



Konvergens eller divergens i det norske boligmarkedet

Empirisk urbanitetsanalyse

Ulrikke Sofie Mathisen & Miriam Notland

Veileder: Ola Honningdal Grytten

Masterutredning i Finansiell økonomi og Samfunnsøkonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Sammendrag

I denne masterutredningen utføres en empirisk analyse av konvergens og divergens i det norske boligmarkedet i perioden 2003-2014. Vi har tatt utgangspunkt i teori om beta-konvergens og eksisterende litteratur på regionale boligpriser. For å analysere konvergens har vi konstruert nye indekser etter urbanitet, hvor vi delte tettsteder inn i ulike grupper basert på folketall. I regresjonsanalysen fant vi sterke bevis for konvergens i 2007-2008, noe som støttes av en grafisk fremstilling av urbanitetsindeksene. Funnet er interessant fordi denne tidsperioden er karakterisert av finanskrisen og negativ boligprisvekst. Dette kan bety at konvergens skyldes prisnedgang, fordi et fall i priser er større på områder med høye boligpriser i utgangspunktet. Derimot starter prisnedgangen i boligmarkedet et halvt år etter at vi observerer konvergens. Dette tyder på at det kan ha vært noe annet enn bare boligprisfallet som har ført til konvergens i denne perioden. Vi har sett at styringsrenten kan være en mulig forklaringsfaktor.

Studier på regionale boligpriser har også vist at det i noen land eksisterer en Ripple Effect, som betyr at et område går foran i prisutviklingen. Så vidt vi vet har det ikke blitt forsket på denne effekten i Norge. Vi undersøkte derfor om det finnes en Ripple Effect i det norske boligmarkedet, men fant ingen klare bevis for dette.

Forord

Denne masterutredningen er skrevet ved Norges Handelshøyskole våren 2015 og inngår som en avsluttende del av masterstudiet i økonomi og administrasjon. Som følge av vår felles interesse for boligmarkedet, samt vårt ønske om å skrive en empirisk oppgave, falt valget på analyse av konvergens og divergens i det norske boligmarkedet.

Arbeidet med utredning har vært krevende og utfordrende, men først og fremst svært lærerikt. Valget om å skrive en empirisk analyse av boligmarkedet gjør at vi har fått anvendt både våre kunnskaper i finansiell økonomi og samfunnsøkonomi. Vi har begge hatt stor glede av å være to forfattere og er av den oppfatning at godt samarbeid har ført til et bedre sluttprodukt.

Vi ønsker å rette en stor takk til vår veileder, Ola Honningdal Grytten, for gode råd og konstruktive tilbakemeldinger underveis i prosessen.

Bergen 08. juni 2015

.....
Ulrikke Sofie Mathisen

.....
Miriam Notland

Innholdsfortegnelse

SAMMENDRAG	2
FORORD	3
1 INTRODUKSJON	7
1.1 PROBLEMSTILLING	7
1.2 AVGRENSNING	7
1.3 ANGREPSMÅTE	7
1.4 RESULTAT	8
2. BOLIGMARKEDET I NORGE	9
2.1 BOLIGMARKEDET	9
2.1.1 HISTORISK UTVIKLING I BOLIGMARKEDET	9
2.1.2 REGIONAL UTVIKLING I BOLIGMARKEDET	11
2.2 EKSISTERENDE LITTERATUR	12
3. TEORI	14
3.1 DEFINISJONER	14
3.2 KONVERGENS OG DIVERGENS	15
3.2.1 BETA-KONVERGENS	15
3.3 PRISDANNELSER I BOLIGMARKEDET	16
3.3.1 PRISDETERMINANTER PÅ ETTERSPORSELSSIDEN	17
3.3.2 PRISDETERMINANTER PÅ TILBUDSSIDEN	18
3.4 MODELLGJENNOMGANG	19
3.5 FAKTORANALYSE	22
4. KILDER OG DATAMATERIALE	29
4.1 BOLIGPRISDATA	29
4.1.1 VALIDITET OG RELIABILITET	30
4.2 BEFOLKNINGSDATA	30
4.2.1 VALIDITET OG RELIABILITET	30
5. BOLIGPRISINDEKSER	32
5.1 METODE	32
5.2 BOLIGPRISINDEKS ETTER URBANITET	33
6. STATISTISK TEORI OG METODE	34
6.1 REGRESJONSANALYSE	34
6.2 STASJONARITET	36
6.3 TRENDSTIMERING MED HP-FILTER	37
6.4 AUTOKORRELASJON	38
6.4.1 DURBIN-WATSON TEST	39
6.4.2 BREUSCH-GODFREY TEST	40

6.4.3 KORRIGERE FOR AUTOKORRELASJON	40
6.5 NORMALITET	41
6.5.1 STATISTISK TEST FOR NORMALITET	42
6.5.1.A SHARPIRO-WILK TEST	43
6.6 HETEROSKEDASTISITET	43
6.6.1 STATISTISKE TESTER FOR HETEROSKEDASTITET	44
6.6.1.A WHITE´S TEST	44
6.6.1.B BREUSH-PAGAN / COOK-WEISBERG TEST	45
6.7 GRANGER KAUSALITET	45
<hr/> 7. ANALYSE - KONVERGENS ELLER DIVERGENS?	<hr/> 47
7.1 METODE	47
7.2 MODELLEN	48
7.3 TEST AV FORUTSETNINGENE FOR TIDSSERIEANALYSE	49
7.3.1 STASJONARITET	49
7.3.2 AUTOKORRELASJON	51
7.3.3 HOMOSKEDASTISITET	51
7.3.4 NORMALITET	52
7.4 KONVERGENSRESULTAT	55
<hr/> 8. DRØFTING AV RESULTAT	<hr/> 57
8.1 DRØFTING AV RESULTATENE FRA KONVERGENSANALYSEN	57
8.1.1 PERIODE 2003-2006	57
8.1.1A DRØFTING AV KONVERGENS	58
8.1.1B FAKTORANALYSE	58
8.1.2 PERIODE 2005-2007	60
8.1.2A DRØFTING AV KONVERGENS	60
8.1.2B FAKTORANALYSE	61
8.1.3 PERIODE 2007-2008	61
8.1.3A DRØFTING AV KONVERGENS	62
8.1.3B FAKTORANALYSE	62
8.1.4 PERIODE 2009-2010	63
8.1.4A DRØFTING AV KONVERGENS	64
8.1.4B FAKTORANALYSE	64
8.2 SAMMENLIGNING AV PERIODENE	65
8.3 KOMPARATIV DRØFTING MED EKSISTERENDE LITTERATUR	66
<hr/> 9. RIPPLE EFFECT	<hr/> 68
9.1 METODE	68
9.2 RESULTAT	69
9.3 DISKUSJON	69
<hr/> 10. KONKLUSJONER	<hr/> 71
<hr/> REFERANSELISTE	<hr/> 73
<hr/> APPENDIKS	<hr/> 79

Tabeller

Tabell 3.1: Boligprisdeterminanter	18
Tabell 7.1: Oversikt over ADF-resultater	50
Tabell 7.2: Resultater fra Breusch- Godfrey test	51
Tabell 7.3: Regresjonsresultatet fra de 4 periodene	55
Tabell A.1: p-verdier fra normalitetstestene	79
Tabell A.2: Granger Causality test på 3 lags	79
Tabell A.3: Granger Causality test på 6 lags	80
Tabell A.4: Granger Causality test på 12 lags	80

Figurer

Figur 3.1: Tilbud og etterspørsel i boligmarkedet	16
Figur 3.2: Nettoinnflytting etter kommunestørrelse 2003-2014	23
Figur 3.3: Styringsrenten i Norge 2003-2014	24
Figur 3.4: Gjennomsnittlig månedslønn i Norge 2003-2014	25
Figur 3.5: Antall ferdigstilte boliger i Norge 2003-2014	26
Figur 3.6: Antall arbeidsledige i Norge 2003-2014	27
Figur 6.1: Stasjonær og ikke-stasjonær tidsserie	37
Figur 6.2: Illustrasjon av Granger kausalitet	45
Figur 7.1: Illustrasjon av tidsseriene med og uten trend	49
Figur 7.2: Grafisk analyse av normalfordeling for perioden 2003-2014	52
Figur 7.3: Grafisk analyse av normalfordeling for perioden 2003-2006	52
Figur 7.4: Grafisk analyse av normalfordeling for perioden 2005-2007	53
Figur 7.5: Grafisk analyse av normalfordeling for perioden 2007-2008	53
Figur 7.6: Grafisk analyse av normalfordeling for perioden 2009-2010	54
Figur 7.7: Grafisk analyse av normalfordeling for perioden 2011-2014	54
Figur 8.1: Grafisk fremstilling av urbanitetsindeksene 2003-2006	58
Figur 8.2: Grafisk fremstilling av urbanitetsindeksene 2005-2007	60
Figur 8.3: Grafisk fremstilling av urbanitetsindeksene 2007-2008	62
Figur 8.4: Grafisk fremstilling av urbanitetsindeksene 2009-2010	64

1 Introduksjon

1.1 Problemstilling

Norge er et land med varierende næringsstruktur og potensielt mange særegne regionale boligmarkeder. De siste tiårene har boligpriser i Norge variert mye mellom ulike regioner. Prisveksten har vært høy, med unntak av enkelte perioder med kortvarig prisfall. Under finanskrisen falt prisene fra midten av 2007, men allerede høsten 2009 var prisen tilbake på nivået før krisen. Prisveksten gjelder for hele landet, men prisene har vært høyest i Oslo og andre steder med tett befolkning. Motivasjonen for denne utredningen er at boligprisutvikling er et aktuelt tema som opptar folk. Det er interessant å se hvordan den regionale prisutviklingen har variert over tid. Vi ønsker derfor å undersøke om det finnes konvergens eller divergens i det norske boligmarkedet.

Konvergens tilsier at områder med lav pris ved inngangen av perioden, vokser raskere enn områder med høyere priser. Så vidt vi vet er det ingen som har forsket på dette i Norge. I andre land har forskere funnet at det eksisterer en langsiktig likevekt i boligpriser. Dette innebærer at svingninger og prisforskjeller bare er midlertidig, og at prisene vil returnere til likevekten over tid. Studier på regionale boligpriser har også vist at det eksisterer en Ripple Effect i noen land. Vi ønsker derfor å undersøke om dette er tilfelle i Norge.

1.2 Avgrensning

Utredningen avgrenses til perioden 2003-2014. Vi ser på markedet av boliger som er annonsert gjennom Finn.no, og dette utelukker salg som ikke er offentlig annonsert. Vi skiller ikke mellom ulike boligtyper som enebolig, leilighet eller rekkehus. I analysen av konvergens har vi sett på ulike forklaringsfaktorer, men på grunn av begrenset tid og ressurser har vi ikke gjort en formell analyse. I analysen av Ripple Effect har vi begrenset oss til å se på hele perioden under ett.

1.3 Angrepsmåte

Vi har i denne utredningen brukt statistikkprogrammene Stata og OxMetrics i analysen. Vi starter i kapittel 2 med å gå igjennom den historiske utviklingen av

boligmarkedet i Norge, samt den regionale utviklingen i prisene. Deretter presenterer vi i kapittel 3 relevant teori og modeller som brukes til å analysere konvergens og divergens. Her går vi gjennom teorien for beta-konvergens og hvilke faktorer som kan forklare prisutvikling. I kapittel 4 ser vi på kilder og datamateriale og vurderer validiteten og reliabiliteten til boligpris- og befolkningsdata. Videre presenterer vi i kapittel 5 hvordan vi har konstruert boligprisindekser generelt, og sammensatt nye indekser etter urbanitet. I kapittel 6 går vi gjennom statistisk teori og metode som er brukt i videre analyse. Deretter utfører vi analysen av konvergens og divergens i kapittel 7. Drøftingen av resultatene blir så presentert i kapittel 8. I kapittel 9 undersøker vi om det finnes en Ripple Effect i det norske boligmarkedet. Vi avslutter utredningen med konklusjoner basert på våre resultater.

1.4 Resultat

I utredningen fant vi klare bevis for beta-konvergens i boligmarkedet i perioden 2007-2008. Dette støttes av en grafisk fremstilling, hvor vi ser at det er konvergens fra slutten av 2006 til 1. kvartal 2009. Vi fant derimot ingen bevis for en Ripple Effect i det norske boligmarkedet.

2. Boligmarkedet i Norge

2.1 Boligmarkedet

Utviklingen i boligprisene er viktig for aktiviteten i norsk økonomi. Det påvirker konjunktursyklene og finansiell stabilitet. Boligpriser er ofte rapportert i media, på grunn av virkningen det har for norske husholdningers økonomi. En prisendring påvirker formuen til norske husholdninger, og har betydning for husholdningenes etterspørsel. Mer enn 80 prosent av bankenes utlån er sikret med pant i bolig, og norske husholdninger har et stadig høyere gjeldsnivå (SSB, 2014).

En endring i boligpriser har en tendens til å virke selvforsterkende. Økte boligpriser gir økt formue for boligeiere, og en del eiere vil ønske å ta ut noe av denne gevinsten i høyere konsum. Virkningen forsterkes av at eierne kan ta opp mer lån med sikkerhet i egen bolig, og boligprisene stiger ytterligere.

Dersom boligprisene faller, kan panteverdiene bli lavere enn verdien av boliglånene for en del husholdninger. Bankene vil få økte utlånstap dersom disse husholdningene ikke klarer å betjene gjelden sin. Det kan føre til at bankene blir mer forsiktige med å gi lån til husholdninger, og dermed kan boligprisene falle enda mer. Et prisfall på boliger vil også redusere husholdningenes formue og mulighet til å ta opp lån mot sikkerhet i egen bolig. Det vil dempe det private konsumet og aktivitetsnivået i norsk økonomi.

Boligprisene har videre betydning for aktiviteten i byggebransjen og antall ferdigstilte boliger. Nye boligprosjekter blir lønnsomme dersom boligprisene øker i forhold til kostnadene ved å bygge nye boliger. Dermed øker boliginvesteringene. Ved et fall i boligpriser til et nivå under kostnaden ved å bygge hus, vil mange byggeprosjekter bli ulønnsomme. Dette fører til mindre nybygging og dermed et lavere aktivitetsnivå i økonomien.

2.1.1 Historisk utvikling i boligmarkedet

I løpet av 1980-tallet skjedde det en endring i reguleringsprosessene i kredittpolitikken. De direkte reguleringene av bankenes utlån ble opphevet i 1984. Fra

høsten 1985 var ikke lenger finansinstitusjonenes utlånsrenter direkte regulert. Denne liberaliseringen av kredittmarkedet førte til en økning i boliggetterspørselen. Den store likviditetstilførselen fra Norges Bank på starten av 1980-tallet gjorde at den gjeldsfinansierte høykonjunkturen nådde sitt toppunkt i 1987 (Hodne & Grytten, 2002, s.272-273). I perioden mellom 1984-1987 hadde Norge en økning på 20 prosent i realboligprisene. Fra 1987 fikk økonomien et tilbakeslag, som ble forsterket av bankkrisen på starten av 1990-tallet. Dette resulterte i en lavkonjunktur og et fall i realboligprisene på om lag 43 prosent (Jansen, 2011).

På begynnelsen av 1990-tallet opplevde man mindre lønnsomhet i byggebransjen på grunn av fallende boligpriser og økte renter. Dette førte til at boliginvesteringene falt i denne perioden. Fra 1993 var det en reduksjon av styringsrenten, og boligprisene begynte å øke igjen. Dette stimulerte til økte boliginvesteringer fra 1994. Boligprisene har vokst fra 1993 og fram til i dag, med unntak av et mindre tilbakeslag i 2002 (Jacobsen, Solberg-Johansen & Haugland, 2006), under finanskrisen og sommeren 2013.

