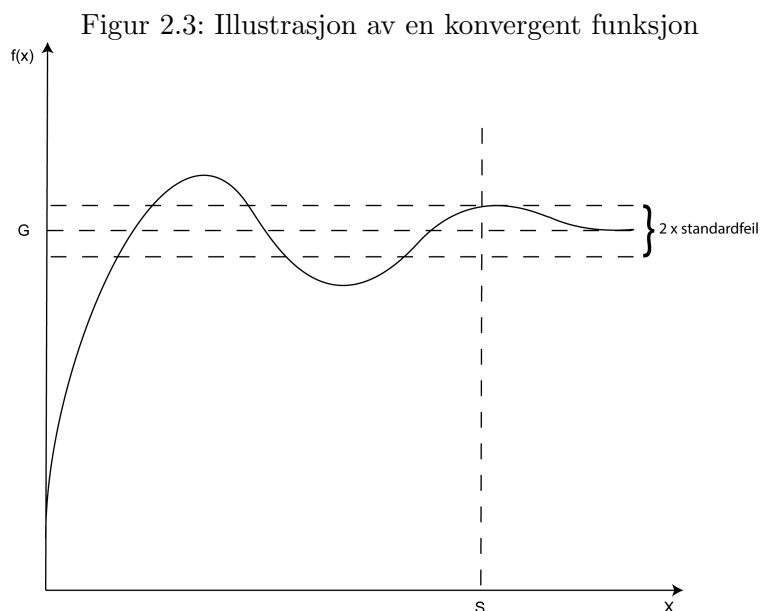
Tilbudssiden	Etterspørselssiden
Endringer i reguleringer og tillatelser	Endret flyttmønster (urbanisering)
Endringer i skattesystemet	Endret demografi/innvandring
Endret reiseteknologi	Endret kredittmarked, sporeatferd og konjunktur
Endret boligavgang og boligbygging	Endret yrkesstruktur/utdanning
Endret konkurranse om bolig- eller byggekapasitet	Endret lønnsstruktur
Endrede kostnadsforhold i byggebransjen	Endret relativ produktivitet
Endret leier/eierandel av total boligmasse	Endringer i skattesystemet
Endrede institusjonelle forhold	Endringer i forventningene til husholdningene
	Endringer i sysselsettingen
	Endringer i renten

Kilde: Røed Larsen og Sommervoll (2003).

Inkluderer ikke alle mulige faktorer.

2.3 Konvergens og divergens

Konvergens betyr sammenfall. Innen matematikk er konvergens en egenskap til en funksjon eller en tallrekke, som viser hvorvidt verdiene beveger seg mot en likevekt. Dette likevektspunktet er en grenseverdi og betegner en verdi funksjonen eller tallrekken nærmer seg, når dens argument nærmer seg en bestemt verdi, eller uendelig. Figur 2.3 illustrerer hvordan en funksjon konvergerer mot en bestemt grenseverdi.



Figuren viser sammenhengen mellom en funksjon og variabelen i funksjonen. Vi ser at når x øker, så nærmer funksjonsverdien seg en bestemt grenseverdi (G). Når x -verdien er større enn S , befinner funksjonsverdien seg innen ett standardavvik fra G . Vi ser altså at funksjonen nærmer seg en grenseverdi – den konvergerer. Når vi ser på tallrekker, gjelder

de samme forutsetningene, men vi ser da gjerne på hvordan observasjonene nærmer seg et gjennomsnitt, eller en helhetlig utvikling. I tilfeller med boligpriser i ulike regioner kan man se hvordan prisene beveger seg i forhold til et land generelt. Det finnes hovedsakelig to forskjellige måter å måle konvergens. Disse to typene er betakonvergens og sigmakonvergens.

2.3.1 Betakonvergens

Betakonvergens betyr negativ korrelasjon mellom initiale verdier og vekst. I litteraturen beskrives ofte betakonvergens ved at fattige land har en sterkere økonomisk vekst enn rike land. En slik utvikling vil være konvergerende og føre til at avstanden mellom økonomiene avtar. Det finnes imidlertid forskjellige grader av konvergens. Etersom ulike økonomier kan ha fundamentale forskjellige egenskaper, vil ikke nødvendigvis alle konvergere mot den samme likevekten. Dette kalles betinget betakonvergens, der økonomiene konvergerer mot sine individuelle likevektstilstander. Hvis derimot alle økonomiene tenderer mot én felles likevekt, har vi absolutt betakonvergens. (Monfort, 2008).

Betakonvergens kan identifiseres ved å definere verdien i startåret som en uavhengig variabel og endringen fra startåret til sluttåret som den avhengige variabel. Dersom effekten er negativ (altså at de fattige økonomiene har den sterkeste positive, eller svakest negative, veksten), er utviklingen konvergerende. Er derimot effekten positiv (altså at de rike økonomiene har sterkere vekst enn de fattige økonomiene), er utviklingen divergerende. Testen for betakonvergens kan defineres som følger:

$$\frac{1}{T} \log\left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}}\right) = \alpha + \beta \log(y_{i,0}) + \epsilon_i, \quad (2.8)$$

der T angir enden av perioden, $y_{i,T}$ angir pris i enden av perioden, $y_{i,0}$ angir pris i starten av perioden, α er konstanten, β angir stigningsparameteren og ϵ_i angir tilfeldig støy.

2.3.2 Sigmakonvergens

Sigmakonvergens betyr at spredningen mellom variabler avtar over tid. Spredningens utvikling kan måles ved å regne ut standardavviket imellom variablene. Dersom spredningen avtar, er det en indikasjon på konvergens. Skulle den derimot øke, er prosessen divergerende.

Sigmakonvergens og betakonvergens er nært beslektet. Hvis differansen mellom variabler blir mindre over tid, må nødvendigvis veksten til variabler med lave initialverdier være høyere enn veksten til variabler med høye initialverdier. Betakonvergens er derfor nødvendig, men ikke en tilstrekkelig betingelse for sigmakonvergens (Monfort, 2008).

Testen for sigmakonvergens kan defineres som følger:

$$\sigma_t^2 = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N [y_{i,t} - \mu_t]^2, \quad (2.9)$$

der σ_t^2 angir varians i år t , N angir antall observasjoner, y_{it} angir pris i område i , i år t , μ_t angir gjennomsnittspris i år t .

Kapittel 3

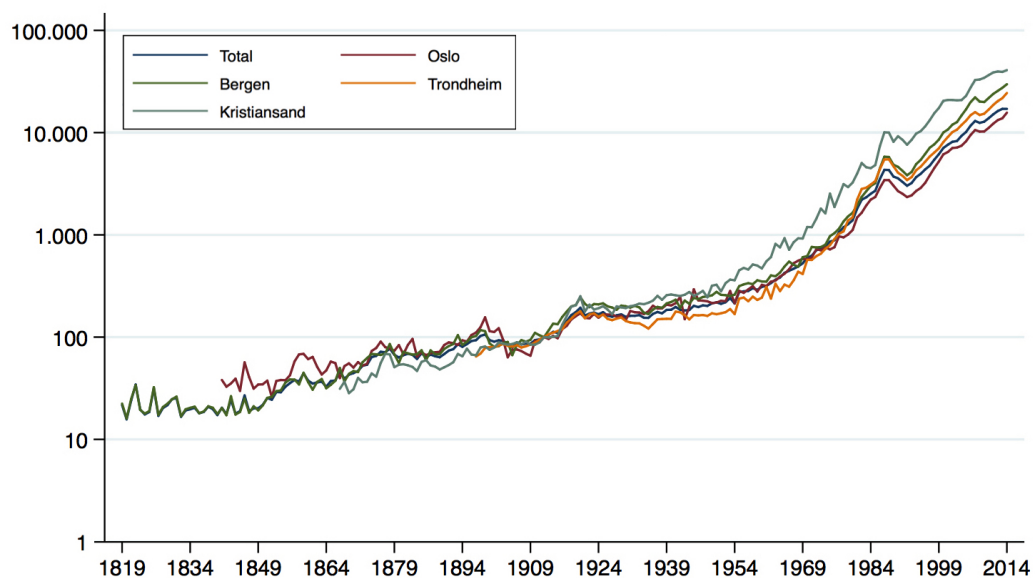
Det norske boligmarkedet

I dette kapitlet vil vi beskrive den historiske boligprisutviklingen i Norge ved å benytte oss av en historisk boligprisindeks fra 1819-2014. I tillegg tar vi for oss utviklingen i faktorer som kan ha påvirket boligprisforskjellene mellom regioner. Dette vil være et bakteppe for analysene av regionale boligprisforskjeller senere i oppgaven.

3.1 Historisk utvikling

Norges Bank har produsert en boligprisindeks som strekker seg helt tilbake til 1819. Indeksen tar hensyn til kvalitetsforandringer på boliger og skal således gi et realistisk bilde av boligprisutviklingen i perioden. Indeksen tar for seg den totale prisutviklingen og utviklingen i fire store byer. Indeksene er gjengitt i figur 3.1 nedenfor.

Figur 3.1: Boligprisindekser 1819-2014. 1912 = 100.



Kilder: Norges Bank, ECON og SSB.

Figuren viser at boligprisene har hatt en eksponentiell vekst gjennom perioden og at boligprisene har steget i nesten alle enkeltår. Ifølge indeksen var boligprisene i Norge 788 ganger høyere i 2014 enn hva de var i 1819. Boligprisindeksene er satt til 100 i 1912, og herfra ser vi at prisene går gradvis fra hverandre helt frem til 2014. For å få oversikt over hvordan boligprisene har utviklet seg relativt til andre nøkkelstørrelser, vil vi sammenligne indeksen med historisk utvikling i konsumprisindeksen.

Ved å deflatere boligprisindeksen med den historiske konsumprisindeksen får vi utviklingen i reelle boligpriser. Dette viser hvordan boligprisene har utviklet seg relativt til prisnivået i Norge, og vi kan dermed få frem eventuelle boligbobler. Figur 3.2 viser realboligprisindeksen fra 1819-2014. Det mest oppsiktsvekkende med figuren er den enorme veksten fra 1993-2014, hvor realboligprisene her har mer enn femdoblet seg.

Ifølge indeksen steg realboligprisene uvanlig sterkt i fem perioder (Grytten, 2009): I 1870-årene, i 1890-årene, i 1920-årene, i 1980-årene og fra 1993 og frem til i dag.

Figur 3.2: Realboligprisindeks 1819-2014.



Kilder: Norges Bank, ECON og SSB.

I Norge har det tidvis vært strenge reguleringer i boligmarkedet. Spesielt i perioden 1940 til 1969 var salgsprisene på nesten alle eiendommer strengt regulert. Samtidig vedtok Stortinget opprettelsen av Den Norske Stats Husbank, og dens oppgave var å tilby rimelige finansieringsvilkår til boligsøkerne. Dette kom som en følge av boligunderskuddet i Norge etter krigen (Hodne & Grytten, 2002). Det boligpolitiske regimet var at staten skulle finansiere, kommunene legge til rette og at kooperasjonen skulle bygge. I tidsrommet 1940 - 1954 var boligprisene omtrent de samme som før andre verdenskrig. I løpet av disse 14 årene økte den nominelt aggregerte boligprisindeksen med 15 prosent, mens konsumprisindeksen økte med om lag 90 prosent i samme tidsrom (Eitrheim, Klovland & Qvigstad, 2004). I perioden 1954 - 1969 var det en gradvis redusering av omfanget til reguleringene, og konsekvensen

var en kraftig boligprisøkning. Dermed var boligmarkedet på 50- og 60-tallet preget av liten aktivitet.

På 70-tallet vokste de nominelle boligprisene i takt med konsumprisindeksen, som førte til at den aggregerte reelle boligprisindeksen fikk en flat utvikling i denne perioden (Eitrheim mfl., 2004). Under kredittliberaliseringen i begynnelsen av 80-tallet økte de reelle boligprisene kraftig, før de mot slutten av tiåret og begynnelsen av 90-tallet falt drastisk. Dette gjaldt både nominelle og reelle tall. Kredittliberaliseringen på 80-tallet førte til en overdreven tilførsel av likviditet fra den Norske Bank, som resulterte i en dobling av pengemengden (Hodne & Grytten, 2002). Dette gjorde at vi opplevde en nasjonal bankkrise på begynnelsen av 90-tallet. I perioden 1987 - 1992 sank de reelle boligprisene med om lag 40 prosent før markedet tok seg opp igjen sent i 1992 (Jansen, 2011).

Tabell 3.1 viser en oversikt over reguleringene i det norske boligmarkedet de siste 100 årene.

Tabell 3.1: Reguleringer i det norske boligmarkedet.

Boligtype	Periode	Form for regulering
Utleiebolig	1916-1935	Regulering på leiepriser for enkelte typer boliger
	1940-2010	Regulering på leiepriser for enkelte typer leiligheter
	1976-1983	Forbud mot konvertering av borettslag til selveierleiligheter
Selveiebolig	1940-1954	Prisfrys
	1954-1969	Prisreguleringer
Borettslag	1940-1954	Prisfrys
	1954-1982/88	Prisreguleringer på nye/gamle leiligheter
	1976-1983	Forbud mot konvertering av borettslag til selveieleiligheter

Kilde: Eitrheim, Klovland og Qvigstad (2004).

3.2 Utviklingen til mulige forklaringsfaktorer

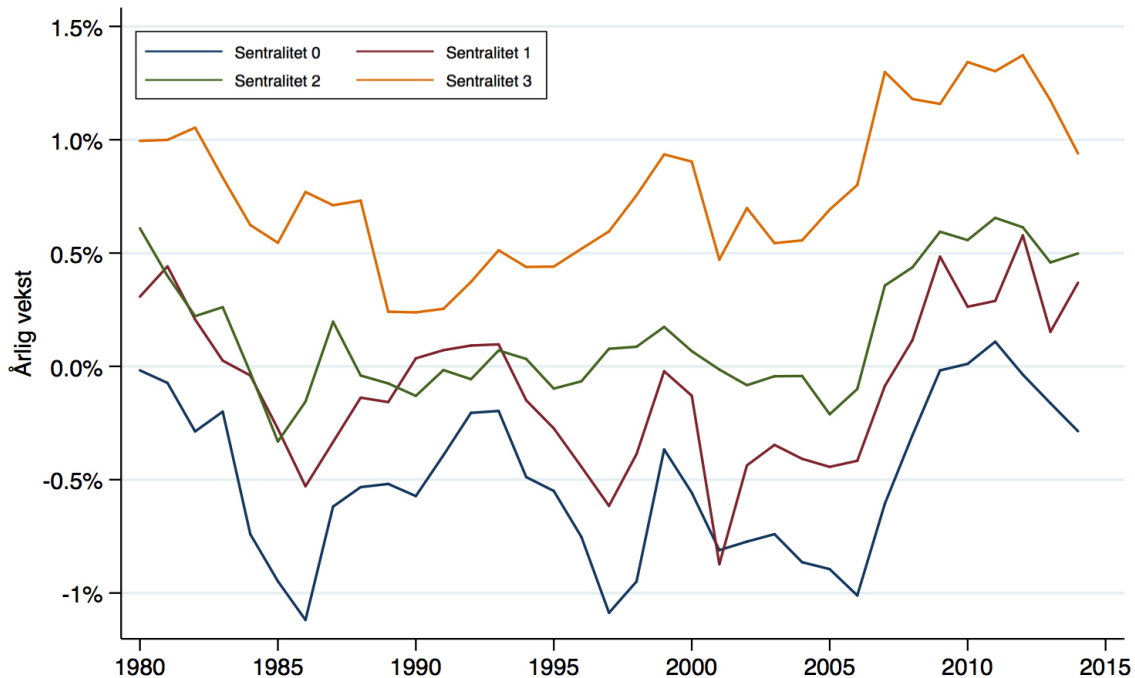
I dette delkapittelet vil vi undersøke utviklingen til mulige forklaringsfaktorer bak de regionale boligprisene i Norge. Senere i utredningen vil vi kjøre en regresjonsanalyse basert på disse faktorene for å undersøke hva som i størst grad påvirker boligprisdifferansen.

3.2.1 Befolkningsendringer

Befolkningsutviklingen i Norge er preget av urbanisering. En stadig økende grad av befolkningen flytter til sentrale strøk og fører med seg økt etterspørsel etter boliger i byene. For å motvirke denne trenden har det blitt ført en aktiv distriktspolitikk. Distriktspolitikken innebærer blant annet landbruksstøtte, lavere arbeidsgiveravgift og investeringer i infrastruktur (Langørgen, 2007). Til tross for dette ser det ikke ut til at sentraliseringen har blitt redusert. Dette kan tyde på at faktorer som blant annet økte karrieremuligheter i de sentrale områdene, er viktigere for husholdningene.

Statistisk sentralbyrå har produsert en rekke statistikker om befolkningsutviklingen. En av disse er en statistikk som beskriver tilflytningen til forskjellige typer kommuner i landet. Kommunene er delt opp i fire forskjellige grader av sentralitet. Sentralitet 3 er de 150 mest sentrale kommunene, og inneholder blant annet Oslo, Bergen, Trondheim, Stavanger, inkludert randsonene (SSB, 2014). Sentralitet 2 inneholder 78 mindre sentrale kommuner, og sentralitet 1 inneholder 51 enda mindre sentrale kommuner. Sentralitet 0 inneholder de 149 minst sentrale kommunene i Norge. Statistikken gjengis i figuren under.

Figur 3.3: Befolkningsvekst etter sentralitet 1993-2013. Prosentvis årlig vekst.



Kilde: Statistisk sentralbyrå.