I perioden frem til starten av 2000-tallet var Norge på vei inn i en høykonjunktur. Dette snudde ved at inflasjonen avtok og vi fikk en høy realrente. Det norske arbeidsmarkedet ble også tøffere, og dette påvirket etterspørselen etter boliger i Norge. Det ble ført en kontraktiv pengepolitikk for å styrke kronekursen, men lav økonomisk vekst intensjonalt var med å skape utfordringer for norsk industri. Da boligprisene svekket seg i 2002, valgte regjeringen å endre pengepolitikk ved å sette ned renten. Dette var med på å stimulere til ny vekst i boligmarkedet, og boligprisfallet ble dermed kortvarig (Kommunal – og moderniseringsutvalget, 2002).

Da finanskrisen rammet Norge var det en markant nedgang i boligprisene. Fra perioden mellom 2007 og 2009 falt realboligprisene med 18 prosent (Sættem, 2012). Norges Bank var rask med å sette ned renten, og dette var med på å stimulere til økning i den norske økonomien. I 2009 var prisene tilbake på nivået før finanskrisen.

Prisene har så fortsatt å stige, med unntak av den svake nedgangen etter sommeren 2013. Denne nedgangen skyldtes strengere praksis hos bankene, og at psykologien i markedet endret seg. Stadig flere valgte å selge før de kjøpte ny bolig. Boligprisene ved utgangen av året var da 0,6 prosent lavere enn ved utgangen av 2012.

2.1.2 Regional utvikling i boligmarkedet

Norge er et langstrakt land med varierende næringsstruktur og potensielt mange særegne regionale boligmarkeder. Boligprisene har derfor forskjellig utvikling ulike steder i Norge. På den ene siden kan den varierende næringsstrukturen avgjøre i hvilken grad regioner er utsatt for ulike typer sjokk i økonomien. Dessuten vil etterspørselen etter boliger i ulike landsdeler avhenge av flyttemønsteret og sentralisering mot byer. Samtidig som vi har regionale forskjeller i boligpriser, vil endringer i norsk boligpolitikk og økonomiske hendelser kunne påvirke alle regioner. Eksempler på dette er reguleringene av boligmarkedet og bankvesenet gjennom 1980-tallet, samt bankkrisen på starten av 1990-tallet og finanskrisen i 2008.

De siste 10 årene har Norge totalt sett hatt en prisutvikling på 85 prosent. Denne utviklingen har vært forskjellig på ulike steder i landet, og den største prisveksten har vært i Stavanger og Oslo (Eiendom Norge, 2015). Vi har derimot sett noen endringer de siste årene, og Stavanger har nå ikke like sterk vekst som tidligere. Høyest vekst de siste fem årene har vært i Tromsø. Omsetningstiden viser også at det er store forskjeller mellom regioner. I januar 2015 varierte den fra 21 dager i Bergen til 129 i Aust-Agder.

I Norge har nettoinnflyttingen til sentrale strøk vært positiv de siste årene. Det har påvirket de regionale boligprisene i ulik retning, men kan også ha endret den gjennomsnittlige boligprisen for landet som helhet. Oslo var i 2014 den raskest voksende byen i Europa (BBC News, 2015). Veksten har vært høy i de største byene i Norge i flere tiår, men i dag er den raskeste populasjonsveksten i områdene rundt de store byene (SSB, 2015a). Dette vil kunne påvirke boligprisene fremover.

2.2 Eksisterende litteratur

Kunnskap om prisdynamikk i boligmarkedet har vært lite studert både i Norge og på verdensbasis. Det finnes derimot noen studier på konvergens i regionale boligpriser og vi har valgt å se på forskning fra USA og Storbritannia. Videre har vi sett på en studie fra Sverige om Ripple Effect.

Young og Rous (2012) studerte konvergens for boligpriser i stater og metropoler i USA. De fant lite som tyder på total konvergens for boligpriser. Derimot fant de sterk indikasjon på at det finnes grupperinger som konvergerer mot en felles likevektspris. Både stater og metropoler ble delt i fire grupperinger hver. Disse grupperingene var ikke nødvendigvis geografiske naboer, og flere av metropolene som ble gruppert sammen har ganske ulik populasjonsvekst. Videre undersøkte de om fundamentale makroøkonomiske determinanter har en effekt på konvergens av boligpriser. De fant at boligtilbud, boligreguleringer og klima er viktige faktorer som forklarer at boligprisene konvergerer noen steder.

Holmes og Grimes (2005) studerte konvergens i regionale boligpriser i Storbritannia. De fant et langsiktig likevektsforhold mellom ulike regioner. Holmes (2005) brukte også en annen tilnæringsmåte med enhetsrøtter og fant at en splittelse mellom øst og vest i hvor stor grad de regionale boligprisene beveger seg mot en langsiktig likevekt. Boligpriser i de vestlige regionene (South West, West Midlands and Wales) konvergerer ikke mot den totale likevektsprisen i Storbritannia.

Flere studier i Storbritannia, blant annet Holmans (1990) og Meen (1999), viser at høyprisregioner går fremst i prisutviklingen, mens lavprisregionene følger etter. Denne trenden er gjeldende ved både prisoppgang og prisnedgang, og kalles Ripple Effect. Dette innebærer at det kan være store kortsiktige variasjoner i regionale prisforskjeller, men at det på lang sikt vil være en langsiktig normalpris. Meen (1999) fant at London leder an prisutviklingen i Storbritannia. Det finnes derimot kritikere til Ripple Effect, og blant annet Ashworth og Parker (1997) er tvilsomme til tilstedeværelsen av denne effekten i Storbritannia.

Det er også gjort undersøkelser på Ripple Effect i Sverige, og Berg (2000) fant at Stockholm leder an boligprisutviklingen. Det ble i denne forskningen sett på tre store regioner, Stockholm, Malmö og Gøteborg, samt fire lokale arbeidsmarkedsregioner. Resultatene viser at prisendringen for Stockholm har informasjon for de andre regionene med en tids-lag på opp til et år.

3. Teori

Vi vil i dette kapitlet gå gjennom nødvendige definisjoner og teori for videre arbeid. Herunder er teori for beta-konvergens og prisdannelse i boligmarkedet. Vi presenterer så Norges Banks boligprismodell og en modell for regionale boligpriser av Meen (1999). Til slutt tar vi en gjennomgang av ulike forklaringsfaktorer for konvergens.

3.1 Definisjoner

For at noen begreper i utredningen ikke skal skape misforståelse, ønsker vi å definere sentrale ord og uttrykk. I dette kapitlet vil vi definere de begrepene vi mener er nødvendig for at leseren skal forstå vår problemstilling. Videre vil andre ord og uttrykk bli definert og forklart fortløpende gjennom utredningen.

Konvergens og divergens:

Økonomisk konvergens er at vekstraten i fattige økonomier vokser raskere enn rike. Motsatt er divergens når rike økonomier vokser raskere.

Ripple Effect:

Ripple Effect går ut på at en endring skjer først i et område, for deretter å spres til andre områder i senere perioder.

Empiri:

Empiri er et begrep som brukes for å forklare informasjon som er innhentet gjennom observasjoner, erfaring eller eksperiment (Wikipedia, n.d a).

Områder:

I vår utredning har vi brukt samlebegrepet ”områder” for de ulike stedene vi har data for. Dette inkluderer fylker, byer og bydeler i Norge.

Urbanitet:

Vi deler områder etter urbanitet. Med dette mener vi områder med lignende størrelse på innbyggertall.

Migrasjon

Med migrasjon mener vi folkevandring mellom ulike regioner i Norge.

3.2 Konvergens og divergens

Vi har i denne utredningen valgt å ta utgangspunkt i teori om beta-konvergens. Ideen bak økonomisk konvergens er at vekstraten i fattige økonomier vokser raskere enn rike. Dette innebærer at markeder som er underutviklet vil ha potensiale til å vokse raskere enn større markeder. Prisene i ulike økonomier konvergerer da mot en felles likevektspris. På den andre siden har vi divergens, som viser til en utvikling i motsatt retning.

Teorien om konvergens kan også knyttes til vekst i boligmarkedet. Finner man bevis for konvergens, vil dette tyde på at veksten i områder med høye priser er mindre enn i områder med lave priser. Motsatt vil bevis for divergens tyde på høyere vekst på steder med allerede høye priser.

Innenfor økonomisk konvergens finnes det to hovedkonsepter, beta- og sigma-konvergens. Vi skal ikke bruke sigma-konvergens, men dette konseptet omhandler tverrsnittlig spredning. Dersom det er fall i spredningen i standardavvik mellom en gruppe regioner, vil vi kunne finne bevis for sigma-konvergens. Begrepet omhandler altså en reduksjon i ulikheter mellom regioner over tid (Barro & Sala-i-Martin, 2004, s.462).

3.2.1 Beta-konvergens

For å måle tilstedeværelse av beta-konvergens, kjører vi en regresjonsanalyse. Vi estimerer den gjennomsnittlige veksten i boligprisene for en gitt periode med hensyn på inngående boligpris. En negativ beta-koeffisient indikerer at områder med lavere

inngangsverdi vokser raskere enn områder med høyere inngangsverdi. Motsatt vil en positiv signifikant beta tilsvare divergens.

$$(3.1) \quad \frac{1}{T} \ln \frac{y^T}{y_0} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_0 ,$$

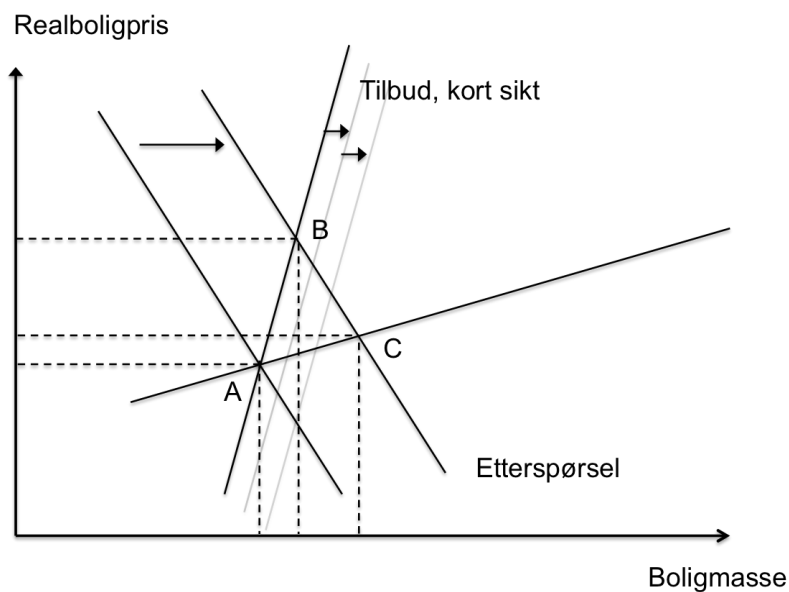
hvor y_0 er prisen i inngangssåret for perioden vi tester for, y^T er prisen i siste år, T er antall måneder i perioden, og α_1 faktoren for beta-konvergens.

3.3 Prisdannelser i boligmarkedet

Boligpriser bestemmes av etterspørselen i markedet og tilbud av boliger.

Boligetterspørselen består av husholdningenes etterspørsel etter boliger for boformål og rene investeringsobjekter. Det er rimelig å anta at den første komponenten er klart større enn den andre. Tilbudet av boliger er målt ved boligmassen, som er rimelig stabil på kort sikt. Kort sikt i boligmarkedet defineres som 2-3 år (Kongsrud, 2000). Det tar tid å starte nye byggeprosjekter og nybyggingen per år utgjør en liten del av den totale boligmassen. Boligmarkedet har derfor mindre fleksibilitet på tilbudssiden sammenlignet med mer standardiserte konsumvarer. På lang sikt vil derimot boligmassen kunne tilpasse seg etter etterspørselen.

Figur 3.1: Tilbud og etterspørsel i boligmarkedet



Tilbud og etterspørsel i boligmarkedet er illustrert i figur 3.1. På kort sikt vil boligprisene i hovedsak fluktuere med endringer i etterspørselen. Etterspørselskurven i boligmarkedet er fallende, og det blir etterspurt flere boliger ved lav pris enn ved høy pris. Tilbudsfunksjonen i boligmarkedet er lite elastisk på kort sikt og et etterspørselssjokk får store prisutslag. Likevektsprisen bestemmes ut i fra skjæringspunktet mellom tilbuds- og etterspørselskurven. I utgangspunktet er likevektsprisen A. Et positivt etterspørselssjokk fører til at etterspørselskurven skifter utover. Det betyr på kort sikt at prisene øker til B. På lang sikt blir derimot tilbudet mer elastisk, fordi man får i gang nybygging av boliger og da synker prisene til C. Denne virkningen blir forsterket dersom etterspørselen har falt tilbake når de nye boligene er ferdige. Kortsiktig likevektspris er derfor høyere enn langsiktig likevektspris. Dette fordi det tar tid før boligmassen justerer seg i forhold til den økte boligetterspørselen (Norges Bank, 2007).

3.3.1 Prisdeterminanter på etterspørselssiden

Det er mange faktorer som er med på å bestemme etterspørselen etter boliger. Ifølge Jacobsen & Naug (2004) er rente, arbeidsledighet og husholdningenes inntekter de viktigste forklaringsfaktorene for etterspørselen. Alle disse prisdriverne påvirker husholdningenes disponible inntekter, og dermed hvor mye som kan benyttes på boligformål. Derfor vil forventninger til utviklingen av disse faktorene i fremtiden også spille en stor rolle for etterspørselen. Forventninger om framtidige inntekter og bokostnader er viktige fordi boliger er et varig forbruksgode. Boligkjøp er også de største kjøpene gjennom livsløpet, og de fleste husholdninger lånefinansierer en betydelig del av kjøpet (Jacobsen & Naug, 2004). Husholdningers forventninger for boligprisen kan også avgjøre om de velger å kjøpe eller investere i bolig, eller om de velger å fremskynde/utsette et boligsalg.

Den samlede boligetterspørselen vil også avhenge av befolkningens størrelse og antall husholdninger. De siste årene har det blitt vanlig med færre beboere per husholdning. Det har blitt flere skilsmisser, og mange venter med å starte en familie. Denne utviklingen har totalt sett ført til at det etterspørres langt flere boliger i dagens samfunn enn det som var vanlig tidligere.

Se tabell 3.1 side 18 for detaljert liste av mulige boligprisdeterminanter på etterspørselssiden.

3.3.2 Prisdeterminanter på tilbudssiden

Faktorer som er med på å bestemme tilbudet av boliger er blant annet tomtepris og byggekostnader. I Norge er store landområder tilnærmet ubeboelige, og store områder er regulert for jordbruk eller fredet som nasjonalparker. På grunn av urbanisering er det lite ledige tomter der folk vil bo, og prisene er tilsvarende høye. I tillegg til høye tomtepriser har vi høye byggekostnader på grunn av økende lønninger og priser på materialer. Byggekostnadene har også økt etter nye forskrifter som kom i forbindelse med TEK 10 (Henriksen, 2011). Se tabell 3.1 for detaljert liste av mulige boligprisdeterminanter på tilbudssiden.

Tabell 3.1: Boligprisdeterminanter (Grytten, 2010)

Tilbud:	Etterspørsel:
Renter	Renter
Konjunkturer	Konjunkturer
Nybygging	Arbeidsledighet
Ferdigstilling	Levestandard
Lager	Befolkningsvekst
Plass	Urbanisering
Psykologi	Psykologi
Forventning	Forventning
Historie	Historie
	Skattlegging
	Leiepriser
	Bankers utlånspraksis

3.4 Modellgjennomgang

Norges banks boligprismodell (Jacobsen & Naug, 2004)

Jacobsen & Naug har estimert en modell for boligprisene med fundamentale variabler som forklaringsfaktorer. De fant at rente, nybygging, arbeidsledighet og husholdningenes inntekter er de viktigste forklaringsfaktorene for boligprisene. De benyttet også avviket mellom faktisk og anslått boligpris som et mål på om boligprisene er overvurdert i forhold til fundamentale forklaringsfaktorer. De fant derimot ikke holdepunkt for at boligprisene er overvurdert i forhold til en fundamentalverdi bestemt av forklaringsfaktorene. Altså at prisene ikke drives av forventninger alene. Modellen er godt forankret både teoretisk og empirisk, og er fortsatt i bruk av Norges Bank.

Modellen:

$$\Delta \text{boligpris}_t = 0,12 \Delta \text{inntekt}_t - 3,16(\Delta \text{Rente}(1 - \tau))_t - 1,47(\Delta \text{Rente}(1 - \tau))_{t-1} - 0,04 \text{Forv}_t - 0,12[\text{boligpris}_{t-1} + 4,47(\Delta \text{Rente}(1 - \tau))_t + 0,45 \text{ledighet} - 1,66(\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1}] + 0,56 + 0,04 S_1 + 0,02 S_2 + 0,01 S_3,$$

hvor

τ = Marginalskattesats for kapitalinntekter og – utgifter

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

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

E = Indikator for husholdningers forventninger til egen og landets økonomi.

F = Verdi av E som kan forklares av utviklingen i rente og ledighet.

Analysen ser på bevegelser i boligprisene på kort sikt. Boligmassen vil imidlertid tilpasse seg til etterspørselen over tid. De fant at en økning i boligmassen på 1 prosent vil redusere boligprisene med 1,75 prosent på lang sikt.

Modellen viser at boligprisene vil falle med om lag 11 prosent over tid dersom ledighetsraten skulle øke permanent fra 4 til 5 prosent. Siden de fleste husholdninger tar opp lån til boligkjøp, vil bankenes utlånspolitikk være potensielt viktig for utviklingen i boligprisene. De finner derimot ingen signifikant effekt for husholdningenes gjeld på boligprisene.

Modellen er konsistent med økonomisk teori, men tilbudssiden er ikke modellert. Boligmassen inngår i modellen, men den betraktes kun som eksogen. Tilbudssiden responderer på prisøkninger, men dette skjer bare gradvis over tid. Veksttakten i boligmassen vil påvirkes til dels av de samme faktorer som påvirker etterspørselssiden, kanskje spesielt forventninger og inntektsvekst. Vi anser spesielt forklaringsfaktorene som relevante for vår oppgave, og vi vil inkludere disse i vår analyse.

An Alternative Model of Regional House Prices (Meen, 1999)

Denne artikkelen presenterer en modell som prøver å gi en økonomisk forklaring på Ripple Effect. Det har blitt gjort mye forskning på emnet i Storbritannia, og det er bevist at det finnes et distinkt mønster mellom boligpriser i ulike områder. Det er dette som kalles Ripple Effect, som innebærer at en økning i pris i sør-øst sprer seg over tid til resten av Storbritannia. Meen (1999) fant at denne effekten kan oppstå selv om det ikke er noen sammenhenger mellom boligmarkedene på ulike områder.

Meen deler Storbritannia inn i 4 regioner: ”South”, ”Midlands”, ”North” og ”Scotland”. Endringer i regionale boligpriser deles inn i tre komponenter: (1) bevegelser som er felles for alle regioner; (2) variasjoner som skyldes de uavhengige variablene som reflekterer forskjeller i økonomisk vekst mellom regionene; (3) strukturelle forskjeller i regionale boligmarkeder. I tidligere litteratur har det blitt fokusert mest på de to første komponentene, og i denne artikkelen er fokus på komponent tre.

Langsiktig ligning for boligpriser i regioner:

$$(3.2) \quad g_i = \gamma_{0,i} + \gamma_{1,i}(R) + \gamma_{2,i}(y_i) + \gamma_{3,i}(up_i) + \varepsilon_i,$$

hvor

R = nominell rente

y = realinntekt

up = arbeidsledighetsrate

ε = feilledd

g_i = real purchase price of dwellings

i = region 1, ..., n

Denne ligningen kan også vises som en nasjonal modell, da byttes i ut med N .

Modellen kombinerer disse to ligningene til:

$$\begin{aligned} \Delta(ph_1 - ph_N) = & (\delta_{0,i} - \delta_{0,N}) + \delta_{0,i} \Delta(y_i - y_N) + \delta_{2,i} \Delta(ph_i - ph_N)_{-1} + \\ & \delta_{3,i} \Delta(up_i - up_N) + (\delta_{4,i} - \delta_{4,N}) \Delta R + (\delta_{5,i} - \delta_{5,N}) \Delta y_N + ((\delta_{6,i} - \delta_{6,N}) \Delta up_N - \\ & \delta_{7,i} [(ph_i - ph_N)_{-1} - \gamma_{2,i} (y_i - y_N)_{-1} - \gamma_{3,i} (up_i - up_N)_{-1}] + \mu_1, \end{aligned}$$

hvor ph = nominelle boligpriser.

Modellen viser at Ripple Effect skyldes tilpasninger innenfor regioner i større grad enn forskjeller mellom regioner. Det har tidligere vært tillagt stor vekt på migrasjon og arbitrasje. Sistnevnte betyr at hvis boligmarkedene er fullt ut effektive, vil arbitrasje foregå over regionene for å eliminere eventuelle forskjeller i avkastning. Hvis prisene er lavere i nord, vil man forvente at husholdninger migrerer fra sør til nord. Dette fører til en utjevning i boligprisene over tid. Meen (1999) fant derimot at migrasjon fra områder med høy pris til områder med lav pris ikke er betydelig nok til å forklare Ripple Effect.

Meen (1999) fant også at svingninger i boligpriser er størst i sør på grunn av at innbyggerne her har høyere gjeldsgrad enn i resten av landet. Dette gjør at de blir mer påvirket av renteendringer og derfor responderer raskere på endringer i rentenivået. Det samme gjelder for en endring i arbeidsledighet, og en økning i ledighet vil derfor få en større negativ effekt på boligprisene i sør.

Videre finner Meen (1999) at boligpriser er svært følsomme for endringer i konsum i alle de fire områdene. Han brukte konsum som et mål på inntekt. Dette innebærer at dersom regionale inntekter vokser i ulik takt, så vil det gi en sterk virkning på boligprisvekst i de ulike regionene. Han fant også at inntektsendringer i sør har større positiv effekt på boligprisen enn inntektsendringer i resten av landet. Noe som også skyldes høyere gjeldsgrad i sør.

På bakgrunn av den mangfoldige forskningen som er gjort på Ripple Effect i Storbritannia, og artikkelen til Meen (1999) som et viktig bidrag, ønsker vi undersøke om vi kan finne lignende funn i Norge.

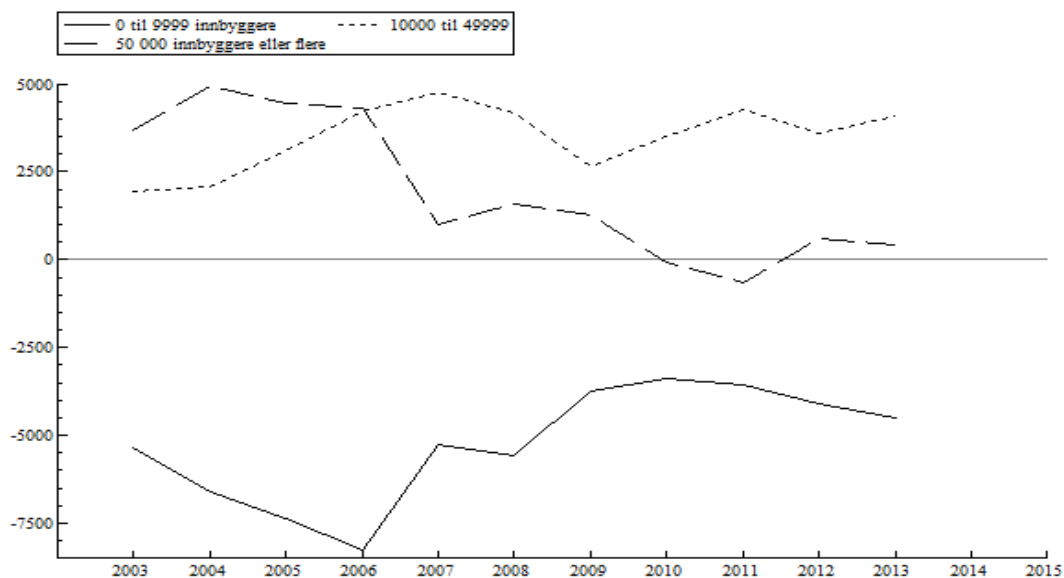
3.5 Faktoranalyse

I kapittel 3.3 gikk vi gjennom hvilke faktorer som kan forklare boligpriser. Nå vil vi gå nærmere inn på noen av disse faktorene, og hvorfor de kan forklare ulike regionale priser og konvergens eller divergens.

Migrasjon

Hvis vi ser på nettoinnflyttingen i forhold til kommunestørrelse ser vi at små kommuner har hatt en negativ nettoinnflytting i hele tidsperioden. Denne var lavest i 2006, men har gradvis økt fram til 2010. De siste årene ser vi igjen en liten nedgang. Mellomstore kommuner har hatt en økning fra 2003, men har vært mer stabil de siste årene. De største kommune har hatt en gradvis nedgang gjennom perioden, og i 2011 var det til og med negativ nettoinnflytting (SSB, n.d a).

Figur 3.2: Nettoinnflytting etter kommunestørrelse 2003-2014

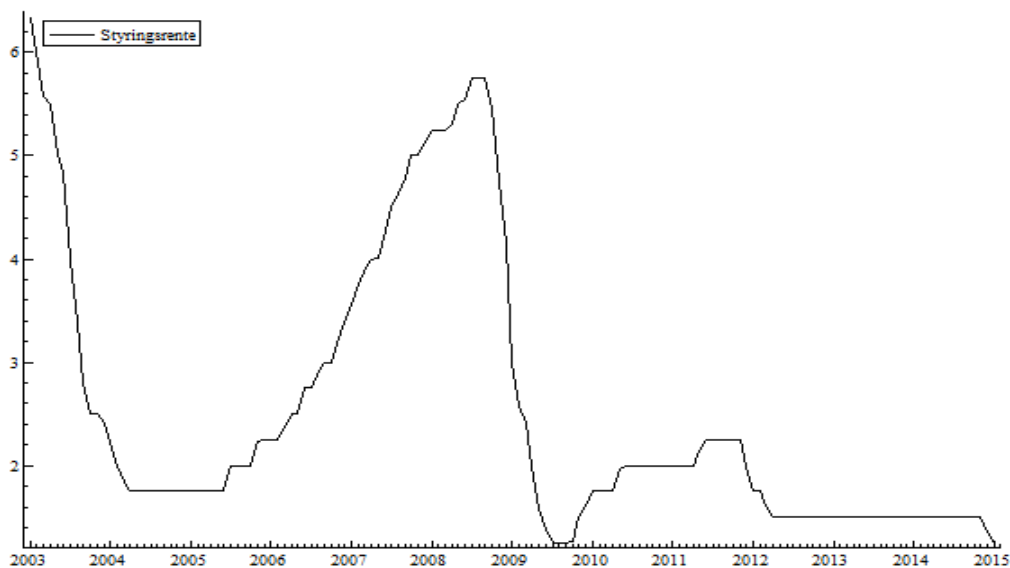


Ifølge teori om tilbud og etterspørsel så vil områder med lave priser ha høyest etterspørsel. Man vil da forvente at husholdninger migrerer fra steder med høye priser til steder med lave priser, noe som fører til en utjevning i priser. Ifølge Meen (1999) er derimot ikke migrasjon som følge av dette en betydelig faktor for konvergens.

Rente

Styringsrenten påvirker husholdningers disponible inntekt. En lav styringsrente er med på å stimulere til økonomisk vekst, og dette vil kunne gi stor utslag i prisveksten i boligmarkedet. I løpet av perioden ser vi det har vært flere endringer i styringsrenten. Ved inngangen av 2003 og frem til 2005 ble renten redusert fra 6,5 til 1,75 prosent. Fra sommeren 2005 fikk vi derimot en økning igjen som fortsatte til høsten 2008 hvor den nådde toppen på 5,75 prosent. Da finanskrisen inntraff satt Norges Bank ned styringsrenten for å få i gang norsk økonomi. Dette førte til at renten var nede på 1,25 prosent sommeren 2009. Siden da har det vært noen små økninger før den i desember 2014 igjen var tilbake på 1,25 prosent (Norges Bank, n.d).

Figur 3.3: Styringsrenten i Norge 2003-2014

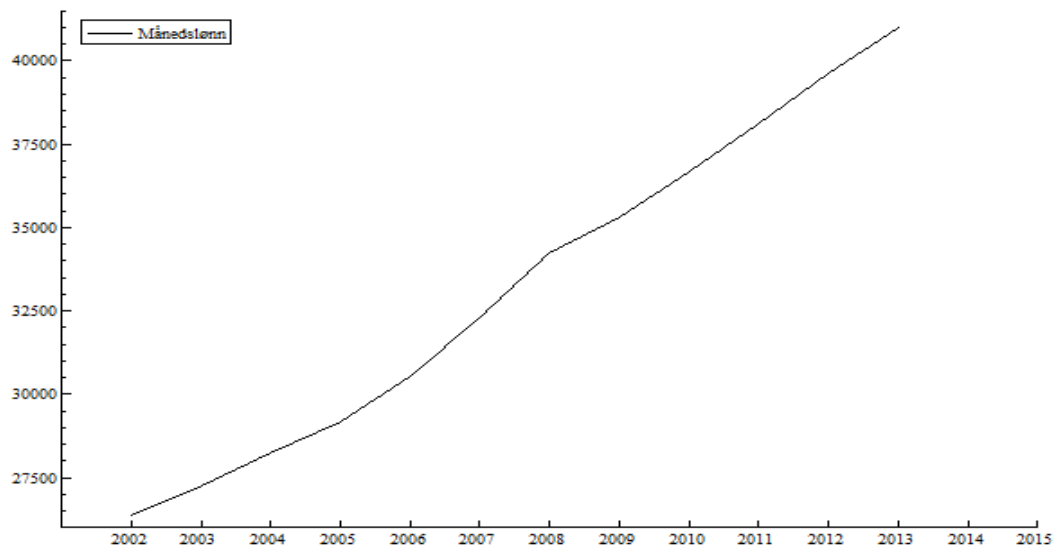


Styringsrenten er en faktor som er lik for alle husholdninger, og en endring vil teoretisk sett påvirke hele landet likt. Meen (1999) finner derimot i sin forskning at områder i Storbritannia blir påvirket ulikt av styringsrenten. Dette skyldes forskjeller i gjeldsgrad. Der husholdninger har høy gjeldsgrad, vil en endring i styringsrenten ha større innvirkning på boligprisene. Det er mulig at dette fenomenet også kan være gjeldende i Norge.

Lønninger

Norske lønninger har hatt sterk vekst de siste årene. Fra 2003 til 2014 har det vært en årlig gjennomsnittlig vekst på 4 prosent. Dette er derimot lavt sammenlignet med årlig gjennomsnittlig boligvekst på 6 prosent i samme periode¹.