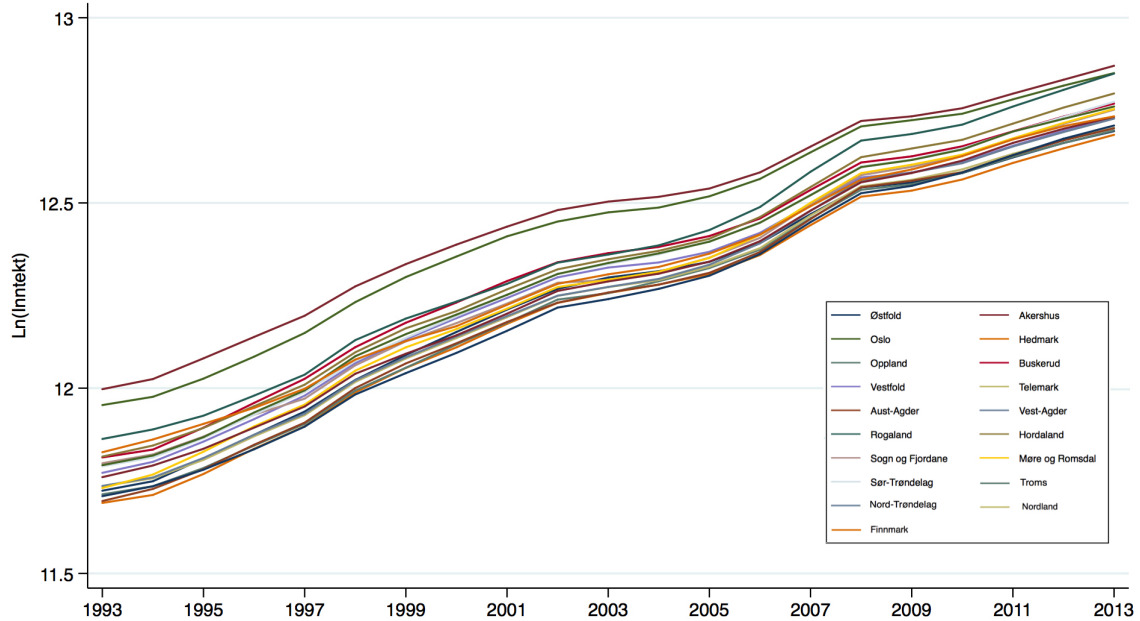
Av figur 3.3 ser vi at det har vært klare urbaniseringstendenser i Norge. Det er kun de mest sentrale kommunene som har opplevd folketilvekst over hele det gjeldende tidsrommet. I perioden 2004 - 2011 ser vi en betydelig vekst i samtlige sentraliteter. Denne økningen består hovedsakelig av arbeidsinnvandring etter EU-utvidelsen i 2004 (Dølvik & Eldring, 2006). Takket være innvandringsoverskudd i nesten alle kommuner, gjør at betraktelig færre får synkende folketall (SSB, 2014). Den økende urbaniseringen indikerer økt boligpress i byene, som resulterer i økte boligpriser.

3.2.2 Inntekt

I Norge har vi en forholdsvis jevn inntektsfordeling i internasjonal sammenheng (NOU, 2009). Siden husholdningenes inntekt er en viktig faktor bak boligetterspørselen, er det interessant å undersøke inntektsforskjellene mellom fylkene. Akershus, Oslo og Hordaland skiller seg klart ut fra de andre fylkene, hvor medianinntekten var henholdsvis 388 600, 381

000, og 380 500kr i 2013. Til sammenlikning var inntekten 322 500kr i Hedmark i samme periode. Det gir oss en 20 prosents inntektsforskjell mellom fylkene, som igjen kan tenkes å påvirke boligprisene. For å undersøke hvordan inntektsutviklingene kan ha påvirket de regionale prisforskjellene i boligmarkedet benytter vi medianinntekten i samtlige fylker. Vi har benyttet den naturlige logaritmen til inntektene hvert år for å lettere å kunne skille vekstratene.

Figur 3.4: Brutto medianinntekt for bosatte personer 17 år og eldre 1993-2013.



Kilde: Statistisk sentralbyrå.

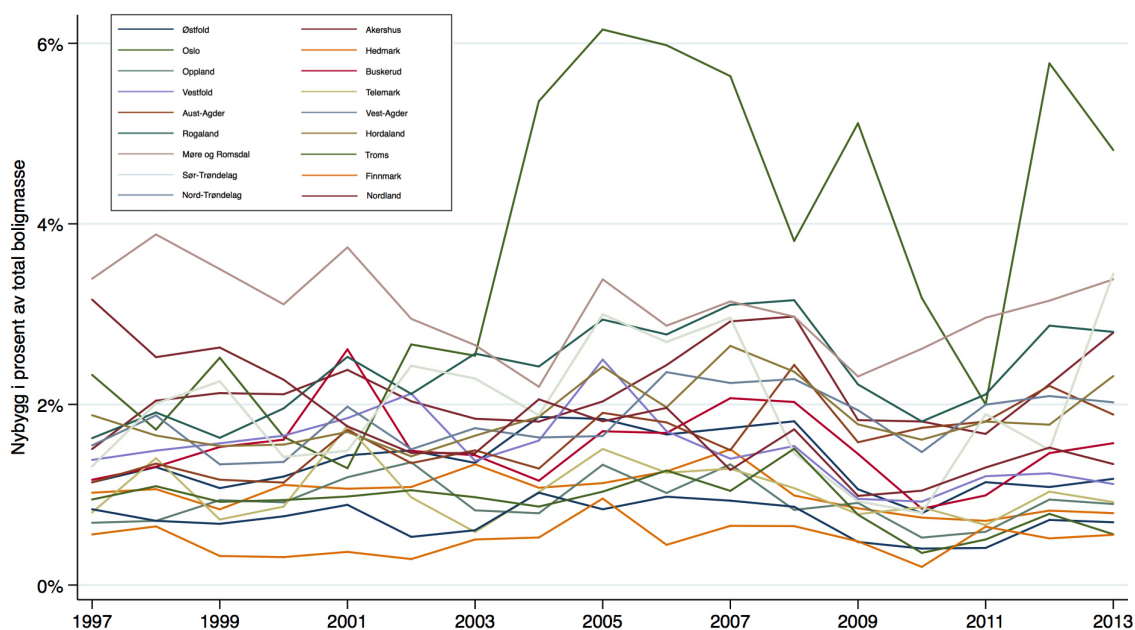
Vi ser av figur 3.4 at fylkene med lavest medianinntekt i 1993, som for eksempel Nordland og Nord-Trøndelag, vokser raskere enn de med høyest inntekt i utgangspunktet. Det betyr at inntektsveksten i de voksende byene ikke er sterk nok til å unngå inntektskonvergens mellom fylkene. Vi får dermed ikke et klart svar alene fra inntekt når det kommer til forklaringen av den økende boligprisdifferansen.

3.2.3 Nybygg

Som tidligere nevnt utgjør den totale boligmassen tilbudet på boligmarkedet. Siden en økning i nybyggingen vil dempe presset på boligprisene, er det interessant å undersøke hvordan boligbyggingen kan påvirke de regionale prisforskjellene. Norge har de siste årene vært preget av en altfor lav boligbygging (HuseiernesLandsforbund, 2012). I snitt har nybyggingen kun utgjort 1,5-2 prosent av den totale boligmassen hvert år i perioden 1997 til 2013 (SSB, 2015). Ifølge HuseiernesLandsforbund (2012) bør nybyggingen øke med 50

prosent for å møte den fremtidige befolkningsveksten.

Figur 3.5: Antall ferdigstilte nybygg i prosent av total boligmasse 1997-2013. Prosentvis årlig vekst.



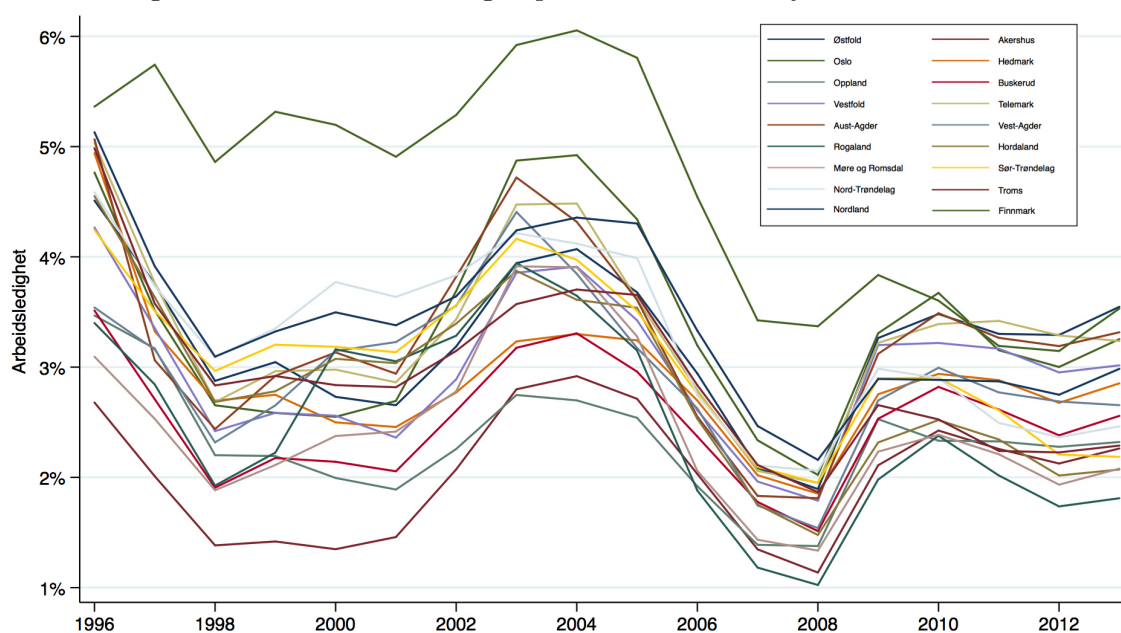
Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Vi ser av figur 3.5 at utviklingen i antall ferdigstilte nybygg er volatil. I tillegg ser vi at det er en relativt lav andel nybygg i fylkene. Det gjelder også fylkene hvor de større byene befinner seg. I årene 2003 - 2006 var det en byggeboom i Norge, hvor veksten var spesielt sterk i Oslo (SSB, 2015). Siden 2010 har det vært en ny økning i nybyggingen - spesielt i Oslo, Sør-Trøndelag, Akershus og Hordaland. Dette kan indikere at økte boligpriser i byene begynner å slå ut i økt boligbygging - som kan dempe prisveksten.

3.2.4 Arbeidsledighet

Arbeidsledigheten forteller mye om tilstanden til økonomien. I Norge er arbeidsledigheten på et globalt lavt nivå (NOU, 2009). Det finnes hovedsakelig to forskjellige mål på arbeidsledighet, hvorav arbeidskraftundersøkelsen (AKU) publiseres av Statistisk Sentralbyrå, og det andre utgis av Arbeids- og velferdsetaten (NAV). Det er viktig å skille mellom arbeidsledige ifølge AKU, og faktisk registrerte arbeidsledige. Antall faktisk registrerte arbeidsledige ligger som oftest under tallene publisert av Statistisk Sentralbyrå.

Figur 3.6: Antall arbeidsledige i prosent av arbeidsstyrken 1996 - 2013.



Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Vi ser av figur 3.6 at arbeidsledigheten er sterkt syklisk og følger konjunktorene i landet. I tillegg samvarierer ledigheten sterkt i alle fylkene. Det eneste fylket som skiller seg klart fra de andre, er Finnmark. I 2008 var det rekordlav arbeidsledighet i samtlige fylker utenom Finnmark. Hovedsakelig skyldes dette at flere kvinner kommer i arbeid, noe som har vært en pågående trend siden 70-tallet. I tillegg viser det seg at det økte utdanningsnivået fører med seg økt yrkesdeltakelse (NOU, 2009). I løpet av 2008 ser vi et stort hopp i ledigheten før den stabiliserer seg året etter.

Dersom vi sammenlikner fylkene som inneholder storbyene, ser vi et relativt stort gap. Oslo ligger nest øverst med en arbeidsledighet på 3,25 prosent og Rogaland nederst med 1,81 prosent i 2013.

Kapittel 4

Måling av boligprisutvikling

I dette kapitlet introduserer vi ulike metoder for måling av boligpriser. Vi vil i hovedsak beskrive to mye brukte metoder: hedoniske prisindekser og repeterte salgsprisindekser. Vi starter med å beskrive hva det vil si å måle boligpriser og hvilke utfordringer dette byr på.

En prisindeks er en sammenfatning av tall som representerer *relative* prisforskjeller over tid. Det er altså ikke selve prisnivået som blir målt, men forholdet mellom prisene. Problemet som gjerne oppstår med prisindekser, er at varene som måles, endres over tid. Endringene er ofte ikke direkte merkbare og er derfor vanskelig å implementere. I tillegg mangler ofte varer en felles måleenhet. Problemet er mer kjent som "The Index-number Problem", der et hvert begrep om et generelt prisnivå blir betraktet som en hypotetisk konstruksjon (Zhang, 2006).

Ved konstruksjon av boligprisindekser står man overfor flere utfordringer knyttet til heterogenitet, lav omsetning og begrenset datagrunnlag (Eitrheim mfl., 2004). Selv om to boliger er identiske, kan prisene være forskjellige grunnet beliggenhet. Det at noen boliger stiger i verdi på grunn av oppgradering og andre synker i verdi grunnet dårlig vedlikehold, gjør måleprosessen krevende. Sammenligning av boligpriser uten å justere for kvalitetsforskjeller vil derfor være upresist. Kartlegging av boligens karakteristika og viktigheten av disse er derfor essensielt for å gjenspeile den generelle prisutviklingen over tid (Røed Larsen & Sommervoll, 2004). Dette gjør at det hovedsakelig er to forskjellige metoder som egner seg i boligindekslitteraturen; den hedoniske og den repeterte salgsmetoden.

4.1 Hedoniske indekser

Kvalitetsjusteringsmetoder for prisindeksberegninger deles gjerne inn i to grupper; implisitte metoder og eksplisitte metoder. Den hedoniske metoden er en eksplisitt metode og benyttes for varegrupper der det er vanskelig å finne sammenlignbare produkter over tid. Den hedoniske metoden baserer seg på at det er en sammenheng mellom prisen på en vare og varens egenskaper/karakteristika.

Egenskaper ved boliger kan både være interne og eksterne. Eksterne egenskaper er gjerne ting som avstand til barnehage, kollektiv transport, strand og turområder. Interne egenskaper kan være boligens størrelse, byggeår, antall rom og utsikt. Formålet med den hedoniske metoden er å finne sammenhengen mellom boligens egenskaper og boligprisen. Dette gjøres ved å dele opp en bolig i et sett av karakteristikk, slik at det blir mulig å sammenligne priser på boliger som ikke er identiske. Ved konstruksjonen av en hedonisk funksjon vil vi dermed frigjøres fra antagelsen om identiske varer. En lineær hedonisk funksjon er gitt ved (Zhang, 2006):

$$p_j = \beta_0 + \beta_1 x_{j1} + \dots + \beta_k x_{jk} + \epsilon_j \quad (4.1)$$

der residualen ϵ_j er en stokastisk variabel med forventning lik null. Regresjonskoeffisientene β_1, \dots, β_k kan tolkes som den teoretiske pris på karakteristikk x_{j1}, \dots, x_{jk} , altså hvor mye prisen p_j varierer med en bestemt karakteristikk, gitt at alle de andre karakteristikkene holdes konstante. Koeffisienten β_0 kan tolkes som en ikke-navngitt karakteristikk hvis kvantum alltid er lik 1 for én vare. Koeffisienten har altså ingenting med prisvariasjonen å gjøre, men er nødvendig for å kunne bestemme prisnivået. Utfordringene ved å lage en hedonisk modell er å identifisere og inkludere alle forklaringsvariablene som er med på å bestemme boligprisene. Dette kan være krevende, ettersom det finnes både fysisk målbare (antall soverom) og ikke fysisk målbare karakteristika (ryktet til nabolaget).

Det kan også diskuteres hvorvidt en lineær regresjonsmodell er en tilstrekkelig måte å fange opp variasjonen på. Det kan nemlig tenkes at noen forklaringsvariabler påvirker hverandre. Et basseng i hagen vil sannsynligvis ikke være like lukrativt i Bergen som i Oslo. I tillegg kan det oppstå problemer med multikolinearitet ved for eksempel at boliger i Bergen opplever mye nedbør og samtidig ofte har vannskader, noe som gjør det vanskelig å estimere den uavhengige effekten de to variablene har på boligprisen.

4.2 Repeterte salgsindekser

Repeterte-salgsmetoden baserer seg på prisutviklingen til den samme boligen over en gitt tidsperiode. Ved å se på utviklingen til én bolig unngår man problemer knyttet til heterogenitet, noe som gjør denne metoden mindre komplisert. For å få et godt estimat vil man typisk se på et stort antall repeterte salg og dermed gjøre en regresjonsanalyse for å analysere prisendringene.

Fordelene med en slik metode er at tilnærmingen er mer intuitiv - vi ser på prisendringen til ett objekt, snarere enn prisendringen til egenskapene til objektet. Man er ikke avhengig av å kjenne egenskapene til en bolig i detalj og i hvilken grad disse egenskapene påvirker markedsprisen.

Ulempene ved repeterte salgsindekser er at det ofte er begrenset tilgang på data, og det kan føre til utvalgsskjevhet. På grunn av at metoden tar utgangspunkt i partransaksjoner, vil boliger som kun blir solgt én gang, bli ekskludert fra utvalget. Det kan også tenkes at boliger som blir solgt flere ganger i løpet av en periode, har lavere kvalitet og dermed skiller seg fra andre boliger forøvrig. Det er uvisst hvordan dette påvirker resultatene, men i litteraturen antas det stort sett at slike skjevheter er små (Røed Larsen & Sommervoll, 2004). Repeterte salgsindekser kan regnes ut slik:

$$y = x\beta + u, \tag{4.2}$$

der y er en vektor med prisforskjeller i logaritmisk form av parvise transaksjoner, x er en $n * T$ matrise med dummy variabler som indikerer tidspunktet til transaksjonene i perioden, indeksert med $t = 1, \dots, T$. Radene i matrisen representerer transaksjonspaar og har verdien -1 i perioden med det første salget, +1 i perioden med det neste salget, og 0 ellers. Tidsdummyen i initialperioden er 0. β er en $T * 1$ vektor med koeffisienter som blir estimert, og u er en $n * 1$ vektor av residualene. Residualen er forventet å være stokastisk.

Kapittel 5

Datagrunnlag

I dette kapitlet presenterer vi datamaterialet som ligger til grunn for konstruksjonen av de nye boligprisindeksene. Hovedsakelig består datamaterialet av to forskjellige indekser som strekker seg over forskjellige perioder. Vi vil presentere indeksene hver for seg og diskutere styrker og svakheter ved disse to indeksene.

5.1 Eiendomsmeglerbransjens boligprisindeks (2003-2015)

Denne boligprisindeksen strekker seg fra 2003 til 2015 og består av 80 forskjellige geografiske inndelinger. Eiendomsmeglerbransjens boligprisindeks er laget i samarbeid mellom Eiendom Norge¹, Eiendomsverdi og Finn.no. Denne prisindeksen erstatter den tidligere statistikken fra 1985 til 2013. Datagrunnlaget baserer seg på salg formidlet av meglere og annonsert gjennom Finn.no. Selve statistikken er utarbeidet av Eiendomsverdi AS.

Statistikken er laget på grunnlag av en hedonisk modell som inneholder opp i mot hundre forskjellige forklaringsvariabler knyttet til boligens kjennetegn. Dette gjør at indeksen sannsynligvis er den mest omfattende boligprisindeksen her til lands. Siden indeksen kun skal fange opp prisendringer knyttet til bolig, er blant annet tomter og garasjer tatt ut av datagrunnlaget.

Selve utarbeidelsen gjøres i to trinn. Først gjennomføres det analyser av datagrunnlaget på hvordan variasjoner i boligens kjennetegn samvarierer med boligens salgspriser. Deretter beregnes sammenhengen mellom de predikerte prisene og de virkelige salgsprisene. Prisstigningen blir deretter beregnet ved å identifisere mediannivået der halvparten av observasjonene ligger lavere og den resterende halvparten ligger høyere (Finn.no, Eiendomsverdi, EFF & NEF, 2014). Dette gjøres for å kontrollere for sammensetningseffekter slik at man blir i stand til å se utviklingen til like boliger.

¹Frem til 2014 gikk Eiendom Norge under navnet Eiendomsmeglerforetakenes Forening (EFF).

5.2 Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk (1985-2013)

Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk er laget i et samarbeid mellom Norges Eiendomsmeglerforbund (NEF), ECON, Eiendomsmeglerforetakenes Forening (EFF) og Finn.no. Selve statistikken er utarbeidet av ECON. Frem til 2001 baseres boligprisstatistikken på frivillig rapportering av NEF-medlemmer, deretter er den basert på salg formidlet av meglere som er medlemmer av NEF og EFF, og som er annonsert via Finn.no. Etter endringen i rutinene rundt datainnsamlingen i 2002 er det registrert 2-4 ganger så mange omsetninger i perioden 2002–2010 som i 2001.

Boligprisstatistikken representerer prisen per kvadratmeter for eneboliger, delte boliger og leiligheter i perioden 1985 – 2013. Prisene vektet sammen til et landsgjennomsnitt for hver boligtype og et landsgjennomsnitt for alle typer boliger. Beregningene er basert på en hedonisk modell som estimerer boligens verdi basert på kjennetegn som blant annet boligtype, geografi og antall kvadratmeter boligareal. Modellen har betydelig færre variabler enn den nye boligprisindeksen.

Landsgjennomsnittet for de ulike boligtypene er beregnet ved at prisene i hver region vektet med andelen omsatte boliger de foregående tre årene. Landsgjennomsnittet for alle boligene regnes ut ved at prisene til hver boligtype vektet med omsetningen av denne typen bolig de foregående tre årene. En svakhet ved statistikken er at den mangler flere datapunkter i perioden 1985 – 1995, i tillegg til at det mangler data for de ulike bydelene i Oslo, Bergen og Trondheim. Den gamle indeksen skiller seg også fra den nye indeksen hva gjelder metode for måling av prisstigning. Hvor den nye indeksen benytter seg av mediannivået for å kontrollere for sammensetningseffekter og for å få konstant kvalitet i indeksen, bruker den gamle indeksen gjennomsnittlig størrelse på boligene for å beregne de totale salgsprisene for hver boligtype. Dette kan være en svakhet fordi størrelsen på gjennomsnittsboligen endres over tid. Dette gjør det vanskeligere å sammenligne kvadratmeterpriser på ulike tidspunkt. Statistikken representerer ikke den totale boligomsetningen. Følgende boliger er blitt trukket ut fra statistikken for å skape minst mulig skjevhet:

- Boliger som er større enn 500 m²
- Eneboliger og delte boliger som er mindre enn 50 m²
- Leiligheter som er mindre enn 20 m²
- Boliger med priser under 2.000 kroner per m²
- Boliger med priser over 100.000 kroner per m²

Kapittel 6

Konstruksjon av delindekser

Med utgangspunkt i datasettene beskrevet i forrige kapittel har vi konstruert en ny boligprisindeks. Formålet har vært å lage en indeks som både er detaljert på fylkesnivå og som strekker seg lengst mulig tilbake i tid. Dette gir oss et bedre utgangspunkt for å analysere utviklingen til de regionale boligprisforskjellene.

Vi tar utgangspunkt i datasettet til ECON ettersom det strekker seg lengst tilbake i tid. Datasettet til Eiendomsverdi vil bli brukt for å fylle ut de regionene som mangler i datasettet til ECON. På denne måten vil vi kombinere bredden og dybden til de forskjellige datasettene for å være bedre rustet til å analysere prisutviklingen i boligmarkedet.

I dette kapitlet viser vi hvordan delindeksene er konstruert. Vi starter med å beskrive det overordnede metodevalget og hva vi vil fokusere på i konstruksjonen. Deretter gjennomgår vi hver enkelt metode steg for steg. Mer spesifikt vil vi starte med å utføre sesongjusteringer, der formålet er å få frem den underliggende trenden i boligmarkedet. Deretter beskrives metodene for tilbakeskriving ved å benytte eksempler og illustrasjoner fra den gjeldende problemstillingen. Avslutningsvis vil vi evaluere presisjonen til de konstruerte seriene ved å gjennomføre kontrolltester. Alle beregningene er gjort i programvaren R.

6.1 Metode

Metodene for tilbakeskriving av tidsseriene stammer fra avansert tidsserieanalyse. Vi vil tilpasse teoriene til den gjeldende problemstillingen slik at vi får et robust teoretisk grunnlag for senere analyse av boligprisutviklingen. Det er sentralt at indeksene blir konstruert på en måte som i minst grad påvirker den relative boligprisutviklingen og dermed svekker resultatene av analysen senere i oppgaven. Vi vil derfor opptre eklektiske og tilpasse metodene slik at indeksen blir så konsistent og robust som mulig. For å oppnå dette har vi benyttet oss av ikke-parametriske og semiparametriske tilbakeskrivingsteknikker. Disse teknikkene vil ikke låse forholdet mellom delindeksene, men vil allikevel gjøre noen av indeksene avhengige av hverandre.

6.2 Sesongjustering

I boligmarkedet stiger vanligvis prisene mest om våren, mens de synker eller flater ut på høsten (Finn.no, Eiendomsverdi, EFF & NEF, 2013). Når vi opplever slike prissvingninger som følger et gjentakende mønster, vil det mest sannsynlig være på grunn av at prisene har sesongvariasjon. For å få frem den underliggende prisutviklingen er det derfor ofte nødvendig å gjøre en sesongjustering. I dette avsnittet vil vi beskrive hvordan sesongjusteringer foretas og deretter beskrive den spesifikke metoden vi har brukt.

Sesongjustering utføres ved å fjerne sesongkomponenten i en tidsserie. Dette kan gjøres ved å dekomponere tidsserien i flere komponenter der hver komponent har sin spesifikke egenskap. Det finnes hovedsakelig to måter å gjøre dette på; den multiplikative modellen og den additive modellen. Vi benytter oss av den multiplikative modellen ettersom den egner seg til datasettets egenskaper. En tidsserie kan for eksempel dekomponeres slik:

$$Y_t = T_t * C_t * S_t * I_t \quad t = 1, 2, \dots, N, \quad (6.1)$$

der

- T_t representerer den langsiktige vekstbanen.
- C_t representerer ikke-periodiske fluktuasjoner.
- S_t representerer sesongvariasjonen.
- I_t representerer tilfeldig variasjon.

6.2.1 Fremgangsmåte

Sesongjusteringsteknikker er spesifikke metoder for å beregne sesong-indeksener og deretter bruke disse indeksene for å sesongjustere tidsseriene ved å trekke ut sesongvariasjonene. Fremgangsmåten beskrevet under, er hentet fra Pindyck og Rubinfeld (1991) og består av fem distinkte steg:

1. **Isoler trend- og sykelvariasjon** Først må det glidende gjennomsnittet beregnes for de kvartalsvise observasjonene. Vi antar at et sentrert snitt gjennom 4 kvartal vil være fritt for sesongvariasjon og støyvariasjon. Et glidende gjennomsnitt for årlige data kan defineres som:

$$Y_t = \frac{1}{4}(Y_{t-1} + Y_t + Y_{t+1} + Y_{t+2}) \quad (6.2)$$

2. **Isoler sesong- og støyvariasjon** For å finne frem til sesongkomponenten og den irregulære komponenten kan vi trekke ut den sykliske komponenten og trendkomponenten. Dette gjøres ved divisjon:

$$Y_t = \frac{T * C * S * I}{T * C} \quad (6.3)$$

3. **Isoler sesongvariasjon** I dette steget ønsker vi å fjerne støyvariasjonen slik at vi får isolert sesongvariasjonen. Dette gjøres ved å beregne det kvartalsvise gjennomsnittet over hele tidsserien, slik at de uregelmessige signingene i all hovedsak blir nøytralisert. Gjennomsnittene blir deretter brukt som estimater for sesongvariasjonen. Vi kan dermed definere en sesongindeks for hvert kvartal (k_1, k_2, k_3, k_4) slik:

$$S_{k_i} = \frac{1}{N}(Y_{1,k_i}^{SI} + Y_{2,k_i}^{SI} + Y_{3,k_i}^{SI} + \dots + Y_{N_0,k_i}^{SI}) \quad (6.4)$$

4. **Normaliser sesongvariasjon** Summen av sesong-indeksene skal i prinsippet bli 4, men det oppstår ofte avvik dersom det eksisterer en langtidstrend i tidsseriene. For å rette opp i dette normaliseres sesongvariasjonen ved å multiplisere indeksene med en faktor:

$$S_{k_i}^* = S_{k_i} \left(\frac{4}{\sum_{i=1}^4 S_{k_i}} \right) \quad (6.5)$$

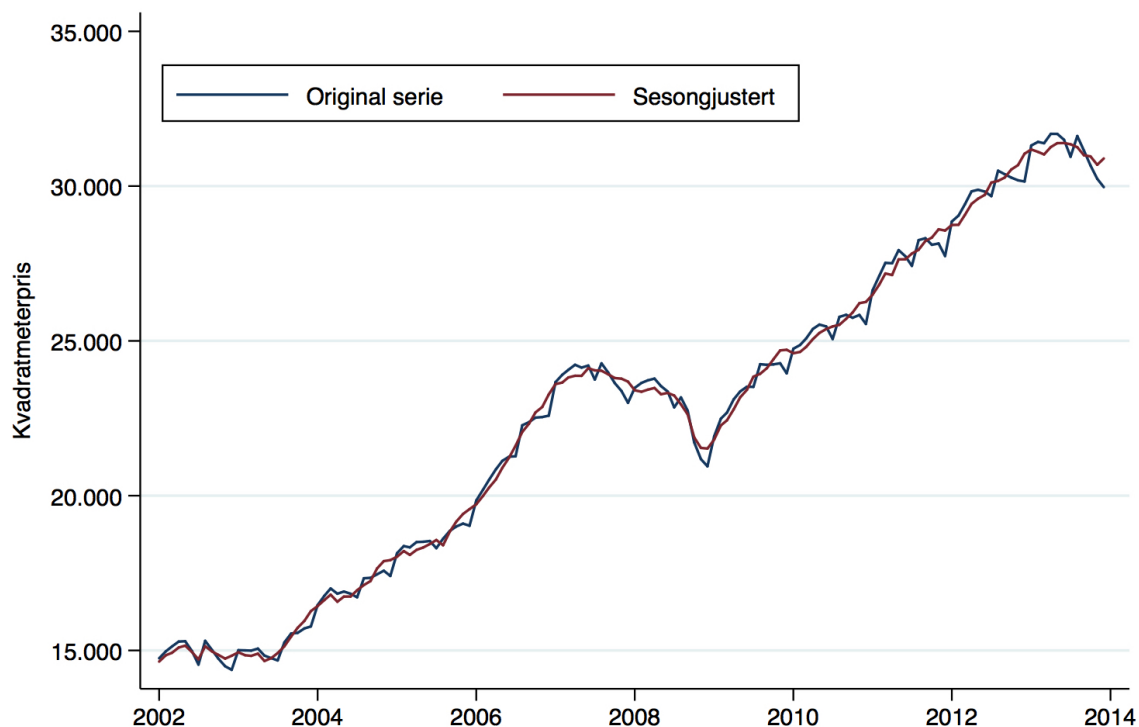
5. **Trekk ut sesongvariasjon** Sesongjusteringen av den originale tidsserien består nå kun av å dividere med den aktuelle sesongkomponenten. Vi sitter dermed igjen med trendkomponenten, den sykliske komponenten og den irregulære komponenten:

$$Y_t^{TCI} = \frac{Y_t}{S_{k_i}^*} \quad (6.6)$$

6.2.2 Resultat

Vi har gjennomført multiplikativ sesongjustering på alle tidsseriene til de ulike regionene i Norge. I grafen under illustreres den originale og den sesongjusterte serien for gjennomsnittspriser per kvadratmeter i Norge fra 2002 til 2014. Som vi ser, blir grafen glattet ut på grunn av at sesongvariasjonene er trukket ut. Vi får dermed et klarere bilde av hvordan den underliggende trenden i boligmarkedet har utviklet seg over tid.

Figur 6.1: Sesongjusterte kvadratmeterpriser for boliger i Norge 2002-2014.



Kilder: NEF, ECON, EFF og Finn.no.

6.3 Tilbakeskriving av manglende observasjoner

Modellseleksjon ved tilbakeskriving av tidsrekker er hovedsakelig bestemt av det tilgjengelige datagrunnlaget. Ved tilbakeskriving av mange delindekser er det derfor nødvendig å tilpasse modellvalget til hver enkelt tidsserie. I det følgende vil vi presentere to forskjellige metoder valgt ut i fra egenskapene til de forskjellige delindeksene. Metodevalget for alle delindeksene er beskrevet i detalj i tabell 1 i appendikset og viser hvor mange år som er tilbakeskrevet, hvilken metode som er benyttet og hvilken serie som er brukt som referanse.

6.3.1 ARIMA back-forecasting

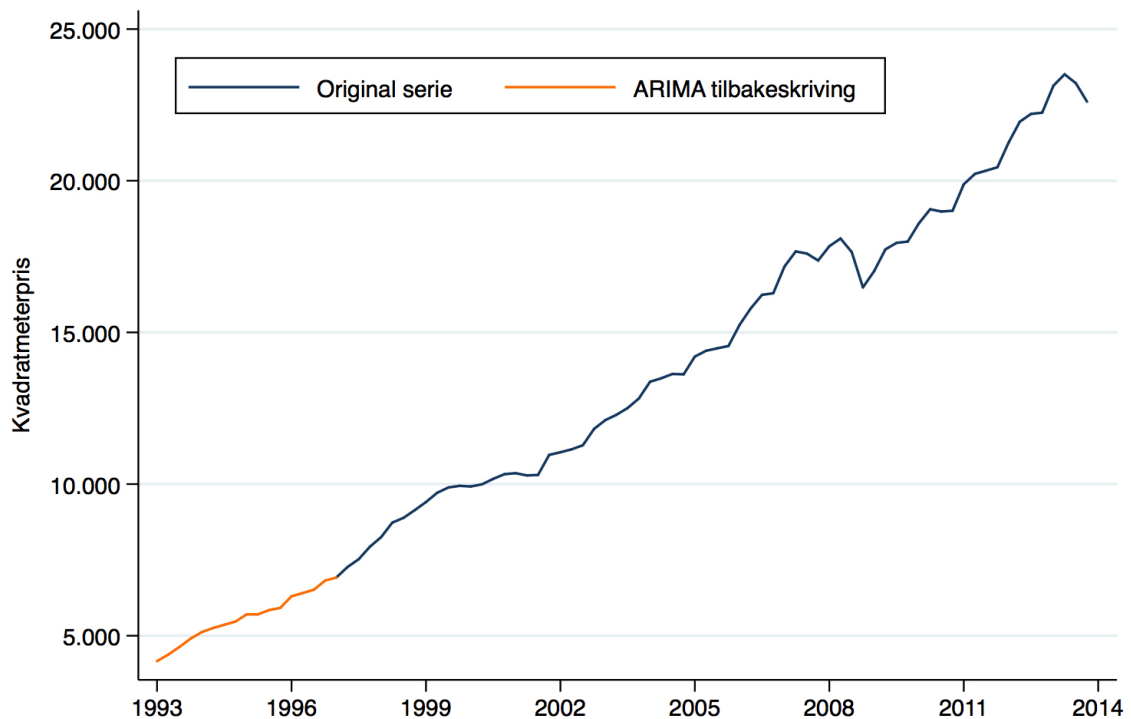
Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)-modeller er den mest generelle typen av modeller brukt til predikering av tidsserier. Disse modellene er spesielt egnet til å lage prognoser på kort og middels sikt. Modellen består hovedsakelig av tre separate modeller, tilsvarende de tre komponentene i navnet på modellen. Disse modellene er:

- Autoregressiv modell (AR): Den første delen av modellen er en autoregressiv modell. Autoregressiv er sammensatt av auto, som betyr selv, og regressiv, som betyr tilbakegående. Modellen er en beskrivelse av en tidsrekke som uttrykker den siste observasjonen som en veiet sum av de tidligere observasjonene. Vi antar at antall forutgående observasjoner som det er nødvendig å ta med, er p . Den autoregressive modellen $AR(p)$ er dermed gitt ved: $y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + a_t$, hvor φ er parametere i modellen, og a er støyledd. På grunn av at det forutsettes at støyleddene er uavhengige og har konstant varians, kan vi betegne støyleddet som hvit støy.
- Transformasjon (I): For å kunne modellere ikke-stasjonære tidsrekker må tidsrekkene transformeres. Dette gjøres ved å differensiere tidsrekken. Vi antar tidsrekken y_t og lager en ny, transformert tidsrekke som er gitt ved: $z_t = y_t - y_{t-1}$. Antall y er gitt ved antall observasjoner i tidsrekken. Når tidsrekken er differensiert slik at den er stasjonær, kan den modelleres.
- Glidende gjennomsnitt (MA): Den siste delen av modellen inkluderer en modell for glidende gjennomsnitt. Denne modellen er lik den autoregressive modellen, der siste observasjon uttrykkes som en veiet sum av de forutgående støyledd. Vi antar at antall støyledd som det er nødvendig å ta med, er q . Modellen for glidende gjennomsnitt $MA(q)$ kan dermed defineres som: $y_t = a_t - \Theta_1 a_{t-1} - \Theta_2 a_{t-2} - \dots - \Theta_q a_{t-q}$, hvor Θ er antall parametere i modellen.