Figur 3.4: Gjennomsnittlig månedslønn i Norge 2003-2014



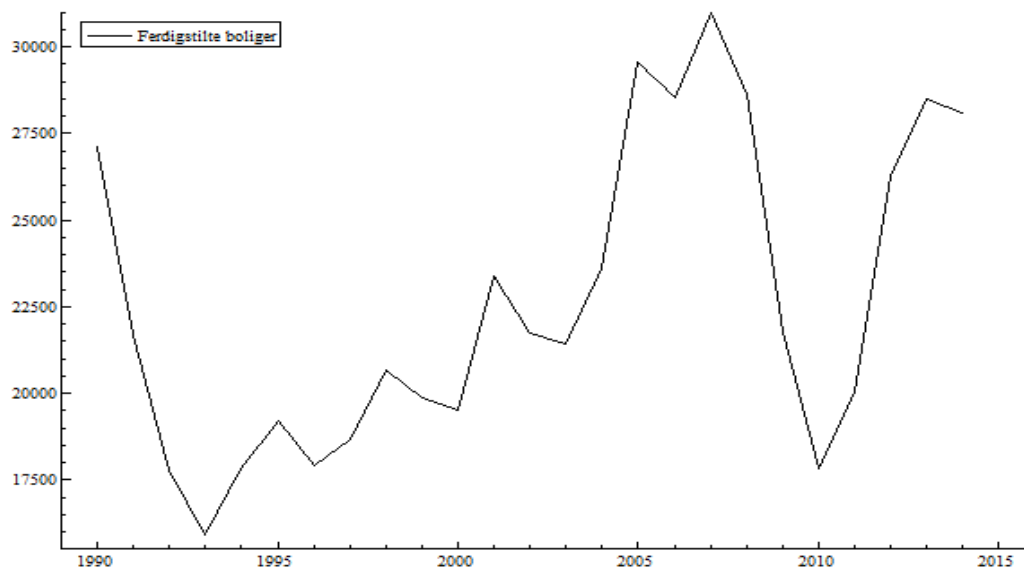
Økte lønninger gir mulighet til å bruke mer penger på bolig, noe som bidrar til vekst i boligpriser. Mange høytlønnede jobber er plassert i sentrale strøk, og bidrar til høyere priser i de store byene (SSB, n.d b). Meen (1999) fant at dersom regionale inntekter vokser i ulik takt, vil dette påvirke boligprisveksten forskjellig i ulike regioner. Han fant også at inntektsendringer har større effekt på boligpriser i områder med høy gjeldsgrad.

¹ Kalkulasjon er basert på indeks fra Eiendom Norge for perioden 2003-2014

Ferdigstilte boliger

Antall ferdigstilte nybygg bidrar til å øke boligtilbudet i markedet. Vi ser at på slutten av 90-tallet ble det bygget færre boliger enn ved inngangen av tiåret. Videre var det en reduksjon i antall ferdigstilte boliger i perioden etter finanskrisen, men fra 2010 ser vi igjen en økning. I 2014 var nivået på antall ferdigstilte boliger rett i overkant av det nivået vi hadde i 1990.

Figur 3.5: Antall ferdigstilte boliger i Norge 2003-2014

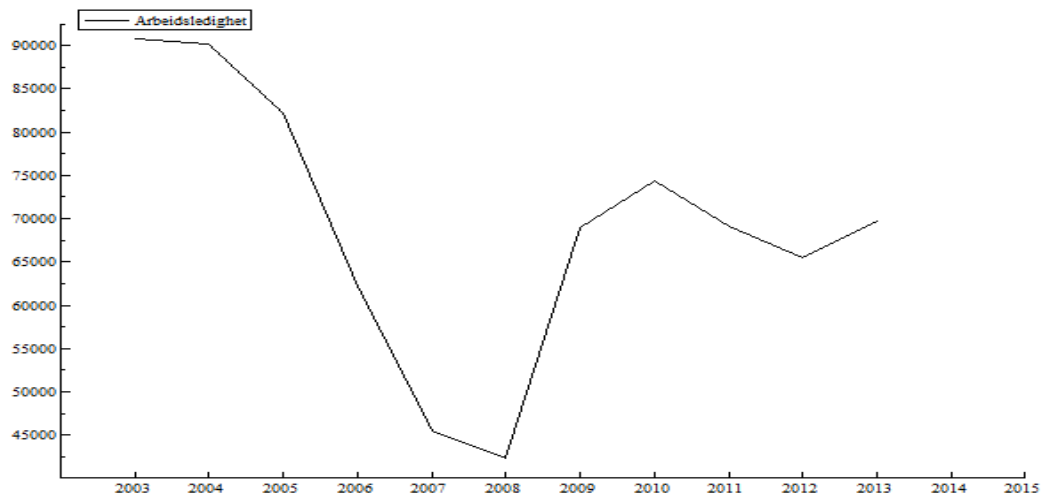


Plassering av nybygg er en faktor som kan bidra til konvergens eller divergens. Da det typisk er lite ledig kapasitet i de store byene, er det vanskelig å øke antall nybygg her i særlig stor grad. Derfor kan det bli bygget flere boliger i utkantstrøk og nær store byer. At nybygg plasseres i mindre urbane strøk vil øke tilbudet og muligens etterspørselen etter boliger her.

Arbeidsledighet

I perioden fram til finanskrisen ser vi en stor nedgang i arbeidsledighet, og antallet var lavest i 2008. Fra 2008 til 2010 var det en liten økning, men denne stabiliserte seg i årene som fulgte (SSB, n.d c).

Figur 3.6: Antall arbeidsledige i Norge 2003-2014



Arbeidsledighet er en indikator på hvor solid økonomien er. I perioder hvor arbeidsledigheten er lav, vil den kunne føre til en økning i boligprisene. Omvendt, når arbeidsledigheten er høy, vil prisene kunne stagnere. Da er det også tenkelig at folk er villig til å flytte på seg for å søke jobb. Dette vil være tilfelle hvis arbeidsledigheten er høy i enkelte regioner i forhold til andre.

Meen (1999) finner i Storbritannia at den negative effekten på boligpriser fra arbeidsledighet er større i sør enn i nord. Dette skyldes at den sørlige delen av Storbritannia har en høyere gjeldsgrad. I Norge finner vi ingen god oversikt over gjeldsgraden i ulike områder, men vi vet at den generelt har vært økende de siste årene (SSB, 2014). Dette indikerer at arbeidsledigheten har en sterkere påvirkning på boligprisene de siste årene.

Reguleringer på bolig

Reguleringer av bolig og boliglån vil være en prisdriver for norske boliger. Når kravet for standarden på boliger øker, vil høyere byggekostnader drive prisene opp. Sterke reguleringer på utlån vil også gjøre det vanskeligere å få innvilget lån. Samtidig vil etterspørselen etter bolig bli påvirket av slike reguleringer. I 2011 kom det nye reguleringer på belåningsgrad av bolig. Egenkapitalkravet for kjøp av bolig steg fra 10 til 15 prosent, noe som gjør det vanskeligere for førstegangskjøpere å komme inn i boligmarkedet.

Skatt på boliginvestering

Bolig har blitt et populært investeringsobjekt som følge av prisstigning de siste tiårene. Det kan tenkes at boliginvestering til utleie har vært mest fremtredende i de store byene. Her har prisveksten tradisjonelt vært høyest og etterspørsel etter utleiebolig har vært stor.

Det er flere skattelover som påvirker hvor fordelaktig boliginvesteringer er. Skatt på utleie- og salgsinntekt påvirker utleier negativt, det samme gjør eiendomsskatt. Det finnes derimot også fordelaktige skattelover. Investering i bolig utløser ikke formueskatt, og man får skattefradrag på renteutgifter (Skatteetaten, n.d a). Investerer man i hybelleilighet for utleie i egen bolig, vil man kunne oppnå negativ skatt på boligen. Da vil skattefradraget fra renteutgiften øke på grunn av en høyere lånesum, samt at skatt på utleieinntektene vil være lik null. Dette forutsetter at man ikke leier ut mer enn 50 prosent av boligen, eventuelt at leieinntektene er under 20.000 kr i året (Skatteetaten, n.d b).

4. Kilder og datamateriale

4.1 Boligprisdata

(Eiendom Norge n.d)

Boligprisdata er hentet fra Eiendom Norge, og statistikken er utarbeidet av Eiendomsverdi AS. Vi har hatt tilgang til to datasett. Det første går over tidsperioden 1990-2013 og viser pris per m² for gjennomsnittsboligen på ca. 100 m². Datasettet inkluderer de fleste store byer og en del fylker. Noen fylker var derimot slått sammen til regioner. Datasett nummer to gikk over tidsperioden 2003-2014, og bestod av indekser med startpunkt 100 i 2003. Dette datasettet inkluderte flere byer, bydeler og alle fylkene.

Statistikken er ikke en totaltelling over solgte boliger, men baserer seg på salg formidlet av meglere og annonsert gjennom Finn.no. Omsetninger som bedømmes som annet enn bolig (tomter, garasje osv.) tas automatisk ut av datagrunnlaget hos Eiendomsverdi.

Eiendomsverdi beregner en boligprisindeks basert på en videreutvikling av en internasjonalt anerkjent metode (Sales Price Appraisal Ratio). Dette innebærer en estimering av koeffisientene i en hedonist regresjonsmodell, der modellen benyttes til å gi anslag på boligverdier. På denne måten kontrolleres det for sammensetningseffekter og ulik prisutvikling for ulike typer boliger. Det er derfor mulig å si noe om hva prisutviklingen er for sammenlignbare boliger. Indeksen for hele Norge beregnes som en volumvektet oppaggregering av indeksene for hele Norge over boligtyper. Den er ikke en oppaggregering av indeksene for underområder som fylker.

Eiendomsverdi har også kontrollert for sesongvariasjon for å finne den underliggende prisutviklingen. Dette skyldes at prisene normalt stiger mest om våren, mens de synker eller flater ut på høsten.

4.1.1 Validitet og reliabilitet

For å oppnå en best mulig datakvalitet i utredningen er det viktig å oppnå god validitet og reliabilitet i datamaterialet. Da denne utredningen i stor grad er kvantitativ er det nødvendig å fokusere på dette ved innhenting av data.

Reliabilitet kan defineres som «graden av samsvar mellom ulike innsamlinger av data om samme fenomen basert på samme undersøkelsesopplegg» (Grønmo, 2004, s. 222). Reliabilitet handler dermed om pålitelighet til dataene. Eiendom Norge regnes for å være en svært pålitelig kilde.

Med validitet menes gyldigheten til datamaterialet i forhold til problemstillingen som skal besvares. For å oppnå høy grad av validitet er det viktig at dataene er relevante for problemstillingen, slik at en undersøker det en faktisk vil (Grønmo, 2004, s. 221). Siden statistikken ikke er en totaltelling over solgte boliger, men baserer seg på salg gjennom Finn.no, vil det ikke være en fullstendig representasjon av virkeligheten. Derimot anser vi validiteten som god nok til å bruke datamaterialet.

4.2 Befolkningsdata

Befolkningsdata er hentet fra SSB.no, og gjelder for 1. januar 2015. Beregningene er utført for henholdsvis hele landet, fylkene og kommunene. Folkemengde er beregnet ut fra de folkeregisteropplysningene om fødsler, dødsfall og flyttinger som var registrert før 1. desember 2014 (SSB, 2015b).

4.2.1 Validitet og reliabilitet

(SSB, 2015b)

SSB er også ansett som en pålitelig kilde, og kvaliteten på datagrunnlaget fra Det Sentrale Folkeregisteret er generelt svært god for statistiske formål. En faktor som derimot påvirker datagrunnlaget er bostedsregistreringen. Til dels fordi for mange er registrerte som bosatte i Norge, men også fordi enkelte grupper er registrert på et annet bosted enn der de faktisk bor. Dette skyldes i mange tilfeller at registreringsreglene ikke er fulgt, og det er ikke meldt flytting mellom kommuner og til utlandet. I andre tilfeller skyldes det at registreringsreglene ikke gir faktisk adresse. Det gjelder for eksempel ugifte studenter som ifølge reglene skal være registrert som

bosatt i foreldrenes hjem. Dette vil påvirke befolkningstallene til de store studiestedene som Oslo, Bergen og Trondheim negativt.

Kommunetallene er noe mer usikre enn tallene for fylker og hele landet. Beregnet folketall i de minste kommunene vil også være mer usikre enn beregningene for større kommuner. Det kan videre være noen feil i forbindelse med innsamling og bearbeiding av data. Det er derimot gjort omfattende arbeid for å minimalisere slike feil, så i statistisk sammenheng kan man som oftest se bort fra de. Vi vurderer derfor reliabiliteten som god.

Befolkningsdataene brukes til vektning av urbanitetsindeksene. Dette gir bedre validitet enn bruk av andre mål på størrelse, som for eksempel areal. Areal er lite relevant for det vi vil teste, fordi det ikke sier noe om bosetningen. Vi vurderer derfor validiteten ved bruk av befolkningsdata som god.

5. Boligprisindekser

5.1 Metode

Ved hjelp av tilgjengelig data fra Eiendom Norge har vi konstruert boligprisindekser for hvert område vi har data for. Vi har brukt to ulike datasett for å kalkulere indeksene. Datasettet fra 1990-2013 hadde færre observasjoner enn datasettet fra 2003-2014. Vi valgte derfor å kun bruke det eldste datasettet for perioden opp til 2003. Deretter skjøtet vi på datasettet fra 2003-2014. Vi brukte indeksene i det nyeste datasettet til å finne prisveksten for hvert område, og kalkulerte deretter de ulike prisene. Videre ble prisene omgjort til indekser som strekker seg fra 1990 til 2014.

Når vi kalkulerte indeksene har vi regnet veksten mellom hver periode ved å bruke ”log return”:

$$(5.1) \quad R_t = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}}$$

Fordelen med å se på ”log return” er at man kan se på relativ forandring i variabelen. Da kan man også sammenligne den direkte med andre variabler som har ulik startverdi.

Siden vi har brukt prisindekser i stedet for prisnivå har vi et problem med baseåret. Alle prisindeksene starter i 1, noe som gjør at kurvene er mye tettere i starten på tidsserien og gradvis divergerer fra hverandre. Hvis det siste året av tidsserien hadde blitt valgt som baseår, så ville alle boligprisindeksene konvergere mot dette punktet. For å unngå problemet foreslår Phillips og Sul (2007) å forkaste begynnelsen av perioden som blir påvirket av denne effekten. Ved å studere prisindekskurvene ser det ut som at effekten forsvinner tidlig på 2000-tallet. Vi valgte derfor å forkaste all data før 2003. Denne avgjørelsen baserte vi på grafisk avlesning, men også fordi det var her vi skjøtet tidsseriene.

5.2 Boligprisindeks etter urbanitet

Vi har konstruert fem nye indekser etter grad av urbanitet. Dette ble gjort for å kunne lage en grafisk fremstilling av konvergens, og for å få flere observasjoner til regresjonsanalysen. Vi har tatt utgangspunkt i innbyggertall fra 1. januar 2015 for tettsteder i Norge, og fordelt dem på følgende fem kategorier:

Indeks A: 100.000 +

Indeks B: 50.000 – 100.000

Indeks C: 25.000 – 50.000

Indeks D: under 25.000

Indeks E: Resten

I hver kategori ble indeksene vektet med innbyggertall slik at områdene ble vektlagt ulikt etter størrelse. Siden vi ønsker å sammenligne utviklingen i forskjellige urbanitetsområder var det naturlig å ta utgangspunkt i innbyggertall.

Follo, Nedre Romeriket og Øvre Romeriket ble sortert etter gjennomsnittlig folketall i de ulike kommuner de er satt sammen av. Dette for at de ikke skal plasseres i gruppe A sammen med de største byene i Norge. De tre distriktene består i hovedsak av små kommuner på mellom 2.695 og 32.438 innbyggere. Unntaket er Skedsmo som har hele 51.188 innbyggere.

Gruppe E består av resten av områdene som vi ikke kunne inkludere i de andre gruppene. Dette er hovedsakelig boligpriser for fylkene fratrukket de største byene. Denne gruppen består derfor av en del små områder. Gruppe E ble konstruert slik at vi kunne inkludere flere variabler i analysen.

Slike indekser har ikke blitt konstruert i Norge før, så langt vi kjenner til.

6. Statistisk teori og metode

I dette kapitlet gis en oversikt over utvalgte økonometriske begreper og metoder som vil være sentrale i de påfølgende kapitlene. Vi vil redegjøre for forutsetninger for å bruke tidsseriedata og tester relatert til tidsserieanalyse.

6.1 Regresjonsanalyse

Regresjonsanalyse er en samlebetegnelse på statistiske analysemetoder. Disse beskriver sammenhengen mellom én eller flere uavhengige variabler (x_1, x_2, \dots, x_t) og en avhengig variabel (y) (Store Norske Leksikon, n.d a).