ARIMA-modeller benytter seg av informasjonen den gjeldende tidsserien innehar. En slik modell gjør derfor ingen antagelser om forholdet mellom relaterte tidsserier. For å tilbakeskrive må vi først reversere tidsserien og dermed fremskrive de manglende verdiene. Denne type modellering egner seg kun hvis den underliggende trenden er stabil, da det nærmest er umulig å tilnærme seg fundamentale endringer i en tidsserie uten relatert informasjon. Metoden er også begrenset ved at den ikke kan estimere lengre tidsperioder, da den typisk vil konvergere mot et nivå over tid.

Vi benytter oss av ARIMA-modellen for tidsserier som mangler relativt få observasjoner. Grensen er satt til tre år for å opprettholde en viss presisjon. Modellidentifikasjonen er basert på Auto-ARIMA-funksjonen i programvaren R. Dette lar oss estimere avhengighetsstrukturen til de individuelle tidsseriene. For å illustrere resultatet av tilbakeskriving ved bruk av ARIMA-modellen har vi lagt ved en figur. Figur 6.2 viser tilbakeskrivingen av Øvre Romerike over tidsperioden 1993-1997.

Figur 6.2: ARIMA tilbakeskriving av Øvre Romerike 1993-1997.



Kilder: NEF, ECON, EFF og Finn.no.

6.3.2 Semiparametrisk tilbakeskriving

For å tilbakeskrive tidsserier som mangler over tre år med observasjoner, bruker vi en semiparametrisk modell. Denne modellen benytter informasjon fra relaterte tidsserier for å tilbakeskrive de seriene som er ukomplette. Prosessen består av to metoder: retropolering og interpolasjon. Vi har valgt disse to metodene for å redusere antall restriksjoner og begrense antagelsene til et minimum. Semiparametriske metoder er foretrukket over parametriske metoder, fordi slike metoder unngår å låse forholdet mellom variablene (Anglin & Gencay, 1996).

Når vi benytter oss av relaterte tidsserier for å tilbakeskrive manglende observasjoner er det viktig ikke å gjøre antagelser om at boligprisutviklingen imellom regioner har et fast forhold til hverandre. Semiparametrisk modellering av boligprisene tar utgangspunkt i å estimere datapunkter basert på en avhengig og en uavhengig indikator. Den avhengige indikatoren henter informasjon fra en relatert serie, mens den uavhengige indikatoren lar estimatet forbli uavhengig. Prinsippet for den semiparametriske metoden er inspirert av (Di Fonzo, 2003).

Vi ønsker å estimere variabler for n_1 perioder i en tidsserie som kun er tilgjengelig i en senere tidsperiode, n_2 , altså:

$$t = n_1 + 1, \dots, n, \quad \text{der } n = n_1 + n_2 \quad (6.7)$$

Vi kan tenke oss to tidsserier, x_t og y_t , som begge er kjent i perioden n_2 . Serien x_t er kjent i hele tidsrommet n , slik at vi får en overlappende periode som kan brukes i tilbakeskrivingen. Dette illustreres i tabell 6.1.

Tabell 6.1: Utgangspunkt for semiparametrisk tilbakeskriving

x_1	x_2	...	x_{n_1}	x_{n_1+1}	x_{n_1+2}	...	$x_{n_1+n_2}$
NA	NA	...	NA	y_{n_1+1}	y_{n_1+2}	...	$y_{n_1+n_2}$

Forholdet mellom de to tidsseriene i den overlappende perioden n_2 kan brukes til å estimere den betingede forventningen til de manglende verdiene ved en funksjon. Den generelle modellen kan uttrykkes som

$$Y_t = f(X_t) + u_t \quad (6.8)$$

der f er en generisk algebraisk funksjon, X_t en vektor med forklaringsvariabler og u_t en tilfeldig gang. Ved å ikke sette parametriske restriksjoner til den tilfeldige gangen u_t , vil resultatet bli semiparametrisk. Semiparametrisk statistikk begrenser antagelser om sannsynlighetsfordelingen til variablene som blir undersøkt. For å være i stand til å tilbakeskrive tidsserien med presisjon vil vi være nødt til å sette restriksjoner for par-funksjonen $f(X_t)$. Uten restriksjoner vil det ikke være mulig å tilbakeskrive tidsseriene.

Den semiparametriske tilbakeskrivingen er gjort i to steg. Det første steget består av re-topolering, der det gjøres detaljerte estimater for flere referanseår. Dette sørger for at den relative utviklingen følger et historisk mønster. I neste steg blir verdiene mellom referanseårene beregnet ved hjelp av multivariat kubisk spline interpolasjon. Interpolasjonsprosessen henter lokal informasjon fra en relatert tidsserie. Kombinasjonen av disse to metodene danner utgangspunktet for estimeringen av boligprisutviklingen ved å gjøre så få antagelser som mulig.

6.3.3 Retropolering

Vi har en komplett tidsserie med verdiene: $X_1, X_2, X_{n_1}, \dots, X_{n_1+n_2}$ og skal benytte oss av denne serien til å finne: Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_1} . Vi kan definere den komplette serien som referanseserien og betegne den som: $X_t, t = 1, 2, \dots, n_1, n_1 + 1, n_1 + 2, \dots, n_1 + n_2$. Vi kan definere den ufullstendige serien som den originale serien og betegne den som: $Y_t, t = 1, 2, \dots, n_1, n_1 + 1, n_1 + 2, \dots, n_1 + n_2$.

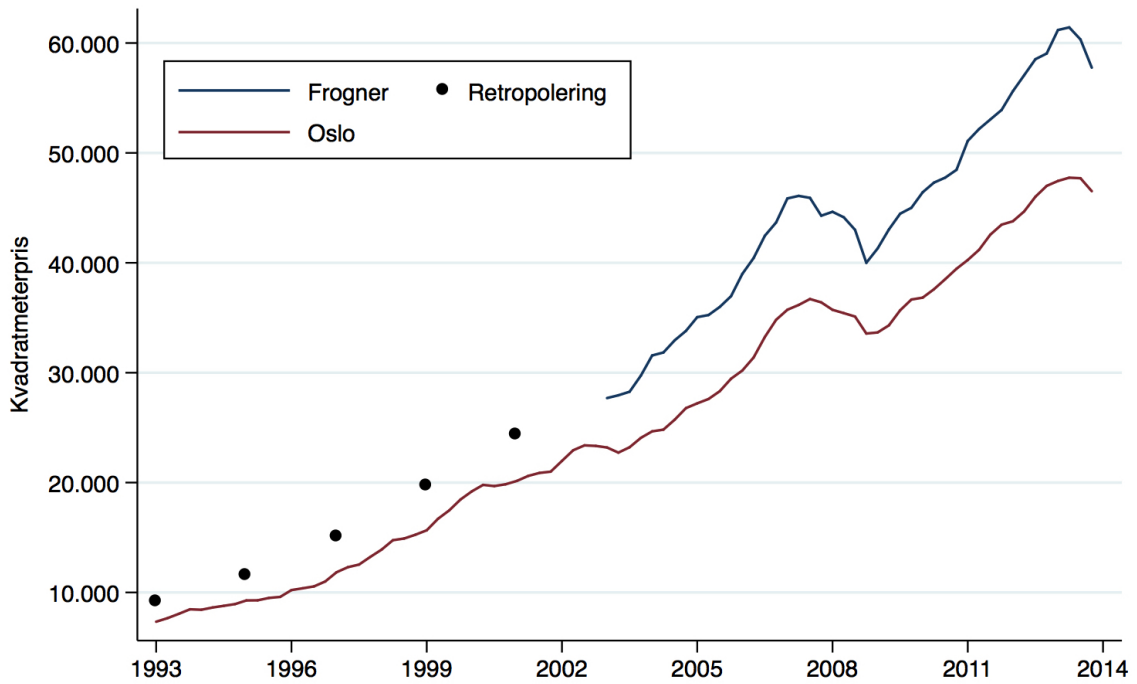
Forholdet mellom seriene blir brukt til å retropolere sekvenser. Sekvensene blir estimert ved hjelp av funksjon 6.8. Tidsintervallet mellom sekvensene, k , er bestemt på bakgrunn av avveiningen mellom å redusere restriksjonene som følger av retropoleringen, og samtidig opprettholde et visst forhold mellom tidsseriene. Hvis intervallene imellom sekvensene er små, vil vi få mange knutepunkter, som igjen vil øke restriksjonene og svekke resultatet. Hvis intervallene imellom knutepunktene er store, vil vi få færre knutepunkter, som vil føre til færre restriksjoner, men samtidig øke faren for estimeringsfeil ved interpolering. Ved prøving og feiling har vi kommet frem til at et intervall på tre år genererer det mest robuste resultatet.

Beregningen av disse referansepunktene er gjort ved å konstruere en algoritme som kvantifiserer det dynamiske forholdet mellom tidsseriene. Denne algoritmen baserer seg på en komplett tidsserie og en ufullstendig tidsserie, som illustrert i tabell 6.1. Vi ønsker å finne de periodiske endringene i den gjennomsnittlige differansen mellom de to indeksene der de overlapper. Fremgangsmåten er som følger:

1. Sette $Y = \{Y_t\}_{t=1}^{n_1+n_2}$ og $X = \{X_t\}_{t=1}^{n_1+n_2}$ i likevekt: $Y_t = X_t\beta + u_t$
2. Bruke de eksisterende dataparene $(Y_{n_1+1}, X_{n_1+1}), (Y_{n_1+2}, X_{n_1+2}) \dots (Y_{n_1+n_2}, X_{n_1+n_2})$ for å estimere β :
$$\beta = \frac{\sum_{i=n_1+1}^{n_1+n_2} X_i}{\sum_{i=n_1+1}^{n_1+n_2} Y_i}$$
3. Referansepunktene Y_m , ($m = 1, 1 + k, 1 + 2k \dots$) er beregnet som $Y_m = \beta * x_m$

Figur 6.3 illustrerer referansepunktene for tidsserien Frogner. Her har vi brukt Oslo som referanse, fordi dette er den serien som ligger nærmest Frogner og fordi de har en relativt lik utvikling.

Figur 6.3: Retropolering av tidsserien Frogner 1993-2003.



Kilder: NEF, ECON, EFF og Finn.no.

6.3.4 Interpolering

Det andre steget i den semiparametriske tilbakeskrivingsprosessen består av å interpolere verdiene imellom referansepunktene. Vi benytter oss av multivariat kubisk spline interpolasjon. Dette lar oss fange opp lokale svingninger i den relaterte serien, slik at vi får en komplett delindeks. Kubisk interpolasjon sørger for at vi får en punktvis kontinuerlig kurve imellom de retropolerte verdiene. Fra retropoleringen har vi generert nye datapar i referansepunktene:

$$(Y_1 X_1)(Y_{1+k} X_{1+k})(Y_{1+2k} X_{1+2k}) \quad (6.9)$$

Vi vet $X_1, X_2, X_3 \dots X_n$ og ønsker å fylle ut de manglende verdiene imellom referansepunktene ved å sette $Y_i = S(x_i)$, som vist i ligning 6.10

$$Y_i = S(x_i) = \begin{pmatrix} s_1(x_i) & \cdots & x_1 \leq x_i \leq x_{1+k} \\ s_2(x_i) & \cdots & x_{1+k} \leq x_i \leq x_{1+2k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ s_n(x_i) & \cdots & x_{1+(m-1)k} \leq x_i \leq x_{1+mk} \end{pmatrix} \quad (6.10)$$

For hvert intervall har vi et separat, kubisk polynom, med hvert sitt sett av koeffisienter :

$$S_m(x_i) = a_m x_i^3 + b_m x_i^2 + c_m x_i + d_m \quad (6.11)$$

De kubiske funksjonene har fire ukjente variabler (a_m, b_m, c_m og d_m). Vi har dermed totalt $4n$ ukjente. Variablene blir estimert gjennom følgende fire restriksjoner:

$$S_m(x_{1+(m-1)k}) = y_{1+(m-1)k} \quad (6.12)$$

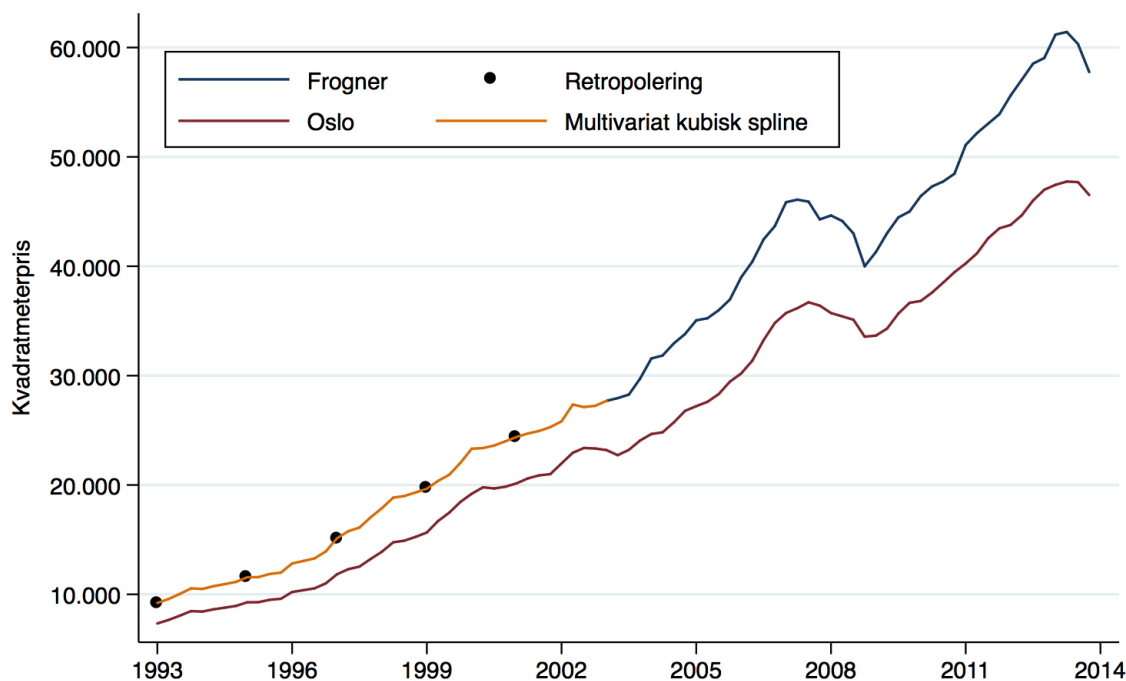
$$S_m(x_{1+mk}) = y_{1+mk} \quad (6.13)$$

$$S'_{m-1}(x_{1+(m-1)k}) = S'_m(x_{1+(m-1)k}) \quad (6.14)$$

$$S''_{m-1}(x_{1+(m-1)k}) = S''_m(x_{1+(m-1)k}) \quad (6.15)$$

Ligningene 6.12, 6.13, 6.14 og 6.15 sørger for en glatt funksjon imellom referansepunktene. Resultatet av den semiparametriske tilbakeskrivingen er illustrert i figuren under.

Figur 6.4: Retropolering og multivariat kubisk spline interpolasjon.



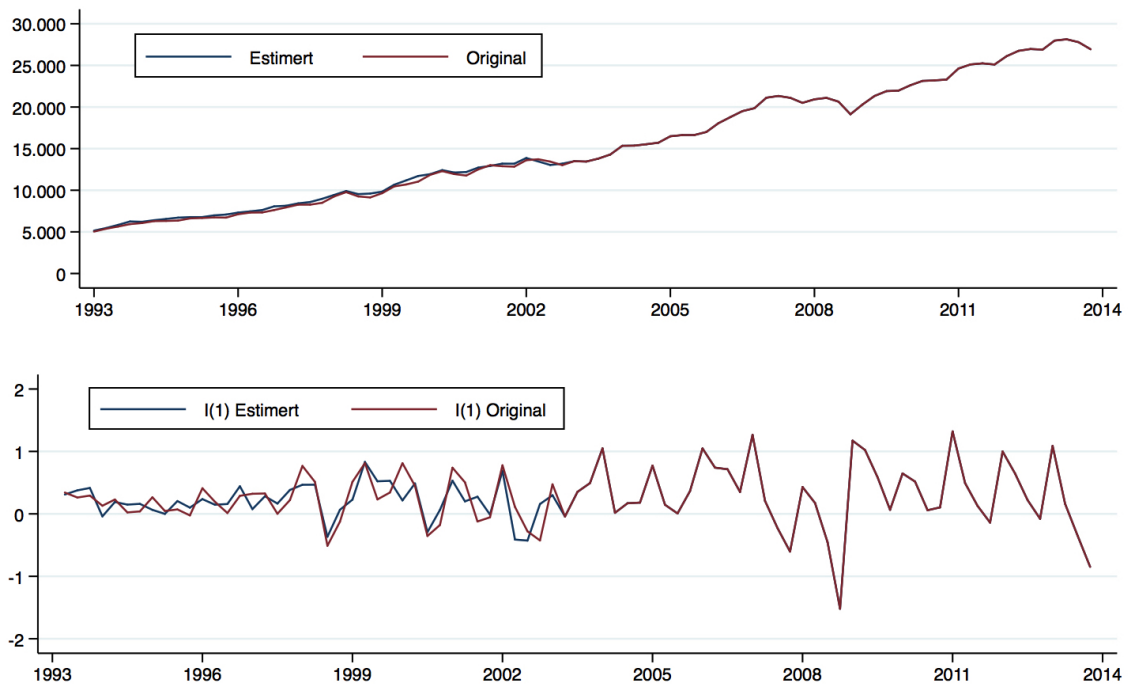
Kilder: NEF, ECON, EFF og Finn.no.

Figur 6.4 viser resultatet av den trinnvise prosessen for tilbakeskriving. Ved å benytte oss av informasjon fra relaterte serier har vi tilbakeskrevet regioner som mangler i den gamle boligprisindeksen. De estimerte seriene vil aldri bli helt korrekte, men dette er en metode som ligger nært det optimale ut i fra det tilgjengelige datamaterialet. Selvom vi har minimert restriksjonene i tilbakeberegningene, vil noen av delindeksene ha et visst forhold til hverandre. Dette kan være problematisk ved analyser av hvordan boligprisene utvikler seg i forhold til hverandre. Dette vil bli diskutert i neste kapittel.

6.4 Evaluering av presisjon

For å undersøke presisjonen til tilbakeskrivingsteknikkene har vi utført kontrolltester. Kontrolltestene er gjennomført ved å tilbakeskrive tidsserier som er komplette. På denne måten kan vi etterprøve resultatet og få en indikasjon på hvor nøyaktig tilbakeskrivingsteknikkene er. Figur 6.5 viser en sammenligning av de originale seriene og de estimerte seriene på nivåform og første-differensiert form. Totalt har vi kontrollert 30 tidsserier. Seriene i figuren representerer gjennomsnittsverdien til alle de originale og estimerte seriene.

Figur 6.5: Kontrolltest av 30 regioner 1993-2003.



Kilder: NEF, ECON, EFF og Finn.no.

Figuren viser at de estimerte seriene har en relativt høy samvariasjon med de originale seriene. Korrelasjonskoeffisienten til den estimerte serien på $I(1)$ -form er 0,94. Dette gir en indikasjon på hvor nøyaktig de konstruerte delindeksene kan forventes å være. En analyse av de regionale boligprisforskjellene basert på de estimerte seriene vil sannsynligvis gi gode resultater.

Kapittel 7

Presentasjon av delindekser

I dette kapitlet presenteres de konstruerte boligprisindeksene. Vi starter med å beskrive datasettet og sammenligne det med datasettet til ECON og Eiendomsverdi. Deretter gjennomgår vi forskjellige multivariate analyser av delindeksene for å få oversikt over boligprisutviklingen. Avslutningsvis vil vi diskutere validiteten og reliabiliteten til delindeksene og hvorvidt de egner seg til å analysere regionale boligprisforskjeller.

Den konstruerte boligprisindeksen vil heretter gå under navnet MITO, oppkalt etter forfatterenes etternavn (Midtdal og Tollefsen).

7.1 MITO-indeksen

MITO-indeksen er som beskrevet tidligere basert på to forskjellige hedoniske indekser. Resultatet er en ny boligprisindeks som inkluderer dybden fra Eiendomsverdi sin boligprisindeks og bredden til ECON sin boligprisindeks. Per dags dato er dette sannsynligvis den mest utfyllende boligprisindeksen for det norske boligmarkedet.

Tabell 7.1 viser en sammenligning av MITO-indeksen, Eiendomsverdi-indeksen og ECON-indeksen. MITO har færre observasjoner enn de to andre datasettene på grunn av at den inneholder kvartalsvise observasjoner. Til gjengjeld inkluderes like mange geografiske områder som Eiendomsverdi sin boligprisindeks, samtidig som at den dekker en lengre tidsperiode.¹

¹Sett bort i fra Sogn og Fjordane, som diskutert under innledningen

Tabell 7.1: Sammenlikning av datasett for kvadratmeterpriser i Norge.

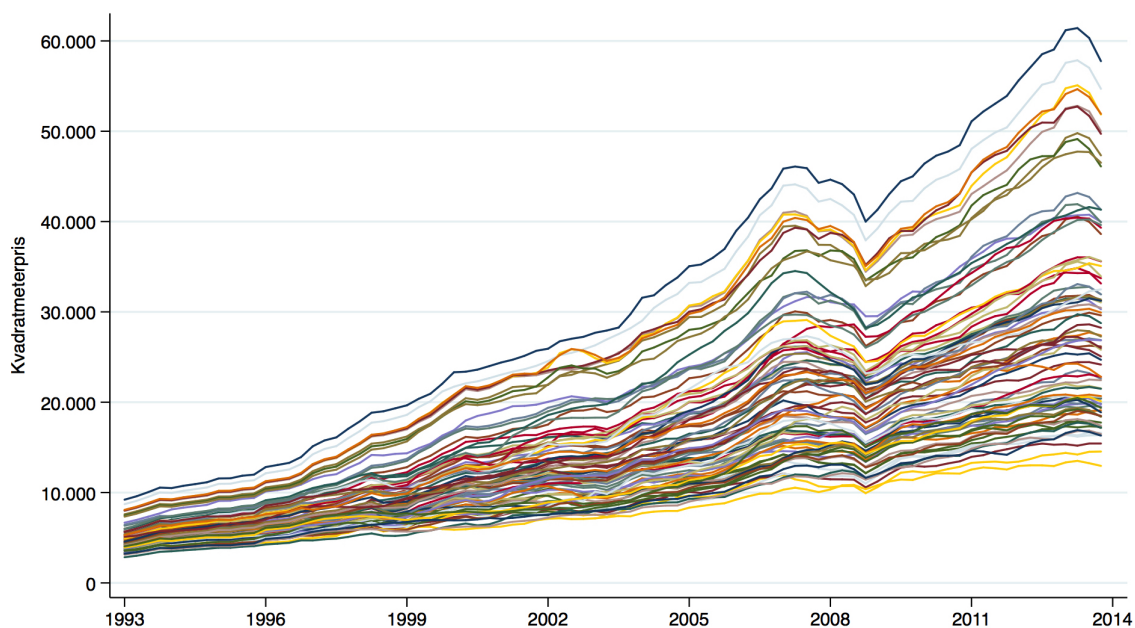
Datasett	Ant.Serier	Tidsintervall	Ant.Observasjoner	Tidsrom
ECON	52	<i>Kvartalsvis</i> ¹	8.857	1985 - 2013
Eiendomsverdi	80	Månedlig	11.520	2003 - 2015
MITO	79	Kvartalsvis	6.636	1993 - 2013

¹ Månedlig fra 2002 - 2013.

Tabellen viser at Eiendomsverdi sitt datasett inneholder flest observasjoner og flest antall serier. Dette datasettet er også det nyeste og oppdateres jevnlig. Ulempen er at indeksene kun går tilbake til 2003. For å analysere utviklingen i det norske boligmarkedet vil det være interessant å studere en lengre tidsperiode. MITO-indeksen egner seg derfor bedre til å studere utviklingen over en lengre tidsperiode.

Figur 7.1 illustrerer resultatet av konstruksjonen. Vi ser klare tendenser til divergens ved at boligpriskjellene øker over tid. Samtidig viser figuren at regionene med høyest kvadratmeterpriser faller mest i verdi under finanskrisen i 2008. Dette tyder på konvergens i nedgangskonjunkturer.

Figur 7.1: MITO-indeksen: utviklingen i kvadratmeterprisene i Norge 1993-2013.

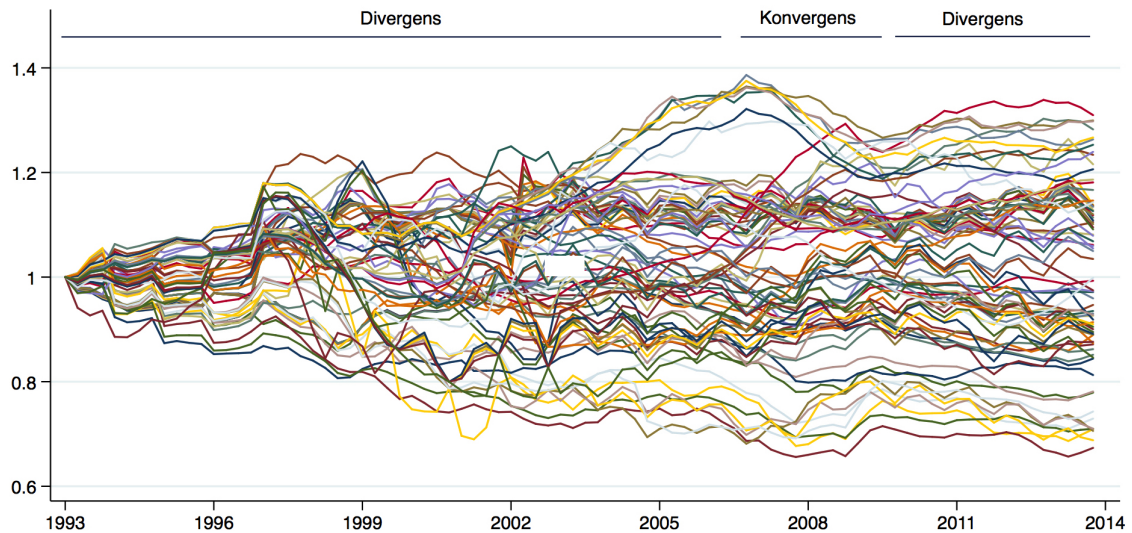


Kilder: NEF, ECON, EFF og Finn.no.

I tillegg til at vi ser en økt spredning i kvadratmeterprisene, ser det ut som regioner med høye initialverdier også vokser mest. Dette er en indikasjon på betadivergens. I det neste kapittelet vil vi undersøke dette nærmere.

For å se nærmere på hvordan boligprisforskjellene utvikler seg, viser figur 7.2 hvordan boligprisdifferansen til de ulike regionene endrer seg over tid. For hvert område blir gjennomsnittsprisen i Norge brukt som referansepunkt. Deretter har vi regnet ut den dynamiske prisdifferansen fra landgjennomsnittet fra 1993-2013.

Figur 7.2: MITO-indeksen: Regional utvikling i kvadratmeterpriser i forhold til Norge.



Kilder: NEF, ECON, EFF og Finn.no.

Figuren viser at boligprisforskjellene i Norge har økt betraktelig i løpet av perioden. Vi ser imidlertid at boligprisforskjellene konvergerer under finanskrisen i 2008 ved at prisforskjellene reduseres. Vi kan dele inn figuren i tre distinkte faser med henholdsvis divergens, konvergens og divergens. Etter finanskrisen i 2008 tok økonomien seg fort opp og boligprisforskjellene begynte å øke igjen. Det tyder på at prisdifferansen i det norske boligmarkedet er påvirket av den underliggende økonomiske situasjonen.

7.2 Multivariat analyse av MITO-indeksen

I dette avsnittet fremstilles MITO-indeksen ved hjelp av to statistiske teknikker innen multivariat analyse. Store datasett er ofte vanskelig å presentere grafisk på en oversiktlig måte. Formålet er å sortere datasettet inn i kategorier for å få en oversikt over boligprisutviklingen. De to analysene blir fremstilt i det følgende.

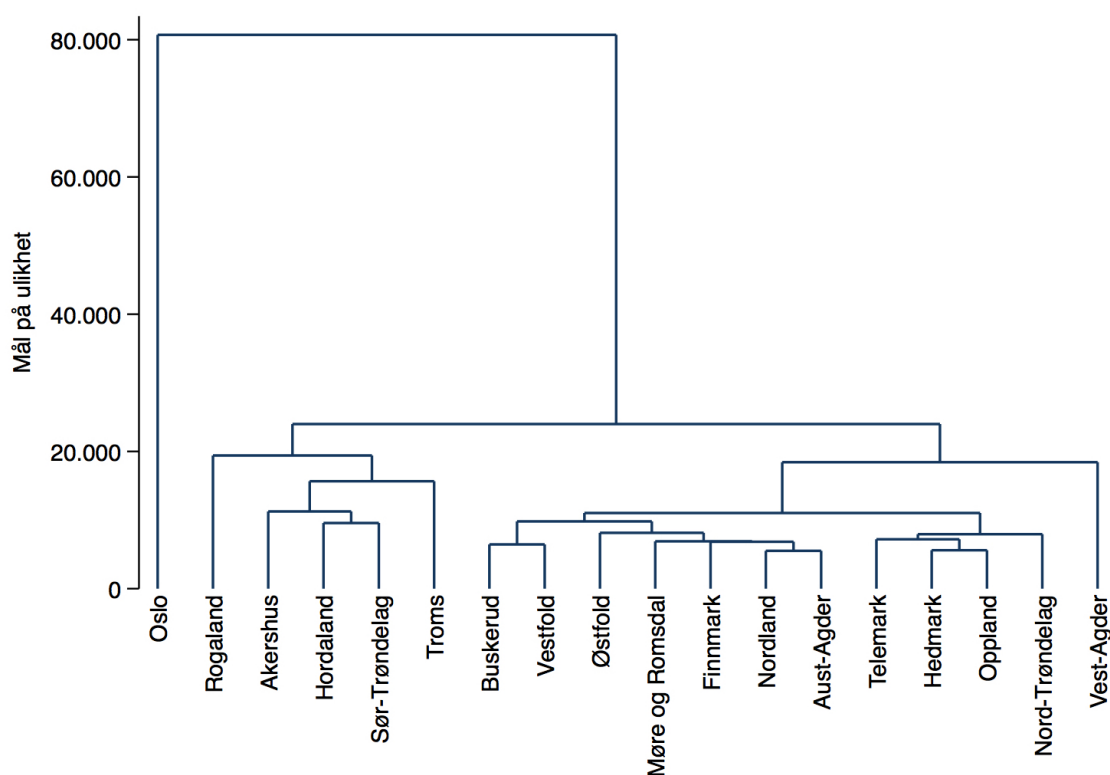
analyse. Det vil derfor være mest interessant å studere komponent 1. Vi ser at områder som Tromsø, Finnmark, Sandnes, Stavanger og Rogaland skiller seg ut fra resten av observasjonene. Dette funnet virker intuitivt ettersom områdene enten ligger langt nord i landet eller er sterkt påvirket av oljeindustrien. Det er vanskelig ut fra resultatene av prinsippal-komponentanalysen å dele regionene inn i forskjellige grupper, for deretter å undersøke om det finnes tilfeller av klubkonvergens. Vi vil derfor begrense analysen senere i avhandlingen til å undersøke konvergens i Norge generelt.

Det kan være interessant å gjøre en tilsvarende analyse av boligprisene i stasjonær form. Resultatet vil da kunne forklare hvilke felles komponenter regionene har. På denne måten kan vi finne noen komponenter som sammen forklarer boligprisutviklingen i Norge. Dette gir en indikasjon på i hvilken grad regionene har fellestrekk. Vi har gjennomført en slik analyse, men vi vil ikke gå i dybden av resultatene. Resultatet av analysen er lagt ved i appendikset som figur 1 og viser en prinsippalkomponentanalyse av det norske boligmarkedet i stasjonær form.

7.2.2 Clusteranalyse

I denne seksjonen gjennomfører vi clusteranalyser for fylkene og Oslo. En clusteranalyse er en statistisk metode som benyttes for å gruppere variabler som er sterkt korrelerte. Det finnes flere forskjellige måter å måle likhetstrekk på. Vi har valgt å bruke euklidsk avstand som målet på ulikhet mellom de geografiske områdene. Euklidsk avstand er kvadratroten av summen av de kvadrerte avvikene mellom variablene. Denne måten å måle ulikhet på kommer vi tilbake til i neste kapittel. Resultatene av analysene er illustrert ved bruk av dendrogram. I figur 7.4 vises dendrogrammet til fylkene, mens Oslo er illustrert i figur 7.5.

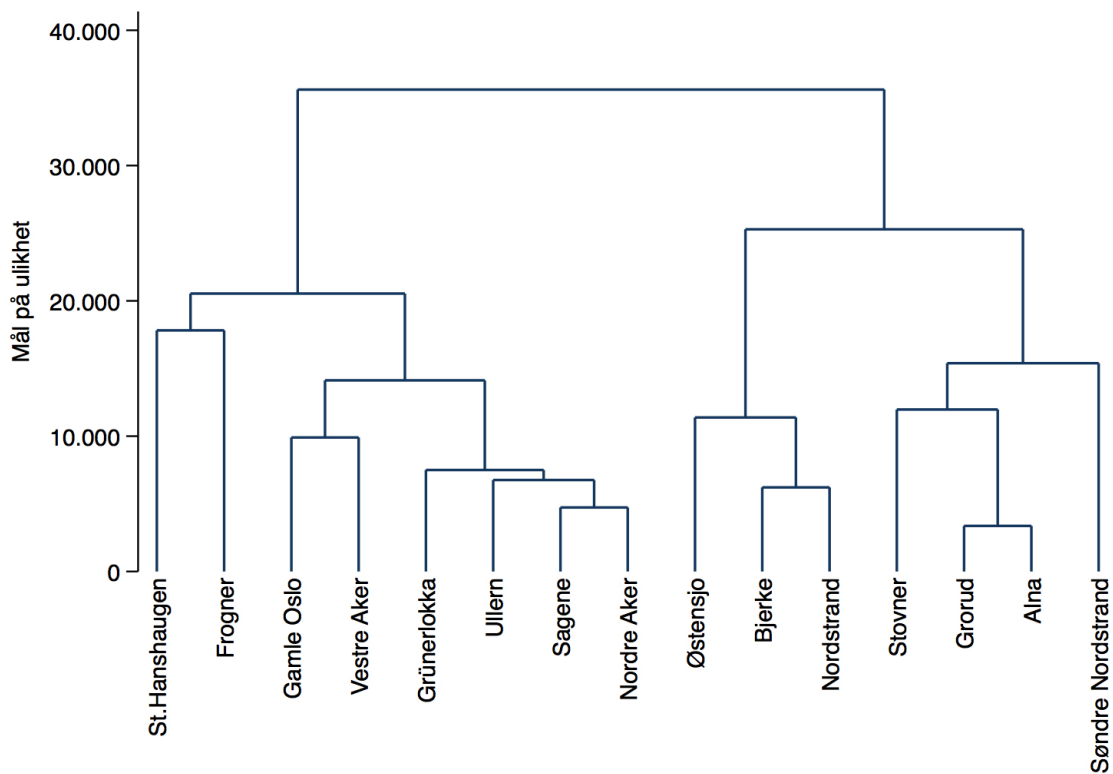
Figur 7.4: MITO-indeksen: Dendrogram av kvadratmeterprisene i forskjellige fylker i Norge.