Den mest vanlige formen for regresjonsanalyse er lineær regresjon. Da beskrives sammenhengen mellom uavhengig og avhengig variabel ved hjelp av en rett linje:

$$(6.1) \quad y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$$

Her betegner T antallet observasjoner, og t er observasjoner på ulike tidspunkter, $t = 1, \dots, t = T$. Restleddet u_t inkluderer de uforklarte variasjonene i den avhengige variabelen.

Hypotese:

Hypotese er en antagelse eller forklaring som virker rimelig ut fra foreliggende kunnskap, og som vi forsøker å bekrefte eller avkrefte (Store Norske Leksikon, n.d c).

P-verdi:

Viser hvor stor sannsynligheten er for at observatoren avviker minst like mye som den observerte verdien. P-verdi sier derfor noe om graden av tiltro til nullhypotesen. En lav p-verdi gir minimal tiltro til nullhypotesen, og dersom p-verdien er lavere enn 0,05 forkaster vi nullhypotesen (Ubøe, 2012, s.196).

Forklaringsgrad:

Modellens forklaringsgrad, R^2 , viser hvor stor andel av variasjonen i den avhengige

variabelen som er forklart av modellen. Justert R^2 er justert for antall uavhengige variabler (Stock & Watson, 2012, s. 235-236).

Lags:

Lags blir brukt i regresjonsligninger for å predikere verdier til avhengig variabel ved å se på tidligere verdier av uavhengig variabel (Stock & Watson, 2012, s. 562).

Minste kvadraters metode: Ordinary Least Squares(OLS)

Minste kvadraters metode minimerer summen av kvadratfeilene. Metoden brukes når man skal finne en teoretisk sammenheng ut fra observerte verdier. Den går ut på å velge en slik løsning at spriket mellom observasjonene og regresjonslinjen er minst mulig (Store Norske Leksikon, n.d b).

Gauss-Markov har definert fem forutsetninger for minste kvadraters metode, for klassiske lineære regresjonsmodeller (Wooldridge, 2009, s. 43-35):

1. Modellen er lineær i parameterne og er korrekt spesifisert
2. Alle forklaringsvariablene er ukorrelerte med restleddet: $cov(u_t, x_t)$
3. Gjennomsnittlig verdi for feilleddene er lik 0: $E(u_t) = 0$
4. Homoskedastisitet: $Var(u_t) = \sigma^2 < \infty$
5. Normalfordelte feilledd: $u_t \sim Normal(0, \sigma^2)$

Disse forutsetningene må være oppfylt for at OLS-estimatene skal være BLUE (Best linear unbiased estimators). Det betyr at hvis alle betingelsene er oppfylt er estimatene forventningsrette og gir lavest mulig varians.

Tidsseriedata:

Tidsseriedata består av observasjon for samme individ over tid. En regresjonsmodell for tidsseriedata med flere forklaringsvariabler kan skrives som:

$$(6.2) \quad y_t = \alpha_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_t + u_t$$

Forutsetningene for minste kvadraters metode er litt annerledes ved tidsseriedata. For det første kan man ikke lenger si at man trekker fra et tilfeldig utvalg. I stedet karakteriseres en tidsserie som en stokastisk prosess X_t . Når man samler inn data, får

vi et mulig utfall eller realisering av denne stokastiske prosessen. Hvert element (x_1, x_2, \dots, x_t) av den stokastiske prosessen X_t er da en tilfeldig variabel.

Forutsetninger for OLS på tidsseriedata (Wooldridge, 2009, s. 337-343):

1. Modellen er lineær i parameterne
2. Ingen perfekt kollinearitet blant forklaringsvariablene
3. Gjennomsnittlig verdi for feilleddene er lik 0: $E(u_t | x_1, x_2, x_t \dots x_n) = 0$
4. Homoskedastitet: $Var(u_t | \mathbf{X}) = \sigma^2$
5. Ingen autokorrelasjon: $Cov(u_t, u_s | \mathbf{X}) = 0$
6. Normalfordelte feilledd: $u_t \sim Normal(0, \sigma^2)$

Disse forutsetningene må igjen være oppfylt for at estimatene skal være BLUE.

6.2 Stasjonaritet

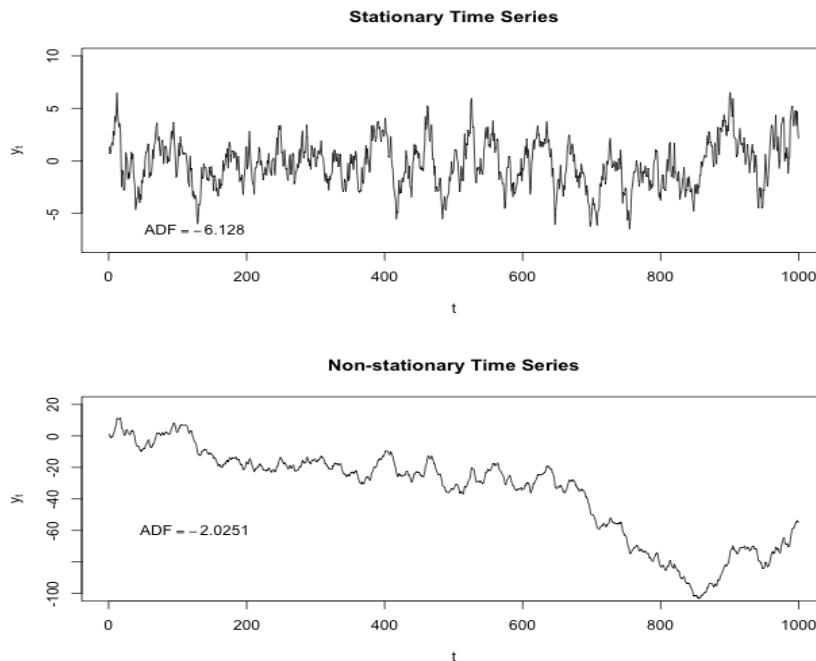
En viktig forutsetning for å kjøre regresjon på tidsserier er at de er stasjonære. Hvis en tidsserie er ikke-stasjonær vil et sjokk til serien være kontinuerlig og ikke forsvinne over tid. Hvis man benytter ikke-stasjonære tidsserier i OLS kan resultatet bli ugyldig ved at beta-estimatet er feil og t-verdiene ugyldige. Dette gir en hypotesetest som ikke vil være pålitelig (Gujarati & Porter, 2010, s. 381-382). For å teste om en tidsserie er stasjonær kan man bruke en Dickey-Fuller test. Testen vil vise om gjennomsnittet og kovariansen er tidsavhengig.

$$(6.3) \quad ADF(p): \Delta Y_t = \mu - \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Nullhypotesen er at tidsserien har enhetsrøtter som tilsier at den ikke er stasjonær. Alternativhypotesen er stasjonaritet. En svakhet ved ADF-test er at man må inkludere et korrekt antall lags i modellen. Inkluderer man for mange lags vil det føre til et redusert antall frihetsgrader, noe som kan redusere teststyrken. Samtidig er det risiko forbundet med å inkludere for få lags, da dette kan øke sannsynligheten for at det forekommer type 1 feil. Med dette menes at man forkaster nullhypotesen til tross for at den er sann. Problemet med antall lags kan løses ved å bruke Akaike's Information

Criterion (AIC), hvor man finner antall lags ved å se hvilke lag som gir lavest AIC verdi.

Figur 6.1: Stasjonær og ikke-stasjonær tidsserie (Wikipedia, n.d c)



Grafisk analyse er en intuitiv metode for å avgjøre om datasettene er stasjonære eller ikke. En grafisk analyse vil derimot ikke kunne erstatte statistiske tester for stasjonaritet.

6.3 Trendestimering med HP-filter

En ofte brukt metode for å estimere trend er HP-filter. Fordeler med HP-filter er at det er enkelt å bruke, man kan ha flere vendepunkt i serien, og man trenger kun en enkelt tidsserie (i motsetning til multivariate metoder). Metoden forutsetter at en tidsserie Y_t kan dekomponeres i en trendkomponent U_t og en syklisk komponent C_t . HP-metoden beregner trendmessig produksjon ved å minimere følgende uttrykk (Norges Bank, 2000):

$$(6.4) \quad \text{Min}\{\tau_t\}_{t=1}^T \{ \sum_{t=1}^T (y_t^{LCI} - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \}$$

Her er τ_t trend og $\lambda > 0$ en parameter

Lav λ gir τ_t tilnærmet lik y_t^{LCI}

Høy λ gir en lineær trend (eksponentiell om $y_t^{LCI} = \ln y_t^{LCI}$)

Valget av parameteren lambda er avgjørende for beregningen av potensiell produksjon, men det finnes ikke noe fasitsvar på hvor stor lambda bør være. Hodrick og Prescotts opprinnelige forslag med lambda lik 1 600 har etablert seg som en internasjonal standard for kvartalsvis data. De andre standardverdiene for λ er:

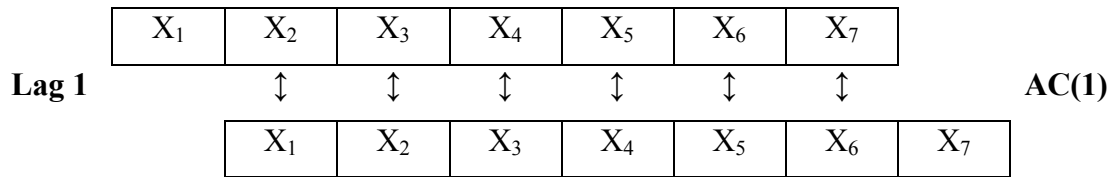
- 129 600 for ukentlige data
- 14400 for månedlige data
- 1 600 for kvartalsvis
- 6,25 for årlige data

Ulempene med bruk av HP-filter er at det har svak teoretisk forankring, og at resultatet er sensitivt for valg av lambda. Metoden gir også dårlige estimater for endepunkter, noe som er spesielt uheldig dersom siste observasjon er usikker. I tillegg vil gjennomsnittet av den sykliske komponenten over tid være nær null (Aursland, 2015).

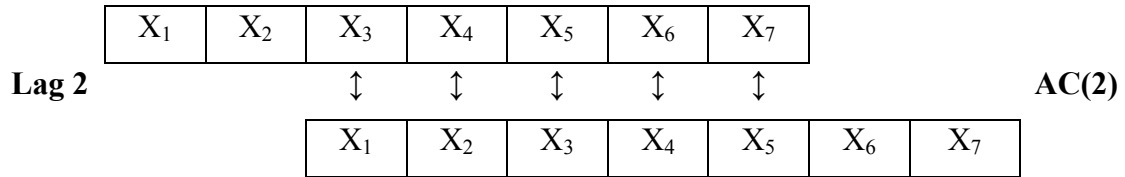
6.4 Autokorrelasjon

En av forutsetningene for å kunne bruke tidsserier er ingen autokorrelasjon. Autokorrelasjon er et av hovedproblemene i tidsserieøkonometri, og innebærer at feilleddet u_t er korrelert mellom ulike tidsperioder. Dette gjør at koeffisientene vi finner ikke lenger er effisiente. Det betyr at selv med et stort utvalg finner vi ikke nødvendigvis den modellen som minimerer variansen. Koeffisientene vil fremdeles være forventningsrette, men estimatene vil ikke lenger være BLUE.

En autokorrelasjon er en vanlig korrelasjonskoeffisient mellom den opprinnelige observasjonsrekken og en tidsforskjøvet versjon av den samme rekken (Skog, 2005). I modellen under er det fremstilt to eksempler på autokorrelasjon med henholdsvis 1 og 2 lags. Forskyver vi rekken med én tidsenhet finner vi autokorrelasjonen på lag 1, som vi betegner $AC(1)$. Man mister én observasjon for hvert lag, noe man ser ved denne forskyvningen:



Forskyver vi tidsrekken med to tidsenheter får vi autokorrelasjonen på lag 2. Vi mister da to observasjoner.



Autokorrelasjonen på lag 1 sier noe om i hvilken grad vi kan predikere den neste observasjonen i tidsrekken på grunnlag av dens nåværende verdi. Autokorrelasjonen på lag 2 forteller i hvilken grad man kan predikere observasjonen to tidsenheter frem i tid, osv.

Et typisk mønster for autokorrelasjon er:

$$(6.5) \quad AR(\rho) \varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \rho_p \varepsilon_{t-p} + u_t,$$

hvor vi antar $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ og $cov(u_i, u_t) = 0 \forall i \neq j$.

Her ser man at feilledet, ε_t , påvirkes av feilledet i den forrige perioden ε_{t-1} .

6.4.1 Durbin-Watson test

Dette er en test for å oppdage førsteordens autokorrelasjon. Durbin-Watson (DW) tester altså for autokorrelasjon mellom et feilledd og det forgående feilledet.

Teststatistikken kalkuleres på følgende måte:

$$(6.6) \quad DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^T \varepsilon_t^2}$$

Teststatistikken til DW vil alltid ligge mellom 0 og 4. Hvis teststatistikken vi får ligger rundt 2, så vil det indikere ingen autokorrelasjon. Dersom vi får en verdi under eller over 2 kan det være bevis for positiv eller negativ autokorrelasjon. En verdi nær

0 tilsier at det er stor positiv autokorrelasjon, og motsatt om teststatistikken er nær 4. Den øvre og nedre kritiske verdi er gitt i Durbin-Watson tabellen.

For at DW skal være en gyldig test, må noen krav være oppfylt (Brooks, 2008, s.148):

1. Regresjonen må inneholde et konstantledd
2. Forklaringsvariabelen må ikke være stokastisk
3. Det må ikke være noen lags av forklart variabel i regresjonen

Dersom den andre eller tredje betingelsen blir brutt så vil teststatistikken bli skjev i retning av verdi 2, noe som tilsier ingen autokorrelasjon.

6.4.2 Breusch-Godfrey Test

Denne testen undersøker forholdet mellom residualen for flere av de laggede verdiene samtidig. Vi kan ved hjelp av Breusch-Godfrey teste for autokorrelasjon opp til r 'te orden.

$$(6.7) \quad u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \rho_3 u_{t-3} + \dots + \rho_r u_{t-r} + v_t \quad v_t \sim N(0, \sigma^2)$$

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

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

Under nullhypotesen er nåværende feilledd ikke relatert til noen av de tidligere verdiene. For å teste for autokorrelasjon bruker vi $(T - r)R^2 \sim \chi^2$ som testobservator. Hvis denne testobservatoren overskrider den kritiske verdien fra Kji-kvadratfordelingstabellen, forkaster vi nullhypotesen om at det ikke eksisterer autokorrelasjon i tidsserien (Brooks, 2008, s. 149).

6.4.3 Korrigere for autokorrelasjon

Prais-winsten(PW) – Cochrane-Orcutt(CO)

Hvilken metode man bruker for å korrigere for autokorrelasjon avhenger av om strukturen til autokorrelasjon er kjent eller ikke.

Dersom strukturen til autokorrelasjon ρ er kjent:

$$(6.8) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t,$$

hvor $u_t = \rho u_{t-1} + e_t$, og e er i.i.d. kan vi transformere modellen

$$(6.9) \quad \rho y_{t-1} = \rho \beta_0 + \rho \beta_1 x_{t-1} + \rho u_{t-1}$$

Trekker (6.9) fra (6.8) og får:

$$(6.10) \quad y_t - \rho y_{t-1} = \beta_0(1 - \rho) + \beta_1(x_t + \rho x_{t-1}) + (u_t - \rho u_{t-1})$$

Dette kalles ”quasi-differencing” og vi kan nå bruke OLS på modellen.