Kilder: NEF, ECON, EFF og Finn.no.

Den første grupperingen splitter Oslo fra resten av landet. Dette viser at boligprisene i Oslo skiller seg ut fra resten av landet. Vi ser at den neste grupperingen deler opp de fylkene med de fire nest største byene og Akershus. Dette viser at boligprisene i fylker med store byer og høy befolkningstetthet har likhetstrekk. De to gruppene helt til høyre inneholder fylker med lave kvadratmeterpriser og lav befolkningstetthet.

Figur 7.5: MITO-indeksen: Dendrogram av kvadratmeterprisene i Oslo.



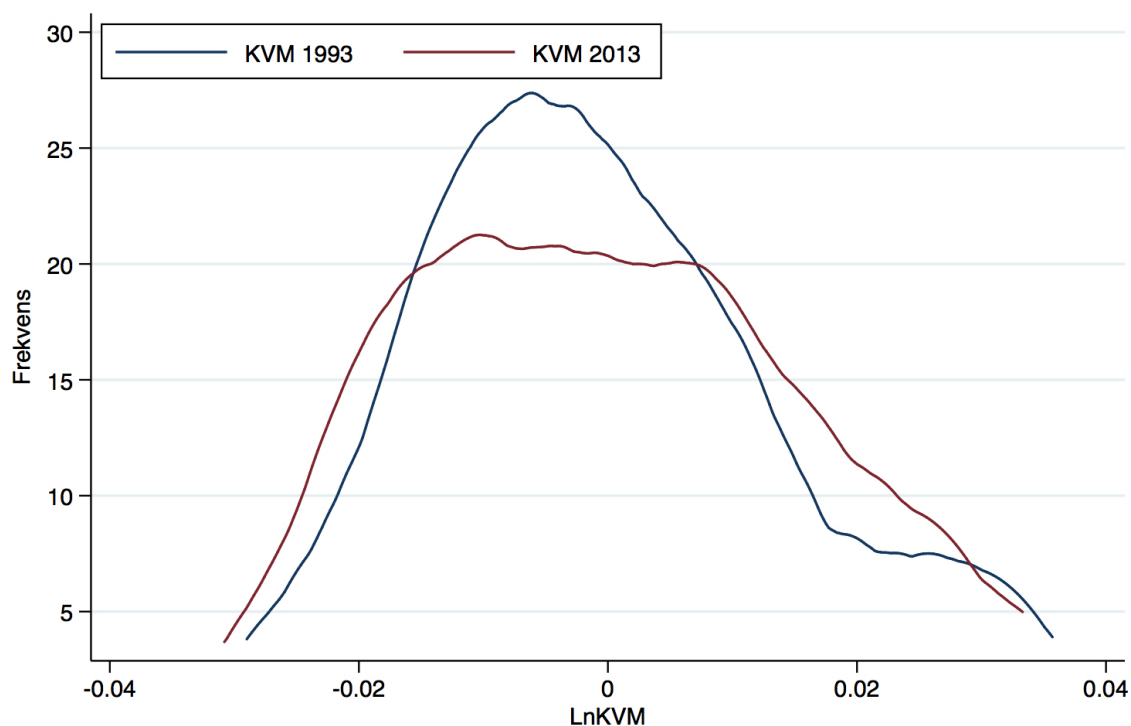
Kilder: NEF, ECON, EFF og Finn.no.

Dendrogrammet for Oslo er ganske jevnt fordelt i den første grupperingen. Vi ser at gruppen helt til venstre inneholder St. Hanshaugen og Frogner, som har de høyeste boligprisene i landet. På den andre siden av dendrogrammet ser vi Stovner, Grorud, Alna og Søndre Nordstrand. Disse områdene har lavere boligpriser enn resten av Oslo og deler som sådan et likhetstrekk. Høyden på de nederste inndelingene viser målet på ulikhet imellom bydelene.

7.2.3 Boligprisenes sannsynlighetsfordeling

Vi vil i det følgende sammenligne sannsynlighetsfordelingen til boligprisene i 1993 og 2013. En sammenligning av disse to fordelingene gir et interessant bilde av hvordan boligprisene har utviklet seg, og den egner seg godt til å illustrere spredningen i boligprisene.

Figur 7.6: MITO-indeksen: sannsynlighetsfordeling KVM-priser, 1993 og 2013.



Kilder: NEF, ECON, EFF og Finn.no.

Tabell 7.2: Statistikk for fordelingen til gjennomsnittlige kvadratmeterpriser i Norge.

Statistikk	1993	2013
Gjennomsnitt	4.916	29.109
Standardavvik	1.427	11.478
Skewness	1,1403	0,9502
	(0,0002)	(0,0012)
Kurtosis	3,7548	3,1597
	(0,1291)	(0,5140)

P-verdier markert i parentes.

Fra figur 7.6 ser vi at det er betraktelig større spredning i boligprisene i 2013 enn hva det var i 1993. Fordelingen av kvadratmeterprisene i 1993 er dratt noe til venstre. Dette er fordi det var enkelte steder, som for eksempel Oslo, som var spesielt høyt priset i forhold til resten av landet. Standardavviket i 1993 kan dermed sies å være dominert av negative avvik, da en større andel av regioner ligger under gjennomsnittet. Fordelingen av kvadratmeterprisene i 2013 viser økt spredning i boligpriser ved at kurven har blitt flatet ut. Dette viser at avvikene har blitt jevnere fordelt over hele landet og at de ikke lenger er like dominert av negative avvik. Alt i alt ser det ut til at det har foregått en systematisk endring i de regionale boligprisforskjellene.

7.3 Validitet og reliabilitet

Som beskrevet innledningsvis er MITO-indeksen sannsynligvis den mest utfyllende boligprisindeksen i Norge i dag. Metodene brukt for å tilbakeskrive manglende observasjoner, ligger nær de optimale ut i fra det tilgjengelige datamaterialet. Ved etterprøving viser det seg at presisjonen til de estimerte tidsseriene er høy. Allikevel er det viktig å være klar over at indeksen har noen svakheter.

Indeksen er konstruert ved bruk av to metoder; ARIMA-tilbakeskriving og semiparametrisk tilbakeskriving. ARIMA-metoden gjør ingen antagelser knyttet til relaterte tidsserier og er dermed eksogent bestemt. Denne metoden setter altså ingen restriksjoner og vil ikke påvirke den relative boligprisutviklingen. Den semiparametriske metoden, i motsetning til ARIMA-metoden, vil påvirke den relative utviklingen fordi den tar utgangspunkt i relaterte tidsserier. Selv om vi har begrenset restriksjonene så mye det lar seg gjøre, vil dette kunne føre til problemer ved en analyse av regionale prisforskjeller.

På grunn av endogenitetsproblematikken vil vi basere analysen av regionale prisforskjeller i det norske boligmarkedet på to forskjellige indekser. Vi vil ta utgangspunkt i MITO-indeksen og supplere analysen ved bruk av ECON-indeksen.

Kapittel 8

Testing av boligprisdifferanser

I dette kapitlet undersøker vi om boligprisene i Norge konvergerer eller divergerer. Vi tar utgangspunkt i MITO-indeksen og ECON-indeksen for å sikre at resultatene er konsistente. Vi gjennomfører en test for betakonvergens, en test for sigmakonvergens og en test der vi undersøker om boligprisdifferansene inneholder enhetsrot.

8.1 Test for betakonvergens

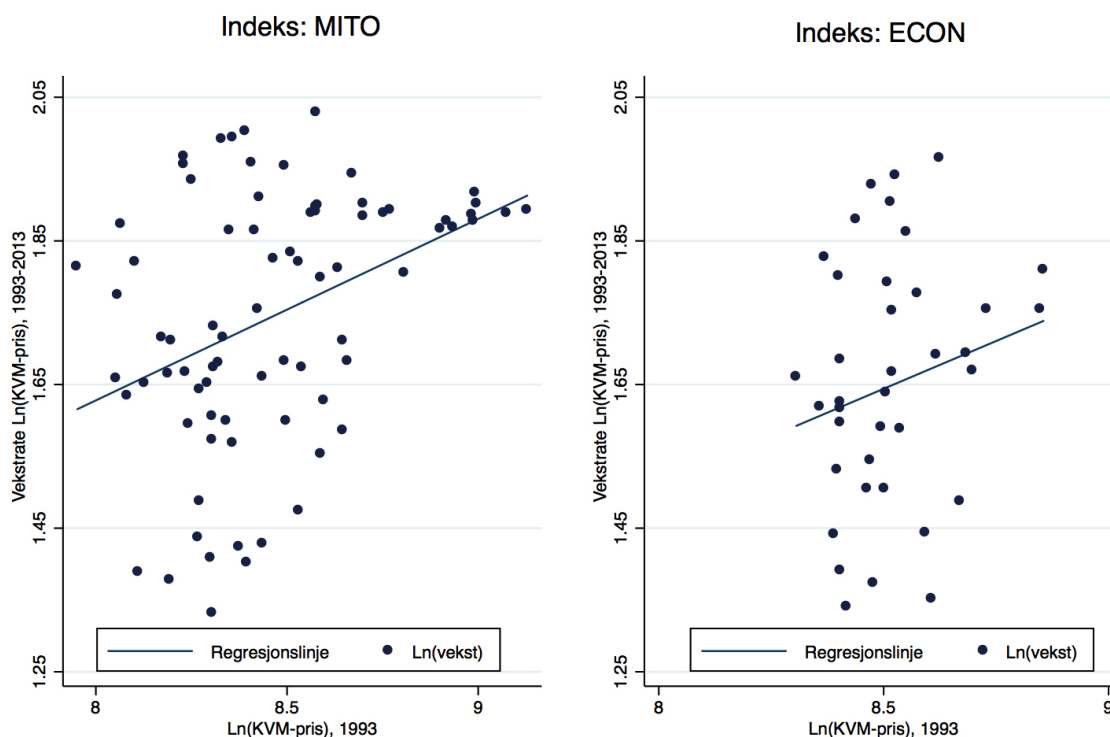
I dette avsnittet tester vi om regionene i Norge konvergerer ved bruk av en test for betakonvergens. Denne testen undersøker om det er en sammenheng mellom kvadratmeterprisene i 1993 og total prisvekst fra 1993-2013. Testen blir gjennomført ved en regresjonsanalyse der venstresidevariabelen er total prisvekst (i logaritmisk skala) og høyresidevariabelen er logaritmen til kvadratmeterprisene i 1993. Fortegnet på koeffisienten avgjør om vi har konvergens eller divergens. Et negativt fortegn er en indikasjon på at boligprisene konvergerer og et positivt fortegn er en indikasjon på at boligprisene divergerer. Modellen er basert på (Dvorokova, 2014) og defineres som følger:

$$\frac{1}{T} \log\left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,o}}\right) = \alpha + \beta \log(y_{i,o}) + \epsilon_i, \quad (8.1)$$

der T angir enden av perioden, $y_{i,T}$ angir pris per kvadratmeter i enden av perioden (2013), $y_{i,o}$ angir pris per kvadratmeter i starten av perioden (1993), α angir konstant, β angir stigningsparameter og ϵ_i angir tilfeldig støy.

8.1.1 Resultat

Figur 8.1: Resultat av test for betakonvergens i boligmarkedet.



Kilder: NEF, ECON, EFF og Finn.no.

Tabell 8.1: Statistikk for betakonvergenstest.

	MITO	ECON
KVM pris 1993	0,253*** (0,070)	0,266 (0,227)
Konstant	-0,394 (0,594)	-0,616 (1,934)
Tidsrom	1993 - 2013	1993 - 2013
Antall observasjoner	78	39
R^2	0,1458	0,0358

Standardfeil markert i parentes.

***signifikant på 1% nivå, **signifikant på 5% nivå, *signifikant på 10% nivå.

Figur 8.1 viser en stor spredning i begge datasettene. Det ser allikevel ut som det er en sammenheng mellom kvadratmeterpriser i 1993 og total prisvekst i MITO-indeksen. Denne sammenheng kan være påvirket av at noen av delindeksene er endogene, men regresjonslinjen ser ut til å være ganske lik i begge tilfeller. Fra ECON-indeksen er sammenhengene mindre tydelig grunnet få observasjoner. Tabell 8.1 viser summert statistikk for betakongvergenstestene. Fra MITO-indeksen ser vi at kvadratmeterprisene i 1993 forklarer omtrent 15 prosent av total prisvekst. Koeffisienten er positiv og signifikant på ett prosent nivå. Dette indikerer at boligprisene har divergert i den aktuelle tidsperioden. Koeffisienten viser at områder med én prosent høyere kvadratmeterpris i 1993 har hatt 0,25 prosent høyere prisvekst i perioden.

For å finne ut hva som ligger bak utviklingen, har vi undersøkt hvilken prosess som har funnet sted i fylkene og de største byene. Ved å måle prisforskjellene mellom disse områdene og landsgjennomsnittet i 1993 og 2013 finner vi ut om boligprisene divergerer fordi regionene med lave initialverdier vokser sakte, eller fordi regioner med høye initialverdier vokser fort. Tabell 8.2 viser resultatene. Utrekningene er inspirert av (Dvorokova, 2014).

Tabell 8.2: Estimer av parameterne α og β .

	1993	2013	Endring	Prosess
Oslo	1,39	1,55	0,17	Divergente ovenfra
Bergen	0,93	1,17	0,25	Konvergente nedenfra
Trondheim	1,00	1,19	0,19	Divergente
Stavanger	1,00	1,31	0,31	Divergente
Tromsø	1,09	1,09	0	Ingen endring
Kristiansand	0,86	0,84	-0,02	Divergente nedenfra
Østfold	0,77	0,65	-0,11	Divergente nedenfra
Akershus	1,07	1,04	-0,03	Konvergente ovenfra
Oslo	1,39	1,55	0,17	Divergente ovenfra
Hedmark	0,76	0,56	-0,21	Divergente nedenfra
Oppland	0,84	0,59	-0,24	Divergente nedenfra
Buskerud	0,77	0,76	-0,01	Divergente nedenfra
Vestfold	0,77	0,72	-0,05	Divergente nedenfra
Telemark	0,74	0,55	-0,19	Divergente nedenfra
Aust-Agder*	0,69	0,63	-0,06	Divergente nedenfra
Vest-Agder*	0,87	0,76	-0,11	Divergente nedenfra
Rogaland	0,85	1,04	0,20	Konvergente nedenfra
Hordaland	0,87	1,04	0,18	Konvergente nedenfra
Møre og Romsdal	0,76	0,69	-0,07	Divergente nedenfra
Sør-Trøndelag*	1,02	1,07	0,05	Divergente ovenfra
Nord-Trøndelag*	0,54	0,57	0,04	Konvergente nedenfra
Nordland*	0,74	0,67	-0,07	Divergente nedenfra
Troms*	1,08	0,94	-0,13	Konvergente ovenfra
Finnmark*	0,77	0,65	-0,12	Divergente nedenfra

Landsgjennomsnittet er satt til 1 i 1993 og 2013.

*Kun inkludert i MITO-indeksen.

Vi ser fra tabell 8.2 at det er noen regioner som divergerer ovenfra og andre nedenfra. Divergens ovenfra betyr at regioner priset høyere enn landsgjennomsnittet i 1993, har opplevd høyere prisvekst enn landsgjennomsnittet i perioden. Divergens nedenfra vil si at regioner priset lavere enn landsgjennomsnittet i 1993, har opplevd lavere prisvekst. Resultatene viser divergens i over 70 prosent av tilfellene, som betyr at boligprisene i gjennomsnitt går fra hverandre. De sterkeste endringene finner sted i de største byene og i de respektive fylkene. Bergen har konvergert mot landsgjennomsnittet ved å ha lavere boligpriser i 1993 og betraktelig høyere priser i 2013. Stavanger og Trondheim har gått fra å være priset relativt likt med landsgjennomsnittet til å være blant de høyest prisede stedene i landet. En mer detaljert inndeling er gjort ved hjelp av en prinsipalkomponentanalyse der vi har analysert boligprisdifferansen fra Norge ved hjelp av to komponenter. Resultatet er lagt ved i appendikset som figur 2 og viser fire inndelinger, der hver inndeling antyder hvilken prosess som har funnet sted.

8.2 Test for sigmakonvergens

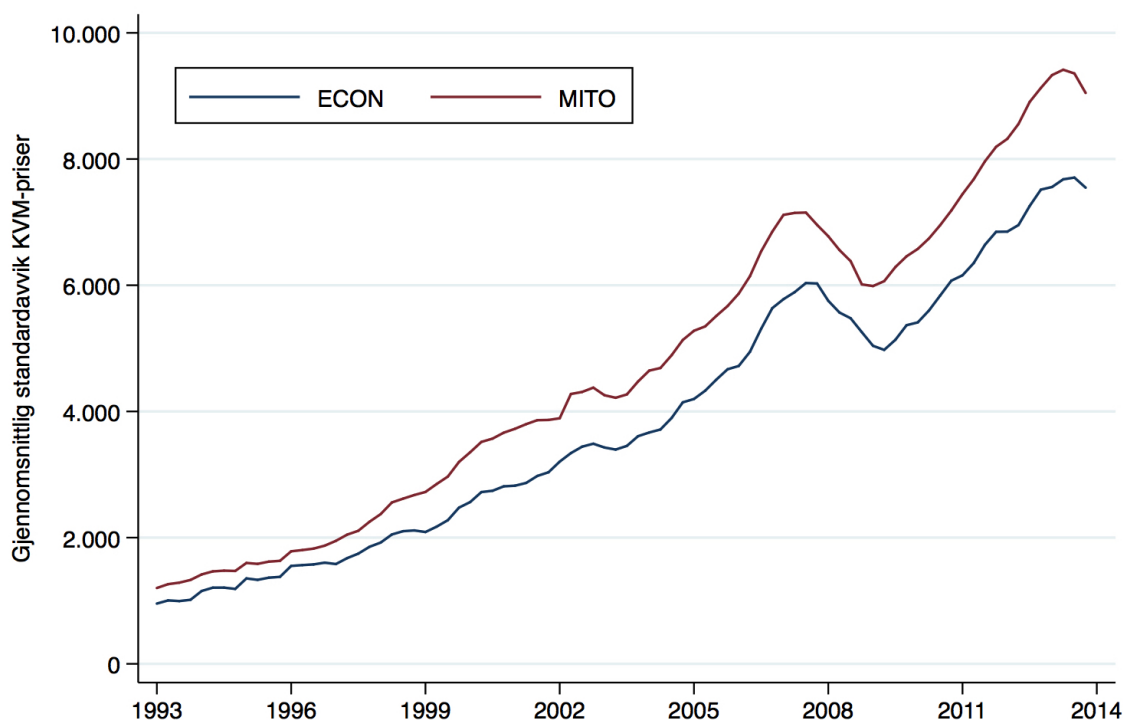
I dette avsnittet tester vi om regionene i Norge konvergerer ved bruk av en test for sigmakonvergens. Ved å bruke landsgjennomsnittet som referansepunkt har vi regnet ut den dynamiske prisdifferansen for hvert område i Norge. Prisdifferansene blir kvadrert og summert, slik at vi får frem det totale boligprisavviket. Ved å ta kvadratroten av resultatet får vi utviklingen i kvartalsvis standardavvik. En økning i totalt boligprisavvik betyr at boligprisene divergerer, og en reduksjon i totalt boligprisavvik betyr at boligprisene konvergerer. Modellen er basert på (Young, Higgins & Levy, 2008) og defineres som følger:

$$\sigma_t = \sqrt{\left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N [y_{i,t} - \mu_t]^2}, \quad (8.2)$$

der y_{it} angir pris per kvadratmeter i område i , i år t og μ_t angir gjennomsnittspris per kvadratmeter i Norge i år t .