Typisk kjenner man ikke strukturen på autokorrelasjonen. Man må da estimere ρ før man transformerer modellen gjennom en FGLS (Feasible Generalized Least Squares) prosedyre:

1. Estimer $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t$ og prediker uhat (\hat{u}_t)
2. Få et estimat av ρ ved å kjøre regresjon med \hat{u}_t på lagget \hat{u}_t
3. Generer de transformerte variablene: $y_t^* = y_t - \hat{\rho} y_{t-1}$ og samme for x
4. Estimer en transformert ”quasi-differenced” modell

Prais-Winsten og Cochrane-Orcutt er metoder som brukes for å korrigere for autokorrelasjon når vi ikke vet hvordan strukturen til autokorrelasjonen er. Forskjellen mellom dem er at CO dropper første observasjon, mens PW bruker en korreksjon ev første observasjon. Ved stor n er det lite forskjell mellom dem (Balsvik, 2013b).

6.5 Normalitet

En annen forutsetning for å bruke tidsserier er at restleddet u_t er uavhengig av forklaringsvariablene x_1, x_2, \dots, x_k og er normalfordelt.

$$u_t \sim \text{Normal}(0, \sigma^2), t = 1, 2, \dots, n$$

Avvik fra denne forutsetningen vil kunne påvirke troverdigheten til signifikanstesting. Et datasett med et stort antall observasjoner vil ha større

sannsynlighet for at data er normalfordelt.

6.5.1 Statistisk test for normalitet

En av de vanligste måtene å teste for normalitet på, er gjennom Jarque-Bera testen. Denne sammenligner skjevhet og kurtose i datamaterialet med normalfordelingen. Skjevhet måler mangelen på symmetri i fordeling og kjennetegnes ved usymmetriske haler. Altså at normalfordelingskurven har en hale som er lengre enn den andre. Skjevhet bør være tilnærmet lik 0 for at data skal være normalfordelt. Kurtose sier noe om hvilken form kurven har, og ved normalfordeling vil residualenes kurtose være lik 3. Jo større kurtose, desto tykkere er ”halen” og andelen av variansen som kommer av ekstremverdier. Normalfordelingskurven har en jevn og avrundet topp rundt middelveiden. Dersom kurven har en spiss topp, men tynnere hale har den høy kurtoseverdi. Dersom kurven har fetere haler og er mindre spiss, har fordelingen lavere kurtoseverdi (Brooks, 2008, s. 161-163).

Skjevhet kan defineres som

$$(6.11) \quad \text{Skewness}(S) = \frac{E[(Y-u_Y)^3]}{\sigma_Y^3},$$

hvor Y er en tilfeldig variabel og σ_Y er standardavviket til Y .

Kurtose kan defineres som

$$(6.12) \quad \text{Kurtosis}(Y) = \frac{\sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^4}{(N-1)s^4},$$

hvor \bar{Y} er gjennomsnittsverdien, s representerer standardavviket og N er antall datapunkter.

Testobservatoren til Jarque-Bera er definert som

$$(6.13) \quad JB = \frac{n}{6} * \left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right)$$

hvor K og S representerer kurtose og skjevhet, og n er antall observasjoner.

Nullhypotesen er normalfordeling med skjevhet lik 0 og kurtose lik 3. Data er normalfordelt dersom Jarque-Bera er asymptotisk Kji-kvadrat fordelt med to frihetsgrader.

6.5.1.a Shapiro-Wilk Test

(Engineering Statistics Handbook, n.d)

Shapiro-Wilk kalkulerer en teststatistikk W som tester om et tilfeldig utvalg x_1, x_2, \dots, x_n er normalfordelt.

Teststatistikken W kalkuleres som følgende:

$$(6.14) \quad W = \frac{(\sum_{i=1}^n a_i x_i)^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2},$$

Hvor x_i er de ordnede utvalgsverdier og a_i er en konstant. Testen forkaster hypotesen om normalitet når p-verdien er mindre eller lik 0,05.

6.6 Heteroskedastisitet

En forutsetning for bruk av tidsserier er at feilleddene er fordelt homoskedastisk.

$$(6.15) \quad \text{Var}(u_t | \mathbf{X}) = \sigma^2.$$

Variansen til feilleddet u_t er konstant og kan ikke være avhengig av $\mathbf{x}_t, \mathbf{x}_s$, eller endres over tid av årsaker vi ikke kjenner. Det innebærer at spredningen rundt regresjonslinjen er omtrent den samme uansett hvilke verdier vi har på de uavhengige variablene. Brudd på forutsetningen om homoskedastisitet kalles heteroskedastisitet.

Heteroskedastiske feilledd virker ikke inn på koeffisientestimatene og disse vil fortsatt være forventningsrette. Derimot vil ikke lenger koeffisientene ha minste varians, og vil ikke lenger være BLUE. Dette fordi alle observasjoner har samme vekt uansett hvor presise de er. Vi kan derfor ikke stole på t-testen (Rickertson & Kristoffersson, 2011).

6.6.1 Statistiske tester for heteroskedastisitet

Heteroskedastisitet kan testes grafisk ved å plote feilledet mot de variablene vi tror kan forårsake heteroskedastisitet. Man kan også plote residualene mot de tilpassede variablene av den avhengige variabelen. Ved å se etter mønster i de diagnostiske plottene kan man få en indikasjon på tilstedeværelsen av heteroskedastisitet. Det er derimot vanskelig å trekke noen endelige slutninger av plottene, og det er derfor nødvendig å gjøre noen formelle tester i tillegg. Det kan også være nyttig å utføre testing ved hjelp av flere metoder for å sjekke om resultatene er robuste (Balsvik, 2013a).

6.6.1.a White's test

White's test avhenger ikke av normalitetsforutsetningen og blir derfor anbefalt fremfor andre metoder for testing av heteroskedastisitet. Man er heller ikke avhengig av å vite hvilken type heteroskedastisitet som er tilstede.

Nullhypotesen er at vi har homoskedastisitet:

$$H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$$

Fremgangsmåten i White's test:

1. Estimer regresjonsmodellen og lagre residualene \hat{u}_t .

2. Estimer:

$$(6.16) \quad \hat{u}_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 x_{2t} + \alpha_3 x_{3t} + \alpha_4 x_{2t}^2 + \alpha_5 x_{3t}^2 + \alpha_6 x_{2t} x_{3t} + v_t,$$

der v_t er et normalfordelt restledd som er uavhengig av u_t (Brooks, 2008, s. 134-135).

3. Deretter benyttes Lagrange Multiplikator (LM) test for å finne R^2 fra tilleggsregresjonen som multipliseres med totalt antall observasjoner n . Det kan vises at $TR^2 \sim \chi^2(m)$, der m er antall regressorer (fratrasket konstanten).

4. Vi forkaster nullhypotesen om at residualene er homoskedastiske dersom $\chi^2(m) >$ den korresponderende verdien fra tabellen. Da kan man ikke anta at variansen i feilleddene er konstante.

6.6.1.b Breush-Pagan / Cook-Weisberg test

(Berry & Feldman, n.d)

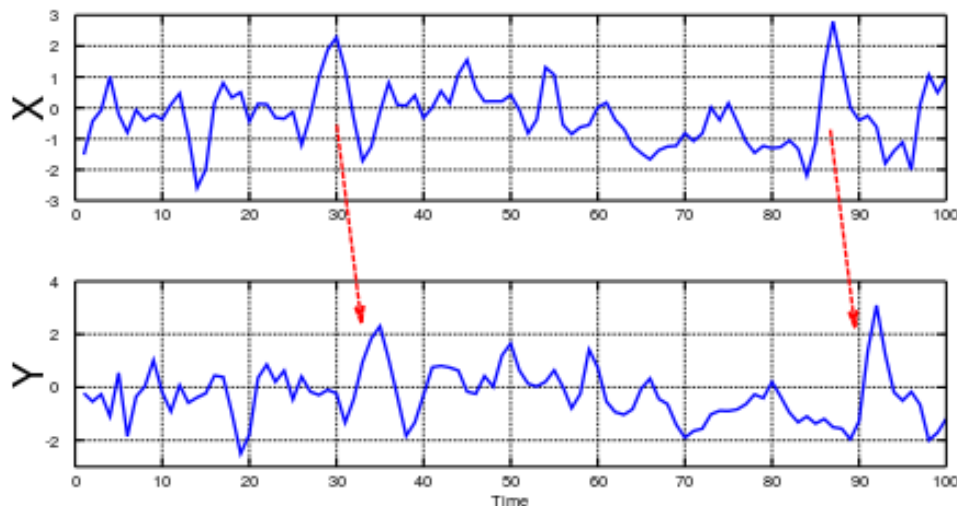
Denne testen brukes for å teste for heteroskedastisitet i en lineær regresjonsmodell. Nullhypotesen er at variansen til residualene er homogene, mens alternativhypotesen sier at variansen er en funksjon av en eller flere variabler. En høy Kji-kvadrat indikerer at heteroskedastisitet er tilstede. Sammen med p-verdien fra testen kan man trekke konklusjon om nullhypotesen kan forkastes eller ikke.

Denne testen kjøres for å oppdage en lineær form for heteroskedastisitet. Den er derfor ikke å foretrekke om man ønsker å teste for ikke-lineær heteroskedastisitet. Det vil være optimalt å kjøre denne testen kun som en støttetest ved siden av White's test.

6.7 Granger kausalitet

Granger kausalitet er en statistisk hypotesetest for å determinere om en tidsserie kan brukes til å predikere enn annen. Dersom mønsteret i tidsserie X gjentas i en annen tidsserie Y etter en tid, sier vi at X "Granger causes" Y. Det betyr at tidligere verdier av X kan brukes til å predikere Y (Berg, 2000). Dette er illustrert i figur 6.2.

Figur 6.2: Illustrasjon av Granger kausalitet. Den røde pilen markerer toppen i sykelen i henholdsvis X og Y (Wikipedia, n.d b).



Granger testen er illustrert gjennom følgende ligning:

$$(6.17) \quad y_t = C_0 + \sum_{j=1}^k \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_t$$

Her er variabelen y prisendring i tidsserie Y , og variabel x prisendring i tidsserie X . C_0 og alle α_j og β_j er parametere som estimeres. Første steg er å estimere ligningen over for et gitt tids-lag (k).

Nullhypotesen er at $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$.

Dersom beta-parameterne er signifikant ulik null, vil x ”Granger causes” y .

7. Analyse - konvergens eller divergens?

7.1 Metode

Vi bruker månedlige data for boligpriser fra perioden 2003-2014 til å gjøre en regresjonsanalyse. Med dette ønsker vi å se om det finnes bevis for beta-konvergens eller divergens i ulike tidsperioder. I alt har vi observasjoner fra 35 områder. Disse består av de månedlige datasettene fra Eiendom Norge, i tillegg til de indeksene vi har konstruert selv.

Det er seks ulike tidsperioder vi ønsker å analysere

2003-2014	2005-2007	2009-2010
2003-2006	2007-2008	2011-2014

Tidsperiodene strekker seg fra starten av første år til og med utgangen av siste år. Valget av disse tidsintervallene er gjort ved en grafisk analyse av prisutviklingen i tidsseriene. Vi valgte perioder som grafisk så ut til å være interessante å teste. Samtidig vil flere ulike tidsintervaller gi mer informasjon om hvordan boligmarkedet endrer seg. Det kan derimot være vanskelig å trekke gode konklusjoner ved og kun se på hele perioden. De seks tidsperiodene har ulik varighet, og dekker både tiden før og etter finanskrisen.

Før vi utfører regresjonsanalyse for konvergens, må vi teste om forutsetningene for tidsserier er oppfylt. For at betingelsen om stasjonaritet skal være oppfylt bruker vi HP-filter for å finne trenden i tidsseriene. Ved å trekke fra trenden får vi en tidsserie som oppfyller kravene om stasjonaritet som vi kan bruke til videre analyse.

Vi tester videre for autokorrelasjon, heteroskedastisitet, og normalitet. Målet her er å gi oss en god indikasjon på om datasettet vil gi oss gyldige resultater når vi tester for konvergens. I de regresjonene der vi finner førsteordens autokorrelasjon, bruker vi Cochrane-Orcutt for å korrigere for autokorrelasjon. Vi valgte å bruke denne metoden siden vi ikke visste strukturen til autokorrelasjonen og fordi den er enkel å

gjennomføre. Dersom vi får problemer med heteroskedastisitet eller normalitet velger vi for enkelhetsskyld å kutte denne tidsperioden.

Når vi har bekreftet at forutsetningene er oppfylt, utfører vi regresjonsanalyse for å teste konvergens. Den avhengige variabelen i regresjonene er gjennomsnittlig endring i perioden vi tester for. Den uavhengige variabelen er inngangsverdien. Dersom vi finner at koeffisienten fra regresjonen er signifikant negativ, vil det være bevis for konvergens. For å gjøre regresjonsanalysen skal vi bruke statistikkprogrammet Stata.

7.2 Modellen

Ved test av konvergens har vi valgt å utføre en regresjonsanalyse på endring i pris med hensyn på inngangsverdi. Dette er en enkel modell som gjør at vi kan teste for beta-konvergens for hver periode.

$$(7.1) \quad Y = \alpha_0 + xy_0 + \varepsilon$$

Den avhengige variabelen i regresjonsanalysen er gjennomsnittlig endring i perioden: $Y = \frac{1}{T} \ln \frac{y^T}{y_0}$. y_0 er verdien i inngangsmåned, y^T er verdien i siste måned og T er antall måneder i perioden. Konstantleddet og residualen er presentert ved henholdsvis α_0 og ε .

Datasettet som er brukt i modellen er prisindeksene fratrukket trenden gjennom perioden. Dette gjør at inngangsverdien forteller oss noe om hvor langt fra trenden indeksene ligger. Gjennomsnittlig vekst i modellen vil også være presentert ved den gjennomsnittlige veksten utenom trenden.

Finner vi at koeffisienten x er signifikant negativ, vil det være bevis for konvergens. Områder med høy inngangsverdi vil da ha en lavere gjennomsnittlig endring i perioden. Motsatt vil områder med lav inngangsverdi ha en høyere gjennomsnittlig endring.

Verdien på x vil indikere hvor sterk beta-konvergensten er. En høy x -verdi vil bety en sterkere beta-konvergensten enn for de periodene der x -verdien er lavere.

En fordel med denne modellen er at den er enkelt å bruke, da den kun inneholder en uavhengig variabel. Dette er også en modell som er lett å tolke, siden vi ser etter positiv eller negativ sammenheng mellom vekst og inngangsverdi.

Konstantleddet i modellen vil ikke ha noe påvirkning på tolkningen av konvergenstresultatet. Den vil derimot si noe om hvor stor den gjennomsnittlige veksten har vært i perioden. Om prisen er lik trenden, vil y_0 være lik null og konstantleddet forteller oss hva gjennomsnittlig vekst er i perioden. Et høyt konstantledd antyder at det har vært en generell høy vekst, mens et lavt eller negativt konstantledd tyder på lavere vekst.

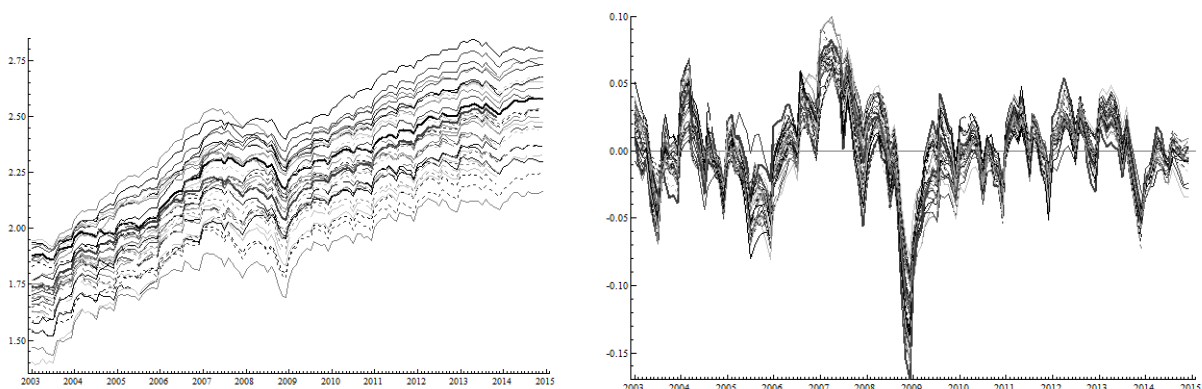
Feilledet inkluderer variasjonen i gjennomsnittlig vekst som ikke fanges opp av den uavhengige variabelen. For at regresjonen vi kjører på modellen skal være gyldig er det, som forklart tidligere, visse forutsetningene for feilledet som må være oppfylt.

7.3 Test av forutsetningene for tidsserieanalyse

Vi vil i de neste avsnittene teste hvorvidt de ulike forutsetninger for OLS på tidsseriedata er oppfylte.

7.3.1 Stasjonaritet

Figur 7.1: Illustrasjon av tidsserier med og uten trend



Tabell 7.1: Oversikt over ADF-resultater

Område	Lags	ADF
Oslo	12	-4,909**
Stavanger	12	-5,248**
Bergen	13	-4,023**
Trondheim	12	-4,810**
Drammen	12	-4,430**
Resten av Østfold	12	-4,619**
Buskerud u/ Drammen	12	-4,578**
Sandefjord	12	-5,625**
Asker	12	-3,8533**
Bærum	12	-4,337**
Nedre Romerike	12	-4,916**
Oppland u/ Lillehammer	12	-4,009**
Kristiansand	12	-4,836**
Sandnes	12	-4,379**
Agder u/ Kristiansand	12	-4,652**
Rogaland u/ S&S	12	-4,332**
Follo	12	-5,036**
Oppland	13	-3,514**
Buskerud	12	-4,493**
Agderfylkene	12	-4,858**
Rogaland	12	-4,729**
Hordaland	13	-3,960**
Trøndelagsfylkene	13	-3,790**
Troms	12	-4,317**
Resten av Nord-Norge	12	-5,177**
Nord-Norge	12	-4,632**
Tønsberg	12	-4,576**
Østfold	12	-4,852**
Vestfold	12	-5,291**
Index A	13	-3,741**
Index B	13	-3,869**
Index C	13	-3,952**
Index D	12	-5,230**
Index E	12	-4,548**
Total Index	13	-4,006**

Det er nødvendig å gjøre tidsseriene stasjonære før vi kan utføre en regresjonsanalyse. Ved grafisk analyse kan vi se at indeksene har en deterministisk trend og at de dermed er ikke-stasjonær på nivåform. Videre ser vi fra figur 7.1 at vi får en stasjonær tidsserie ved å fjerne trenden ved hjelp av HP-filter. Dette blir også påvist ved bruk av ADF-test for å teste om tidsseriene er stasjonære av første orden. Ved hjelp av AIC og økonomisk teori har vi bestemt antall lags vi vil inkludere i ADF testen, og vi kan

konkluderer med at indeksene er integrert av første orden, I(1).

7.3.2 Autokorrelasjon

Tabell 7.2: Resultater fra Breusch- Godfrey test

Tidsperiode	P-verdi	DW før CO	DW etter CO
2003-2014	0,0	0,6	2,28
2003-2006	0,0557	1,348	2,065
2005-2007	0,1965	-	-
2007-2008	0,3333	-	-
2009-2010	0,0470	1,325	1,857
2011-2014	0,0018	0,9672	2,0212

For å undersøke om datasettene inneholdt autokorrelasjon utførte vi en Breusch-Godfrey test. Tidsperiodene 2005-2007 og 2007-2008 hadde ingen autokorrelasjon, og vi presenterer derfor ikke Durbin Watson (DW) verdiene for disse. De resterende testene hadde lav p-verdi som gjør at nullhypotesen om ingen autokorrelasjon forkastes. For å korrigere for denne autokorrelasjonen bruker vi Cochrane-Orcutt. Vi får da et bedre resultat, der DW-verdien er nærmere 2. Derimot har 2003-2014 en noe høy DW-verdi, som kan tilsi negativ autokorrelasjon. Motsatt for periode 2009-2010 finner vi en verdi under 2, som kan indikere positiv autokorrelasjon.

7.3.3 Homoskedastisitet

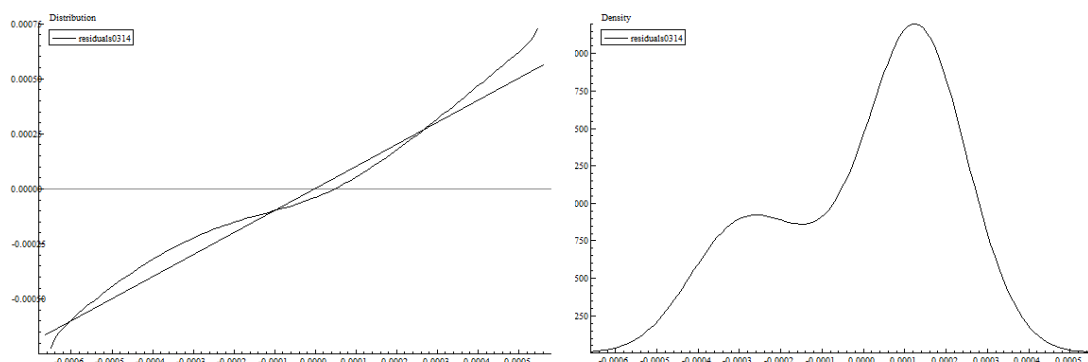
Ved bruk av White's test og Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test får vi et resultat i alle perioder som er over forkastningsgrensen. Dette indikerer at vi ikke har problemer med heteroskedastisitet. Likevel finner vi i 2009-2010 og 2011-2014 at teststatistikken ligger litt nær forkastningsgrensen. I 2009-2010 gir begge testene p-verdier rundt 0,07, som gir grunn til å spekulere i gyldigheten til resultatet. I 2011-2014 er det kun Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test som gir en lav teststatistikk på 0,07. White test gir derimot en relativt høy verdi. Breusch-Pagan / Cook-Weisberg tester kun for lineær heteroskedastisitet, og derfor antar vi ingen problemer med heteroskedastisitet i denne perioden.

7.3.4 Normalitet

For å undersøke om residualene er normalfordelte har vi brukt de formelle testene Jarque-Bera og Shapiro-Wilk, samt plottet frekvensen av residualene.

2003-2014

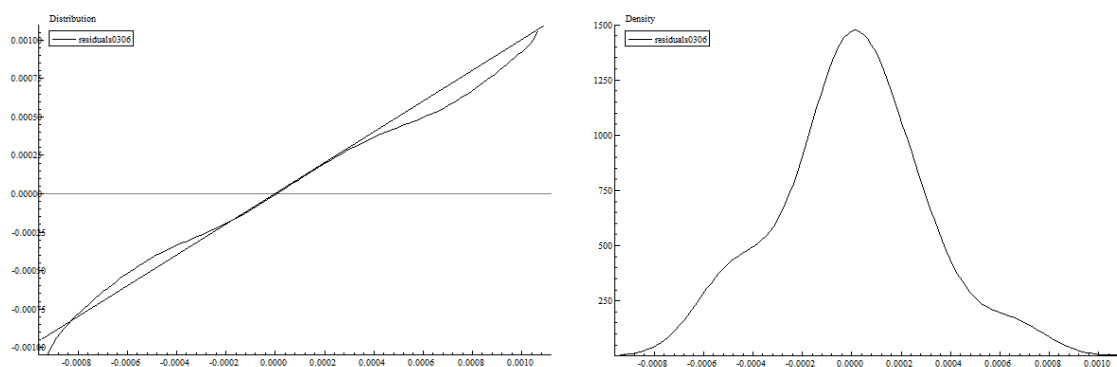
Figur 7.2: Grafisk analyse av normalfordeling for perioden 2003-2014



Ved grafisk analyse kan det se ut til at normalfordelingskurven har skjevhet. Dette blir bekreftet ved at teststatistikken fra begge testene tilsier at nullhypotesen om normalitet skal forkastes.

2003-2006

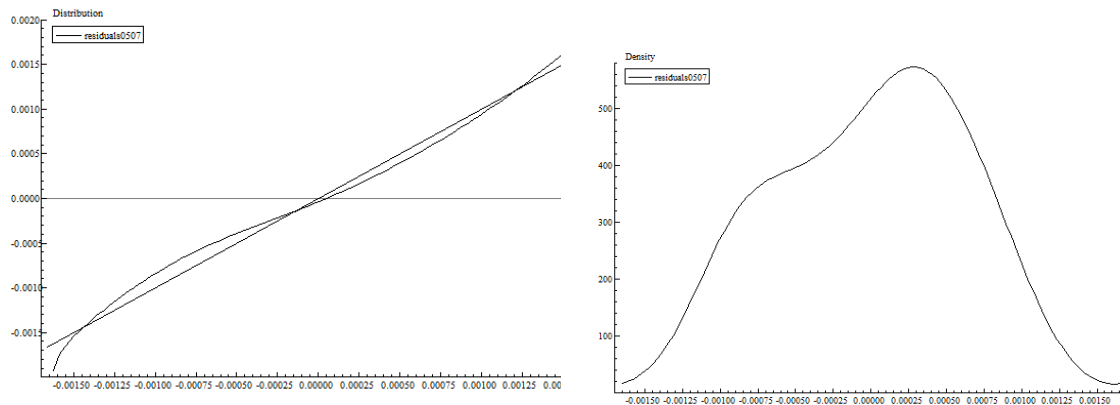
Figur 7.3: Grafisk analyse av normalfordeling for perioden 2003-2006



Her indikerer grafisk analyse at residualene er normalfordelte. Kurven er relativt symmetrisk og har en jevn avrundet topp. Teststatistikkene fra denne perioden gir oss heller ingen indikasjon på at nullhypotesen om normalitet bør forkastes. Forutsetningen for normalitet virker derfor å være oppfylt.

2005-2007

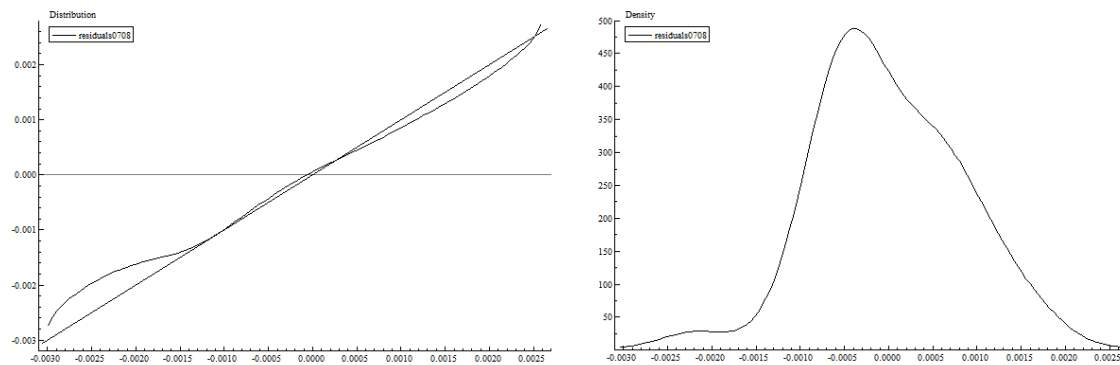
Figur 7.4: Grafisk analyse av normalfordeling for perioden 2005-2007



Grafisk analyse indikerer at vi kan ha problemer med kurtose pga. tykke haler. Derimot gir teststatistikken ikke indikasjon på at nullhypotesen skal forkastet. Ingen av p-verdiene er veldig høye, men verdien er tilstrekkelig for å konkludere med at residualene er normalfordelte.

2007-2008

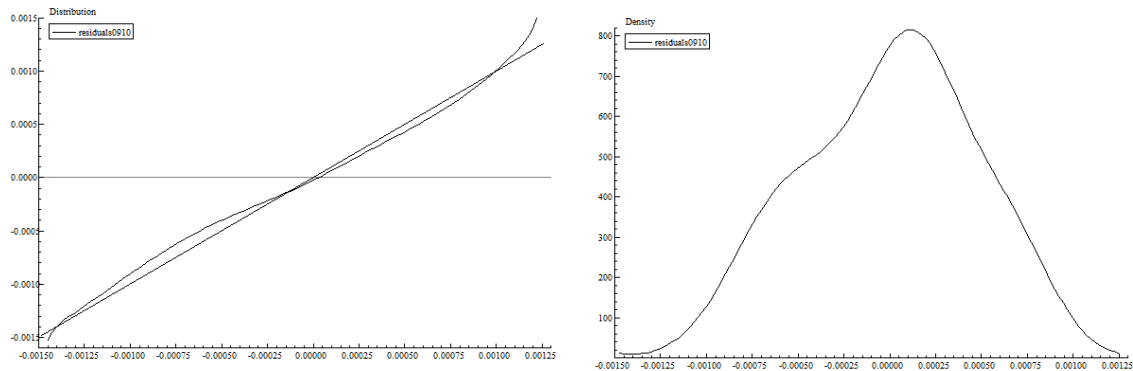
Figur 7.5: Grafisk analyse av normalfordeling for perioden 2007-2008



I den grafiske testen får vi en normalfordelingskurve som indikerer at vi kan ha problemer med både skjevhet og kurtose. Teststatistikken tyder derimot på at residualene er normalfordelte. Begge p-verdier er såpass høye at det gir sterk indikasjon for normalfordeling.

2009-2010

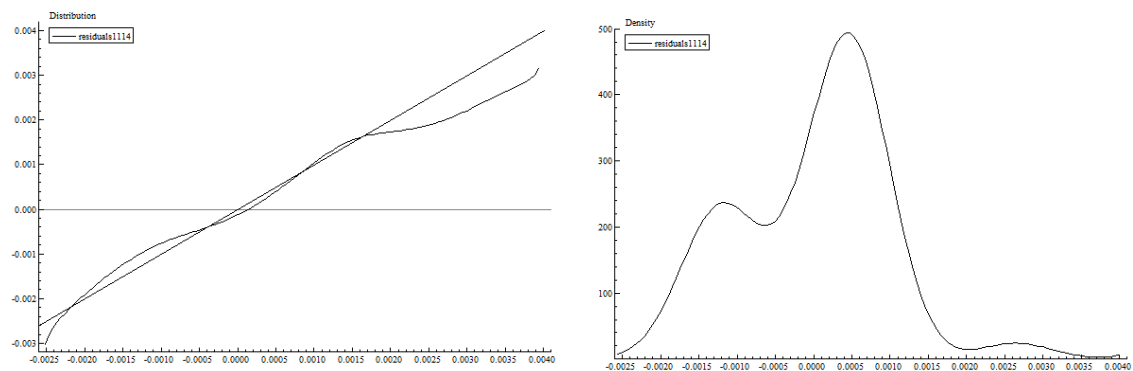
Figur 7.6: Grafisk analyse av normalfordeling for perioden 2009-2010



Den grafiske testen kan tyde på at vi har problemer med kurtose, på grunn av tykke haler på normalfordelingskurven. Den statistiske testen gir oss derimot sterke bevis for normalfordeling.

2011-2014

Figur 7.7: Grafisk analyse av normalfordeling for perioden 2011-2014



Normalfordelingskurven for denne perioden ser ikke symmetrisk ut og har en hale som er lengre enn den andre. Den grafiske testen tyder derfor på at residualene ikke er normalfordelte. De to statistiske testene gir oss ulikt resultat. Ved bruk av Jarque-Bera testen får vi en p-verdi på 0,95. Dette gir oss ingen grunn til å forkaste nullhypotesen, og tyder på at residualene er normalfordelte. På motsatt side gir Shapiro-Wilk testen oss en p-verdi på 0,01. Denne er så lav at nullhypotesen om normalfordeling blir forkastet med god margin. Vi har dermed ikke sterke bevis, og konkluderer med at vi her kan ha problemer med normalfordeling.

7.4 Konvergensresultat

Resultatene fra testene over viser at vi har problemer med normalfordeling i 2003-2014 og 2011-2014. På grunn av dette vil vi ikke bruke disse periodene i videre analyse.