8.2.1 Resultat

Figur 8.2: Resultat av test for sigmakonvergens i det norske boligmarkedet 1993-2013.



Kilder: NEF, ECON, EFF og Finn.no.

For MITO-indeksen har gjennomsnittlig standardavvik i boligprisene endret seg fra å være 1.201kr i 1993 til å bli 9.048kr i 2013. Variasjonen i boligprisene målt ved standardavvik har dermed økt med 653 prosent i denne tidsperioden. Vi ser klare tendenser til divergens i stort sett alle år bortsett fra under finanskrisen i 2008. Grunnen til at avviket reduseres i denne perioden, er at de dyre områdene faller mer i verdi enn de relativt sett billigere områdene.

For ECON-indeksen ser vi en nesten identisk utvikling. Gjennomsnittlig standardavvik ligger under på grunn av at denne indeksen ikke inkluderer de samme regionene. Gjennomsnittlig standardavvik har økt med 690 prosent fra å være 955kr i 1993 til å bli 7.547kr i 2013.

8.3 Stasjonæritetstest for konvergens

Vi har testet om fylkene og de største byene i Norge konvergerer ved bruk av to forskjellige tester for stasjonæritet (Augmented Dickey-Fuller og Phillips-Perron). For hvert område blir logaritmen til landsgjennomsnittet brukt som referansepunkt. For hvert område har vi beregnet den dynamiske prisdifferansen (i logaritmisk skala) fra landsgjennomsnittet. Nullhypotesen er definert som at prisdifferansen inneholder enhetsrot, altså at den er ikke-stasjonær. Forkastes nullhypotesen om enhetsrot, er det en indikasjon på at boligprisene konvergerer, eller i det minste at den relative prisdifferansen returnerer til en langtidslikevekt (Hiebert & Roma, 2010). Resultatene vises i tabell 8.3.

Tabell 8.3: Stasjonæritetstester for byer og fylker (MITO og ECON).

	ADF	PP
Oslo	-1,44 (0,561)	-1,50 (0,534)
Bergen	-0,61 (0,868)	-0,88 (0,759)
Trondheim	-0,88 (0,796)	-1,2 (0,673)
Stavanger	-0,15 (0,945)	-0,53 (0,887)
Tromsø	-1,27 (0,643)	-1,74 (0,413)
Kristiansand	-1,00 (0,750)	-1,43 (0,568)
Østfold	-1,485 (0,541)	1,532 (0,518)
Akershus	-0,778 (0,825)	-0,836 (0,808)
Oslo	-1,44 (0,561)	-1,50 (0,534)
Hedmark	-1,604 (0,482)	-1,583 (0,492)
Oppland	-2,727 (0,069)	-2,780 (0,061)
Buskerud	-1,958 (0,305)	-2,106 (0,242)
Vestfold	-0,916 (0,783)	-1,245 (0,654)
Telemark	-1,619 (0,473)	-1,682 (0,441)
Aust-Agder*	-1,713 (0,425)	-2,057 (0,262)
Vest-Agder*	-1,304 (0,628)	-1,471 (0,548)
Rogaland	0,126 (0,968)	-0,418 (0,907)
Hordaland	-2,101 (0,244)	-1,972 (0,299)
Møre og Romsdal	-1,717 (0,423)	-1,966 (0,302)
Sør-Trøndelag*	-2,182 (0,213)	-2,126 (0,234)
Nord-Trøndelag*	-1,777 (0,392)	-1,491 (0,538)
Nordland*	-1,541 (0,513)	-1,762 (0,400)
Troms*	-1,429 (0,568)	-1,622 (0,472)
Finnmark*	-1,115 (0,709)	-1,387 (0,589)

P-verdier markert i parentes.

*Kun inkludert i MITO-indeksen.

8.4 Resultat

Resultatene viser at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om enhetsrot i prisdifferansen i noen av tilfellene bortsett fra i Oppland. Dette er en indikasjon på at boligprisene i Norge ikke konvergerer mot et normalnivå. Oslo er den byen som har lavest p-verdi i gjennomsnitt, hvilket kan komme av at Oslo representerer den største delen av landsgjennomsnittet. Stavanger er den byen som har høyest p-verdi, som indikerer at prisdifferansen mellom Stavanger og Norge er den prisdifferansen som er minst stasjonær. Grunnen til det kan være at variasjonen i boligprisene i Stavanger skiller seg fra de andre byenes og landsgjennomsnittets ved at den er sterkt drevet av oljeindustrien.

På grunn av problemer knyttet til lite robuste resultater ved tester av enhetsrot på begrensede tidsserier, bør resultatene suppleres ved å evaluere grafiske illustrasjoner (Carvalho & Harvey, 2005) og (Pesaran, 2007). Figur 8.2 illustrerer godt at vi har signifikant økende prisforskjeller i Norge. Da den totale prisdifferansen målt ved tester for sigmakonvergens, har en klar stigende trend, kan det bekreftes at variasjonen i boligprisene har økt signifikant de siste 20 årene.

Kapittel 9

Analyse av boligprisdifferanser

I dette kapitlet gjennomgår vi en panelregresjon for å undersøke hvilke faktorer som påvirker boligprisdifferansen. Vi starter med å beskrive hvilke metoder vi har brukt. Deretter presenterer vi regresjonsmodellen og variablene vi har valgt. Til slutt viser vi resultatene og diskuterer det vi har funnet.

9.1 Panelregresjon

Regresjonsanalysen undersøker i hvilken grad utvalgte faktorer påvirker boligprisdifferansen i Norge og i de største byene i landet. For å finne ut hvilken type regresjonsmodell som passer til datamaterialet, har vi gjennomført en Hausman test. Denne testen undersøker om feilleddet i modellen korrelerer med de uavhengige variablene. Resultatet av testen gir en indikasjon på at fiksede effekter egner seg best, og har derfor blitt valgt. Fordelen med å bruke fiksede effekter er at vi får kontrollert for utelatte variabler som er tidsuavhengige, men som kan variere på tvers av de geografiske områdene. Slike effekter kan blant annet være industrielle forskjeller mellom regioner som anses å være konstante over tid. Analysen er inspirert av Hiebert og Roma (2010) og Bergin og Glick (2007).

Forklaringsvariablene inkludert i regresjonsmodellen er befolkning, inntekt, arbeidsledighet og nybygg. Befolkningsendringer påvirker etterspørselen etter boliger og dermed prisene via endringer i befolkningstetthet. Endringer i inntekt påvirker kjøpekraft og er en sentral faktor i dannelsen av boligprisene. Arbeidsledighet kan også tenkes å påvirke boligprisene ettersom jobbmarkedet tiltrekker arbeidskraft. Nybygg øker tilbudet av boliger og kan være en sentral faktor i analysen. Den avhengige variabelen i modellen er definert som prisdifferansen mellom regionene i Norge og landsgjennomsnittet. Mer spesifikt er boligprisdifferansen definert som den relative prisdifferansen i prosent, der alle variablene er i logaritmisk form.

La p_{it} være kvadratmeterprisen i en region i år t , og p_{jt} kvadratmeterprisen i Norge i år t . Den prosentvise prisdifferansen er dermed definert som $q_{ij,t} = p_{i,t} - p_{j,t}$. Videre er bef_{it} den relative prosentvise forskjellen i befolkning i år t , $innt_{it}$ er den relative prosentvise forskjellen i bruttoinntekt i år t , nyb_{it} er den relative prosentvise forskjellen i nybygg i år t og arb_{it} er den relative prosentvise forskjellen i arbeidsledighet i år t . $e_{ij,t}$ er feilleddet. Ligningen under viser modellen.

$$q_{ij,t} = \alpha_0 + \alpha_1 bef_{it} + \alpha_2 innt_{it} + \alpha_3 nyb_{it} + \alpha_4 arb_{it} + e_{ij,t} \quad (9.1)$$

Standardfeil vil bli rapportert i robust form for å ta hensyn til eventuelle problemer knyttet til heteroskedastisitet og autokorrelasjon i feilleddene. Dette lar variansen variere mellom områdene, samtidig som det tillater ustrukturert kovarians i områdene for å kontrollere for korrelasjon over tid. Alle variablene inneholder årlige observasjoner fra 1993 til 2013 og er hentet fra Statistisk sentralbyrå. Resultatene av modellen vises i tabell 9.1.

Tabell 9.1: Fiksede effekter med tids- og stedsdummyer.

	Norge	Byer
Befolkning	1,5324*** (0,3963)	2,5073*** (0,4011)
Inntekt	1,0378*** (0,3996)	1,5295*** (0,4781)
Arbeidsledighet	-0,1222*** (0,0435)	-0,0967 (0,0681)
Nybygg	0,0119 (0,0093)	0,0079 (0,0093)
Konstant	0,3337*** (0,0989)	0,6754*** (0,1236)
Tidsrom	1993 - 2013	1993 - 2013
Antall områder	38	20
Antall byer	20	20
Antall fylker	18	0
Totalt antall observasjoner	3985	2096
R^2	0,2869	0,3350

Robuste standardfeil markert i parentes.

***signifikant på 1% nivå, **signifikant på 5% nivå, *signifikant på 10% nivå.

- På landsbasis og for byene er koeffisienten assosiert med relative forskjeller i befolkning positiv og signifikant på ett prosent nivå. Koeffisientene forteller oss hvor mange prosent prisdifferansen endrer seg når den relative befolkningsmengden endrer seg med én prosent. Koeffisienten er høyere for byene og indikerer at byene er mer sensitive til befolkningsendringer enn landet som helhet. Dette kan skyldes heterogenitet i tilbudselastisiteten mellom geografiske områder med høy befolkningstetthet og områder med lav befolkningstetthet. Mer spesifikt kan det tenkes at plassmangel i byene har en sentral innvirkning på boligprisdifferansen. Alt annet likt, hvis urbaniseringen fortsetter i samme tempo i fremtiden, vil boligprisdifferansen vokse eksponentielt.
- Koeffisienten assosiert med relative inntektsforskjeller er signifikant og positiv på ett prosent nivå i begge tilfellene. Dette indikerer at positive inntektsforskjeller, som er relatert til produktivitet og lønnsforskjeller, tiltrekker arbeidskraft og dermed øker etterspørselen etter boliger, som igjen øker boligprisene. Størrelsen til inntektskoeffisienten, altså elastisiteten til relative boligpriser mot relativ bruttoinntekt, er nær 1 i Norge, men over 2,5 i byene. Grunnen til at inntektsendringer har lavere effekt på boligprisdifferansen, kan blant annet være at inntektene i Norge konvergerer (Rattsø & Stokke, 2014).
- Arbeidsledighet har signifikant innvirkning på ett prosent nivå, men er kun signifikant på landsbasis. Fortegnet indikerer at økt arbeidsledighet fører til en reduksjon i den relative boligprisdifferansen. Dette virker fornuftig og kan forklares ved at økt arbeidsledighet demper etterspørselen etter boliger og dermed prispresset.
- Koeffisienten assosiert med relative forskjeller i antall nybygg viser seg ikke å ha en signifikant påvirkning i noen av tilfellene. Dette kan tenkes å være på grunn av at nybygg vil ha en dempende effekt på boligprisene i områder med plassmangel, men på den andre siden ha en positiv effekt i områder der det ikke er plassmangel. I tillegg er tidsseriene for nybygg stasjonære på normal form, i motsetning til de andre seriene.
- Konstanten viser seg å være signifikant på ett prosent i begge tilfellene. Koeffisienten i byene er over dobbelt så høy som i landet som helhet. Dette viser at boligprisdifferansene er betraktelig høyere i byene i utgangspunktet og at boligprisdifferansene her er mer volatile.

På grunn av variabelenes forskjellige egenskaper har vi utelatt å gjennomføre separate regresjonsanalyser for hver enkelt by alene. Egenskapene til variablene er beskrevet i tabell 2 i appendikset og gir en indikasjon på problemene som ville oppstått ved tidsserieregresjoner. Noen av variablene er stasjonære på nivå-form, andre er trend-stasjonære og de fleste er I(1)-stasjonære. Hadde vi gjennomført regresjonen basert på I(2)-stasjonære tidsserier, ville noen av variablene bli overdifferensiert. Vi har derfor valgt å ekskludere tidsserieregresjoner i forsøk på å analysere individuelle regioner.

Kapittel 10

Konklusjoner

I denne masterutredningen har vi analysert regionale boligprisforskjeller i Norge fra 1993 til 2013. Vi har tatt utgangspunkt i to offentlig tilgjengelige datasett og konstruert en ny statistikk ved hjelp av tilbakeberegningsteknikker. Dette har gitt oss et unikt empirisk grunnlag som utgangspunkt for analysene. Vi har analysert boligprisutviklingen ved hjelp av tester for beta- og sigmakonvergens og tester for stasjonærhet. For å undersøke hva som ligger bak boligprisdifferansen, har vi ved hjelp av en regresjonsanalyse forsøkt å forklare ulike faktorerens påvirkning på boligprisforskjellene.

På grunn av at det ikke eksisterer datasett som er detaljert på fylkesnivå og som strekker seg langt tilbake i tid, har vi valgt å konstruere et nytt datasett. Dette datasettet strekker seg over en lengre tidsperiode og inneholder flere regioner enn noe annet datasett for det norske boligmarkedet alene. Dette datagrunnlaget har gitt oss en unik mulighet til å analysere regionale prisforskjeller i *hele* det norske boligmarkedet. Datasettet er konstruert på en måte som minimerer antall restriksjoner og reduserer avhengighetsstrukturen til de estimerte tidsseriene. Ved å gjennomføre kontrolltester har vi funnet ut at den nye indeksen har høy presisjon. Det er allikevel viktig å være klar over at noen av delindeksene i det nye datasettet er endogene og kan påvirke resultatene av testene. Vi har derfor supplert analysen ved bruk av et eksisterende datasett.

Ved bruk av en test for betakonvergens undersøker vi om det er en sammenheng mellom kvadratmeterpriser i 1993 og total prisvekst fra 1993-2013. Resultatene av testen har begrenset forklaringskraft og er kun signifikant ved bruk av det konstruerte datasettet. Her finner vi en positiv sammenheng mellom initialverdier i 1993 og prisvekst i perioden. Det betyr at regioner med høyest boligpriser i 1993 har hatt høyest prisvekst og dermed forårsaket divergens. Ved å studere parameterne i modellen finner vi at omlag 70 prosent av regionene i Norge divergerer.

Ved å gjennomføre en test for sigmakonvergens undersøker vi hvordan boligprisavviket utvikler seg år for år. Dette har vi gjort ved å sammenligne prisutviklingen i alle regioner i forhold til utviklingen i landet som helhet. Resultatene viser at boligprisdifferansen har økt nesten uavbrutt siden 1993. Unntaksvis finner vi at boligprisene konvergerer under finanskrisen i 2008. Det tyder på at boligprisdifferansen er knyttet til den underliggende økonomiske aktiviteten, der boligprisene divergerer i gode tider og konvergerer i dårlige tider.

For å underbygge resultatene har vi undersøkt om boligprisdifferansene inneholder enhetsrot. Dette forteller oss om boligprisavvikene er stasjonære og gir en indikasjon på om utviklingen er signifikant. Stasjonærhetstestene viser at de individuelle boligprisdifferansene inneholder enhetsrot. Det eneste unntaket er Oppland, som har en stasjonær utvikling i forhold til landsgjennomsnittet. Dette betyr at boligprisavvikene er signifikant økende og at vi kan forkaste hypotesen om at boligprisene konvergerer.

Vi har gjennomført en panelregresjon for å undersøke hva som forårsaker boligprisavvikene. Resultatene fra panelregresjonen viser at befolkningsforskjeller spiller en sentral rolle i å forklare boligprisavvik i Norge og i byene. Samtidig viser resultatene at inntektsforskjeller mellom regionene og Norge har en signifikant påvirkningskraft på prisdifferansen. Konstanten i regresjonsmodellen viser at byene har høyere boligprisforskjeller og samtidig at de er mer følsomme for endringer i de utvalgte variablene.

Vi konkluderer med at boligprisene i Norge divergerer fra 1993-2013. Prisforskjellene er i stor grad drevet av høy prisvekst i sentrale strøk grunnet urbanisering. Et uelastisk tilbud av boliger i byene har skapt ubalanse i prisdannelsen og ført til store regionale prisforskjeller. Etersom prisforskjellene har en signifikant utvikling og er drevet av samfunnsmessige endringer, tror vi prisforskjellene vil fortsette å øke i fremtiden. Færre bygningskrav og en reduksjon i skattefordelene ved kjøp av bolig, vil derimot kunne ha en dempende effekt på regionale boligprisforskjeller.

Litteraturoversikt

- Anglin, P. M. & Gencay, R. (1996). Semiparametric estimation of a hedonic price function. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 633–648. Hentet fra <http://www.sfu.ca/~rgencay/jarticles/jae-hedonic.pdf>
- Bergin, P. R. & Glick, R. (2007). Global price dispersion: are prices converging or diverging? *Journal of International Money and Finance*, 26(5), 703–729. Hentet fra <http://www.frbsf.org/economic-research/files/wp06-50bk.pdf>
- Carvalho, V. M. & Harvey, A. C. (2005). Growth, cycles and convergence in us regional time series. *International Journal of Forecasting*, 21(4), 667–686. Hentet fra http://crei.cat/people/carvalho/carvalho_growthcycles.pdf
- Clark, S. P. & Coggin, T. D. (2009). Trends, cycles and convergence in us regional house prices. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 39(3), 264–283. Hentet fra http://www.researchgate.net/profile/Steven_Clark4/publication/225665919_Trends_Cycles_and_Convergence_in_U.S_Regional_House_Prices/links/02e7e525569f5263e4000000.pdf
- Di Fonzo, T. (2003). Constrained retropolation of high-frequency data using related series: a simple dynamic model approach. *Statistical Methods and Applications*, 12(1), 109–119. Hentet fra <http://old.sis-statistica.org/files/pdf/atti/RSMi0602p193-196.pdf>
- Dvorokova, K. (2014). Sigma versus beta-convergence in eu28 in financial crisis and post-crisis period. *WSEAS Transactions on Business and Economics*, 11. Hentet fra <http://www.wseas.us/e-library/conferences/2014/Tenerife/ECONMATH/ECONMATH-13.pdf>
- Dølvik, J. E. & Eldring, L. (2006 september). Det nordiske arbeidsmarked to år etter eu-utvidelsen. *TemaNord*, 557. Hentet fra <http://www.oecd-ilibrary.org/docserver/download/380646oe.pdf?expires=1434020058&id=id&accname=ocid177625&checksum=B94777668477CD761683861DE037B4FD>
- Eitrheim, Ø., Klovland, J. T. & Qvigstad, J. F. (2004). Historical monetary statistics for norway 1819-2003. *Norges Banks skriftserie*, (35), 349–376. Hentet fra <http://www.norges-bank.no/upload/import/publikasjoner/skriftserie/35/hele.pdf>

- Finn.no, Eiendomsverdi, EFF & NEF. (2013 april). Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk. Hentet fra http://www.nef.no/xp/pub/mx/filer/boligprisstatistikk/markedsrapporter/04-Finn-13-04apr_636551.pdf
- Finn.no, Eiendomsverdi, EFF & NEF. (2014 august). Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk. Hentet fra http://www.nef.no/nef/xp/pub/mx/filer/boligprisstatistikk/markedsrapporter/Eiendom-Norge-boligprisstatistikk-for-august-2014_661452.pdf
- Grytten, O. H. (2009). Boligboble? empiriske indikatorer i historisk perspektiv. *Magma*, 5, 26–39.
- Hendry, D. F. & Wallis, K. F. (1984 oktober). *Econometrics and quantitative economics*. Blackwell Publishers, Oxford.
- Hiebert, P. & Roma, M. (2010 juni). Relative house price dynamics across euro area and us cities: convergence or divergence? *Working Paper Series*, (1206). Hentet fra <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1206.pdf>
- Hodne, F. & Grytten, O. H. (2002). *Norsk økonomi i det 20. århundre*. Fagbokforlaget, Bergen.
- HuseiernesLandsforbund. (2012). Familiebanken drar opp boligprisene? *Markedsrapport*, 02. Hentet fra http://www.huseierne.no/Global/Markedsrapporter/2012/Huseiernes_Landsforbund_Rapport_2-2012_ver080512_3_web.pdf
- Jacobsen, D. H. & Naug, B. E. (2004). *Hva driver boligprisene*. Hentet fra http://www.norges-bank.no/Upload/import/publikasjoner/penger_og_kreditt/2004-04/jacobsen.pdf
- Jacobsen, D. H., Solberg-Johansen, K. & Haugland, K. (2006). Boliginvesteringer og boligpriser. *Penger og Kreditt*, 04, 229–241. Hentet fra http://www.norges-bank.no/Upload/import/publikasjoner/penger_og_kreditt/2006-04/boliginvesteringer.pdf
- Jansen, E. S. (2011 april). Hva driver utviklingen i boligprisene? *Samfunnsspeilet*. Hentet fra <http://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/hva-driver-utviklingen-i-boligprisene>
- Kongsrud, P. M. (2000 desember). Forstår vi prisdannelsen i boligmarkedet? *Historisk Arkiv*. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/nb/aktuelt/Forstar-vi-prisdannelsen-i-boligmarkedet/id423430/>
- Langørgen, A. (2007 april). Sentralisering - årsaker, virkninger og politikk. *Samfunnsspeilet*, 02. Hentet fra <https://www.ssb.no/offentlig-sektor/artikler-og-publikasjoner/sentralisering-aarsaker-virkninger-og-politikk>
- Monfort, P. (2008). Convergence of eu regions: measures and evolution. Working Papers: A Series of short papers on regional research and indicators produced by the Directorate-General for Regional Policy, 01. Hentet fra http://ec.europa.eu/regional_policy/sources/docgener/work/200801_convergence.pdf
- NOU. (2002 februar). Boligmarkedene og boligpolitikk. *Norges offentlige utredninger. Kommunal- og moderniseringsdepartementet*, 02. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/contentassets/80899d9e55ef499c86359694e816207f/no/pdfa/nou200220020002000dddpdfa.pdf>

- NOU. (2004 januar). Effekter og effektivitet - effekter av statlig innsats for regional utvikling og distriktpolitiske mål. *Norges offentlige utredninger. Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 02*. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/contentassets/b43a9b2446984a7293d16a8b7fad27e2/no/pdfs/nou200420040002000dddpdfs.pdf>
- NOU. (2009 april). Fordelingsutvalget. *Norges offentlige utredninger. Finansdepartementet, 10*. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/contentassets/8aeb49e1528f414091fc1cc36ec1137b/no/pdfs/nou200920090010000dddpdfs.pdf>
- Pesaran, M. H. (2007). A pair-wise approach to testing for output and growth convergence. *Journal of Econometrics, 138*(1), 312–355. Hentet fra http://www.econstor.eu/bitstream/10419/18673/1/cesifo1_wp1308.pdf
- Pindyck, R. S. & Rubinfeld, D. L. (1991). *Econometric models and economic forecasts*. New York: McGraw-Hill.
- Rattsø, J. & Stokke, H. E. (2014). Population divergence and income convergence: regional distribution dynamics for norway. *Regional Studies, 48*(11), 1884–1895. Hentet fra http://www.sv.ntnu.no/iso/Hildegunn.Stokke/jrhs_agglo_240113_web.pdf
- Røed Larsen, E. & Sommervoll, D. E. (2003). Til himmels eller utfor stupet? *SSB Notater, 64*. Hentet fra https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_200364/notat_200364.pdf
- Røed Larsen, E. & Sommervoll, D. E. (2004). Boligprisene i oslo på 1990-tallet. *Økonomiske Analyser, 02*. Hentet fra https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/oa_200402/roed-larsen.pdf
- SSB. (2014 mars). Økonomisk utsyn over året 2013. *Økonomiske Analyser, 01*. Hentet fra http://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/oa/_attachment/167700?_ts=144b74690b8
- SSB. (2015 mai). *Statistikkbanken*. Hentet fra <https://ssb.no/statistikkbanken>
- Young, A. T., Higgins, M. J. & Levy, D. (2008). Sigma convergence versus beta convergence: evidence from us county-level data. *Journal of Money, Credit and Banking, 40*(5), 1083–1093. Hentet fra http://www.jstor.org/stable/25096293?seq=1#page_scan_tab_contents
- Zhang, L.-C. (2006). Prisindeksberegninger. *Internal memorandum, Statistics Norway (Price index calculations, in Norwegian only)*. Hentet fra https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_200674/notat_200674.pdf

Del I

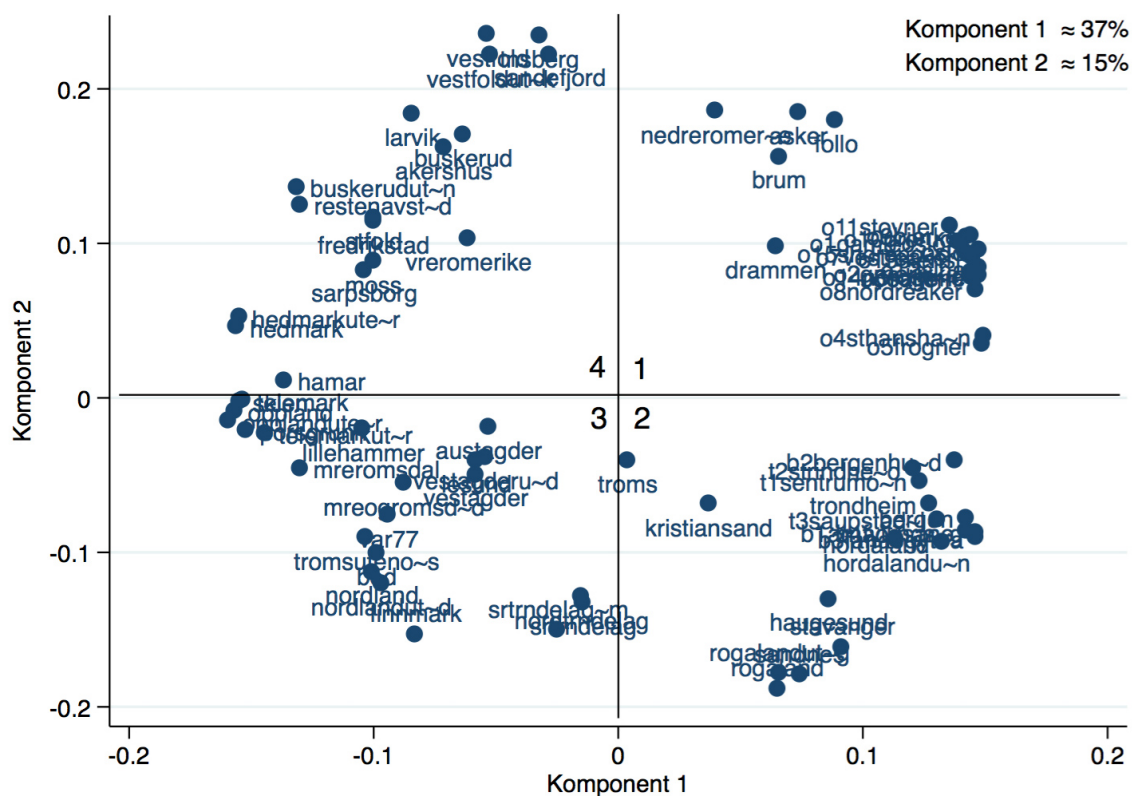
Appendiks

Tabell 1: Tilbakeskrivingsmetoder for forskjellige regioner i Norge.

Område	Metode	Tidsperiode	Relatert serie
Moss	Retropolering og MKS	1993-1998	Østfold
Sarpsborg	ARIMA	1993-1994	-
Fredrikstad	ARIMA	1993-1994	-
Øvre Romerike	Retropolering og MKS	1993-1997	Akershus
O1 Gamle Oslo	Retropolering og MKS	1993-2003	Oslo
O2 Grünerløkka	Retropolering og MKS	1993-2003	Oslo
O3 Sagene	Retropolering og MKS	1993-2003	Oslo
O4 St.Hanshaugen	Retropolering og MKS	1993-2003	Oslo
O5 Frogner	Retropolering og MKS	1993-2003	Oslo
O6 Ullern	Retropolering og MKS	1993-2003	Oslo
O7 Vestre Aker	Retropolering og MKS	1993-2003	Oslo
O8 Nordre Aker	Retropolering og MKS	1993-2003	Oslo
O9 Bjerke	Retropolering og MKS	1993-2003	Oslo
O10 Grorud	Retropolering og MKS	1993-2003	Oslo
O11 Stovner	Retropolering og MKS	1993-2003	Oslo
O12 Alna	Retropolering og MKS	1993-2003	Oslo
O13 Østensjø	Retropolering og MKS	1993-2003	Oslo
O14 Nordstrand	Retropolering og MKS	1993-2003	Oslo
O15 Søndre Nordstrand	Retropolering og MKS	1993-2003	Oslo
B1 Arna og Åsane	Retropolering og MKS	1993-2003	Bergen
B2 Bergenhus og Årstad	Retropolering og MKS	1993-2003	Bergen
B3 Fana og Ytrebygda	Retropolering og MKS	1993-2003	Bergen
B4 Fyllingsdalen og Laksevåg	Retropolering og MKS	1993-2003	Bergen
Hordaland utenom Bergen	ARIMA	1993-2003	-
T1 Sentrum og Byåsen	Retropolering og MKS	1993-2003	Trondheim
T2 Strindheim og Nardo	Retropolering og MKS	1993-2003	Trondheim
T3 Saupstad og Heimdal	Retropolering og MKS	1993-2003	Trondheim
Finnmark	Retropolering og MKS	1993-2003	Nord-Norge
Troms	Retropolering og MKS	1993-2003	Nord-Norge
Troms utenom Tromsø	Retropolering og MKS	1993-2003	Nord-Norge
Nordland	Retropolering og MKS	1993-2003	Nord-Norge
Nordland utenom Bodø	Retropolering og MKS	1993-2003	Nord-Norge
Bodø	Retropolering og MKS	1993-2003	Nord-Norge
Nord-Trøndelag	Retropolering og MKS	1993-2003	Trøndelagsfylkene
Sør-Trøndelag	Retropolering og MKS	1993-2003	Trøndelagsfylkene
Sør-Trøndelag u.Trondheim	Retropolering og MKS	1993-2003	Trøndelagsfylkene
Ålesund	Retropolering og MKS	1993-2003	Møre og Romsdal
Haugesund	Retropolering og MKS	1993-2003	Rogaland

Tabellen viser en oversikt over hvilke områder som er tilbakeskrevet, hvilken metode som har blitt brukt og hvor lang tidsperiode som har blitt tilbakeskrevet. I de områdene som har blitt tilbakeskrevet ved bruk av retropolering og multivariat kubisk spline, vises hvilket område som har blitt brukt som referanse. MKS = Multivariat kubisk spline.

Figur 2: Komponentvektorer: Avvik fra Norge.



Figuren viser resultatet av en prinsippkomponentanalyse av alle regionene inkludert i MITO-indeksen. Verdiene representerer prisdifferansen (i logaritmisk skala) fra landsgjennomsnittet og er gjort I(1)-stasjonære. Resultatet viser fire inndelinger, som kan tolkes slik: 1: Områder med høye initialverdier og høy vekst, 2: områder med høye initialverdier og lav vekst, 3: områder med lave initialverdier og lav vekst, 4: områder med lave initialverdier og høy vekst.

Tabell 2: Augmented Dickey Fuller-test for variablene i regresjonen.

	Absolutte tall med trend	Absolutte tall uten trend	Første differanse uten trend	Andre differanse uten trend
$Ln(q_{OSL})$	-1,779	-1,880	-5,228***	-8,497***
$Ln(q_{BGN})$	-2,096	-1,654	-2,999**	-5,086***
$Ln(q_{TRH})$	-1,539	-1,849	-2,708*	-4,401***
$Ln(q_{STV})$	0,332	-1,144	-2,883**	-4,613***
$Ln(q_{KRS})$	-1,681	-1,572	-3,208**	-8,105***
$Ln(q_{TRØ})$	-1,573	-1,723	-2,886**	-4,753***
$Ln(bef_{OSL})$	-1,786	-1,157	-1,806	-4,973***
$Ln(bef_{BGN})$	1,150	-2,241	-2,438	-5,107***
$Ln(bef_{TRH})$	1,196	-2,051	-1,939	-3,473***
$Ln(bef_{STV})$	-0,274	-1,202	-1,877	-4,075***
$Ln(bef_{KRS})$	-0,482	-1,872	-3,098**	-5,263***
$Ln(bef_{TRØ})$	-0,866	-2,665*	-4,361***	-5,175***
$Ln(innt_{OSL})$	0,680	-1,562	-4,567***	-7,841***
$Ln(innt_{BGN})$	-2,006	-2,283	-6,195***	-8,351***
$Ln(innt_{TRH})$	-1,700	-2,029	-3,446***	-5,792***
$Ln(innt_{STV})$	0,040	-1,889	-1,910	-4,329***
$Ln(innt_{KRS})$	-1,006	-1,936	-3,011**	-5,980***
$Ln(innt_{TRØ})$	-0,805	-1,929	-3,470***	-6,164***
$Ln(nyb_{OSL})$	-2,582*	-3,059**	-5,887***	-7,819***
$Ln(nyb_{BGN})$	-3,711***	-3,900***	-6,568***	-9,245***
$Ln(nyb_{TRH})$	-2,797*	-2,765*	-5,227***	-8,657***
$Ln(nyb_{STV})$	-3,073**	-3,702***	-7,184***	-9,650***
$Ln(nyb_{KRS})$	-2,551	-3,672***	-6,852***	-8,596***
$Ln(nyb_{TRØ})$	-1,938	-2,244	-4,692***	-7,799***
$Ln(arb_{OSL})$	-1,913	-2,278	-3,862***	-6,092***
$Ln(arb_{BGN})$	-1,153	-3,173**	-5,262***	-7,800***
$Ln(arb_{TRH})$	-1,352	-2,650*	-4,593***	-6,733***
$Ln(arb_{STV})$	-1,146	-2,196	-3,179**	-4,526***
$Ln(arb_{KRS})$	-2,135	-2,044	-3,623***	-5,800***
$Ln(arb_{TRØ})$	-2,660*	-2,660*	-4,512***	-6,497***

*** signifikant på 1% nivå, ** signifikant på 5% nivå, * signifikant på 10% nivå.
 Kritiske verdier: -3,750(1%), -3,00(5%), -2,630(10%).