De tidsperiodene vi velger å gå videre med er 2003-2006, 2005-2007, 2007-2008 og 2009-2010

Resultater regresjon

Regresjonsligningene for de fire periodene:

$$(7.2) \quad Y_{2003-2006} = 0,0002694 - 0,0153017y_0 + \varepsilon$$

$$(7.3) \quad Y_{2005-2007} = -0,0002339 - 0,0651931y_0 + \varepsilon$$

$$(7.4) \quad Y_{2007-2008} = -0,0024726 - 0,0928022y_0 + \varepsilon$$

$$(7.5) \quad Y_{2009-2010} = -0,0010429 - 0,0389192y_0 + \varepsilon$$

I tabell 7.3 har vi presentert t-verdi, P-verdi og forklaringsgrad for hver regresjon.

Tabell 7.3: Regresjonsresultatet fra de 4 periodene

Periode	t-verdi	P-verdi	R-kvadrat	Justert R-kvadrat
2003-2006	-3,56	0,001**	0,2835	0,2611
2005-2007	-5,76	0,000**	0,5015	0,4863
2007-2008	-10,08	0,000**	0,7549	0,7474
2009-2010	-6,45	0,000**	0,5652	0,5516

For alle fire perioder har vi fått signifikante resultater for beta-konvergens. Det vil si at områder med boligpriser som er lavere i starten av perioden, vokser raskere enn boligpriser i områder med høyere inngangsverdi. Den modellen som er mest signifikant er 2007-2008, hvor t-verdien er mer negativ enn i de andre modellene. Vi ser også at denne perioden har sterkest beta-konvergens. Motsatt er modellen for 2003-2006 den med lavest signifikant verdi og svakest beta-konvergens.

Forklaringsgrad varierer fra 0,28 til 0,75. Den er positiv korrelert med signifikansnivået og er høyest i perioden som er mest signifikant. Den store

variasjonen i både t-verdi og forklaringsgrad indikerer at modellene er veldig forskjellige og i ulik grad støtter opp om resultatet vårt. Det er 2007-2008 som har høyest forklaringsgrad, noe som betyr at regresjonslinjen passer bedre til dataene i denne perioden enn det de andre modellene gjør. Igjen er det 2003-2006 som gir oss dårligst resultat i form av lavest forklaringsgrad.

I alle modellene er konstantleddet tilnærmet lik null. Derimot skiller modellen for 2003-2006 seg ut med en positiv verdi, samt at periode 2007-2008 har en mer negativ verdi enn de to andre. Samtidig ser vi av t-verdiene er høyest der konstantleddet er lavest. Denne sammenhengen gjelder for alle fire periodene, og t-verdien stiger i takt med at konstantleddet blir mindre. Det kan derfor tyde på at det er negativ korrelasjon mellom konstantleddet og t-verdi.

Antall observasjoner er 35, noe som gir antall frihetsgrader på 34. Selv om urbanitetsindeksene gjorde at vi fikk noe flere variabler, kan antallet fortsatt være for lavt til at resultatet er i samsvar med virkeligheten.

Vi ser at modellen for periode 2007-2008 gir oss best resultater. Den er mest signifikant, har høyest beta-verdi og høyest forklaringsgrad av alle modellene. Motsatt ser vi at modellen for 2003-2006 er den med lavest signifikant verdi, lavest beta-koeffisient og lavest forklaringsgrad. Vi vil videre i denne utredningen se nærmere på resultatene fra alle de fire modellene.

8. Drøfting av resultat

I dette kapittelet vil vi drøfte resultatene fra regresjonsanalysen. For hver periode sammenlignes disse resultatene med en grafisk fremstilling av urbanitetsindeksene. Vi vil deretter drøfte hvilke faktorer som kan forklare resultatet. Til slutt gjør vi en komparativ drøfting av forskning på konvergens fra andre land og sammenligner med vårt resultat.

8.1 Drøfting av resultatene fra konvergensanalysen

For hver periode vil vi nå drøfte resultatene fra regresjonsanalysen i sammenheng med en grafisk fremvisning av indeksene. Dette gjør vi for å kunne supplere og støtte opp om resultatene fra forrige kapittel. Deretter ser vi på mulige forklaringsvariabler for resultatet.

I den grafiske fremvisningen har vi tatt utgangspunkt i urbanitetsindeksene, da disse viser en sammenheng mellom byer med lignende innbyggertall. Grafen viser forholdet mellom indeks A og de resterende indeksene i samme periode. Dette er interessant å se på fordi indeks A inneholder prisindeksene for de største byene. Ser vi at grafene for de andre indeksene beveger seg oppover mot 100 prosent i løpet av perioden, vil det kunne indikere konvergens. Da vokser de andre indeksene raskere enn indeks A.

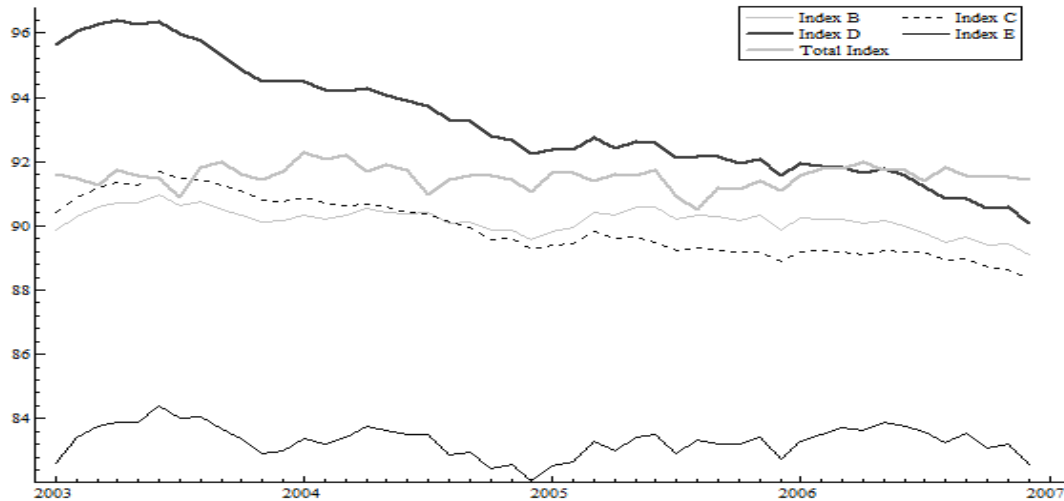
I faktoranalysen bruker vi de ulike forklaringsvariablene fra kapittel 3.5 og knytter disse opp mot de resultatene vi fikk for de ulike tidsperiodene. Det er derimot vanskelig å trekke noen konklusjon for hvilke faktorer som forklarer konvergens uten å estimere en modell. Viser her til Jacobsen og Naug (2004) og Meen (1999) i kapittel 3.4 for en gjennomgang av to slike modeller, i henholdsvis Norge og Storbritannia. Så vidt vi vet har det ikke blitt forsket på årsaker til konvergens og divergens i boligmarkedet i Norge, og derfor ønsker vi å diskutere dette i de neste avsnittene.

8.1.1 Periode 2003-2006

Årene mellom 2003 og 2006 var en god økonomisk tid for Norge. Dette var tiden etter dot.com boblen og verdensøkonomien var på vei opp igjen. Arbeidsledigheten sank betydelig, inntekten steg gradvis og en lavere rente gjorde at konsumet

økte. Styringsrenten ble satt ned fra 6,5 prosent ved utgangen av 2002 til 1,75 prosent i april 2004. Denne lave renten kan ha bidratt til å øke boliggetterspørselen, og vi ser at det var en økning i boligprisene gjennom hele perioden 2003-2006.

Figur 8.1: Grafisk fremstilling av urbanitetsindeksene 2003-2006



8.1.1a Drøfting av konvergens

I 2003-2006 er det vanskelig å se noe klar grafisk avbildning som kan indikere konvergens, heller tvert imot. Vi ser at indeks D har divergert fra indeks A, mens de andre indeksene har en mer lignende utvikling som A. Dette kan tyde på at det ikke finnes konvergens i perioden. Fra regresjonsanalysen vår fikk vi derimot et signifikant resultat, men det var mindre signifikant enn i de andre modellene. Vi ser også at forklaringsvariabelen er noe lav. Den lave R^2 kan være grunnen til at regresjonsresultatet vårt ikke er i samsvar med den grafiske analysen. Den kan også skyldes den store forskjellen mellom utviklingen i D og de andre indeksene. Dette kan ha bidratt til at modellen har dårlig passform til dataene. I tillegg er denne perioden den lengste, noe som også kan bidra til lav forklaringsgrad fordi det har vært et større tidsrom med svingninger i boligpris. Det er derfor usikkert hvor mye man kan stole på resultatene fra regresjonsanalysen, og hvorvidt det eksisterer konvergens.

8.1.1b Faktoranalyse

I denne perioden har det vært en stor rentenedgang som kan ha bidratt til konvergens. Ifølge Meen (1999) vil en renteendring påvirke regioner ulikt, på grunn av forskjellig

gjeldsgrad. Vi har derimot ikke funnet noen oversikt over gjeldsfordelingen i Norge. For å kunne se på renten som forklaringsfaktor gjør vi derfor en antagelse om gjeldsfordelingen i Norge. Vi antar at husholdninger i de områdene hvor boligprisene er høyest også er de husholdningene som har høyest gjeldsgrad. Da vil rentenedgangen i denne perioden øke prisene mest i de store byene hvor prisene allerede er høye. Dette kan tyde på divergens.

Gjennom hele perioden har arbeidsledigheten vært på vei ned. Vi har derimot ikke noe oversikt over de geografiske endringene i ledighet, og det er derfor vanskelig å si noe om hvordan dette kan forklare resultatet. En reduksjon i arbeidsledigheten på områder der gjeldsgraden er høy vil ifølge Meen (1999) påvirke boligprisene mer enn tilsvarende endring i andre områder. På samme måte som renten, kan arbeidsledighet være en faktor for divergens.

I denne perioden ser vi at nettoinnflyttingen til store og mellomstore kommuner har økt, mens den har vært negativ og minkende for de minste kommunene. At det er en positiv nettoinnflytting til de store kommunene kan bety divergens. På den andre siden har nettoinnflyttingen vært svært økende for mellomstore kommuner. Dette kan for eksempel skyldes at kommuner nær de store byene har hatt lavere priser. Nettoinnflyttingen vil da kunne være en forklaringsfaktor for konvergens.

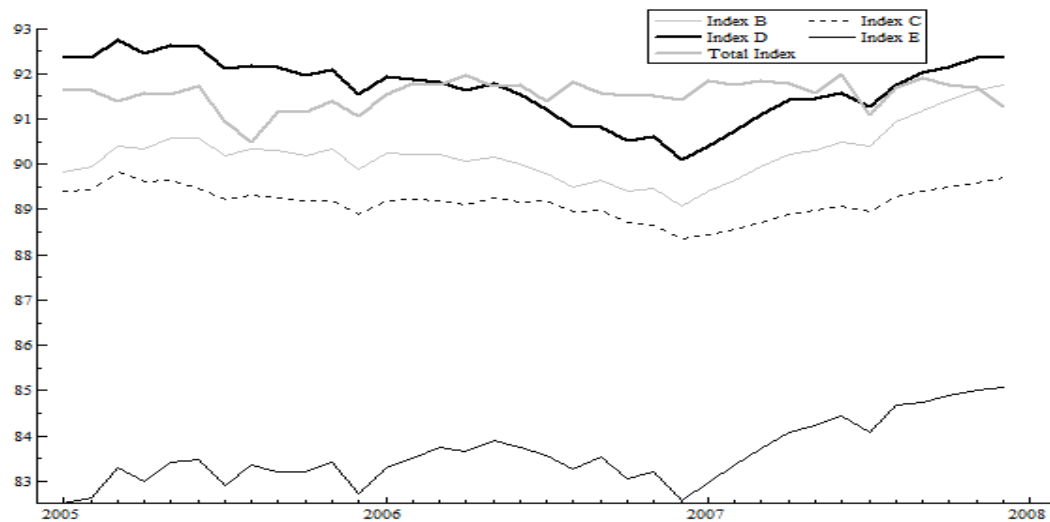
Antall ferdigstilte boliger har vært stigende i perioden. Vi har ikke noe data på hvor det ble bygd flest boliger, men plasseringen av disse vil kunne påvirke konvergens eller divergens. Blir nybygg lagt til sentrale strøk vil dette øke tilbudet, og kunne bremse en prisvekst. Samtidig vil det gjøre muligheten for innflytting til sentrale områder større, noe som kan motvirke at nybyggingen reduserer prisvekst. Legges nybygg til mindre urbane strøk vil det øke tilbudet her og isolert sett redusere prisene.

Det er vanskelig å vise til noen klar faktor i denne perioden som kan forklare resultatet om konvergens. De fleste faktorene indikerer faktisk divergens. Hvorvidt det faktisk eksisterer konvergens er ganske usikkert fordi modellen har lav forklaringsgrad, samt at den grafiske analysen ikke viser konvergens. Dersom det er konvergens i perioden, kan det tenkes at økningen i nettoinnflytting til mellomstore kommuner kan forklare dette.

8.1.2 Periode 2005-2007

I 2005-2007 fortsatte den sterke veksten både i Norge og i verdensøkonomien. Den sterke veksten gjorde at sentralbanken svarte med å øke styringsrenten. I første halvdel av 2005 var styringsrenten på 1,75 prosent, før den så steg gradvis til 5,25 prosent ved utgangen av 2007. Arbeidsledigheten falt og inntekten økte i hele perioden, og på tross av en økning i renten fortsatte boligprisene oppover. Konjunkturtoppen ble nådd i slutten av 2007.

Figur 8.2: Grafisk fremstilling av urbanitetsindeksene 2005-2007



8.1.2a Drøfting av konvergens

I 2005-2007 ser vi at indeksene nærmer seg A fra slutten av 2006, men at det ellers er et ganske jevnt forhold mellom de ulike indeksene. Dette kan tyde på konvergens her, men det er vanskelig å si noe for hele perioden under ett. Fra grafen kan det tyde på at indeks E er den som har hatt størst økning i prisen i forhold til indeks A. Samtidig kan det se ut som indeks D har divergert fra A fram til 2007, men deretter konvergert. Fra regresjonsanalysen fikk vi et signifikant resultat for beta-konvergens med relativt høy forklaringsgrad. Denne perioden er et år kortere enn forrige, noe som kan ha bidratt til den høyere forklaringsgraden. Det signifikante resultatet fra regresjonsanalysen kan skyldes konvergens vi ser grafisk fra slutten av tidsperioden. Det kan tenkes at det i slutten av 2006 skjedde en endring i boligpriser i Norge som har ført til konvergens.

8.1.2b Faktoranalyse

I denne perioden kan de gjentatte renteøkningene være en faktor for konvergens, fordi husholdninger med høy gjeldsgrad blir mest påvirket. Derimot vil fallende arbeidsledighet kunne være en faktor for økende boligpriser i de store byene. Dette vil kunne gi divergens.

Nettoinnflyttingen har økt for mellomstore kommuner, som isolert sett kan ha ført til konvergens. I de store kommunene ser vi nå faktisk en reduksjon frem til 2007, noe som også kan ha bidratt til resultatet. Reduksjonen i nettoinnflytting indikerer at sentraliseringen er i endring. Dette kan skyldes økningen i renten eller at boligprisene her er for høye i forhold til nærliggende kommuner. Nettoinnflyttingen til små kommuner sank i starten av perioden. Den fikk så en sterk økning i løpet av 2006, for så å flate ut igjen. Det er derfor vanskelig å si noe om hvordan endringene i små kommuner kan bidra til vårt resultat.

Det var ingen stor endring i antall ferdigstilte boliger. At etterspørselen etter bolig øker mens tilbudssiden står uendret, vil kunne forklare at prisene øker. Det er derimot vanskelig å trekke noen sammenheng til vårt resultat om konvergens.

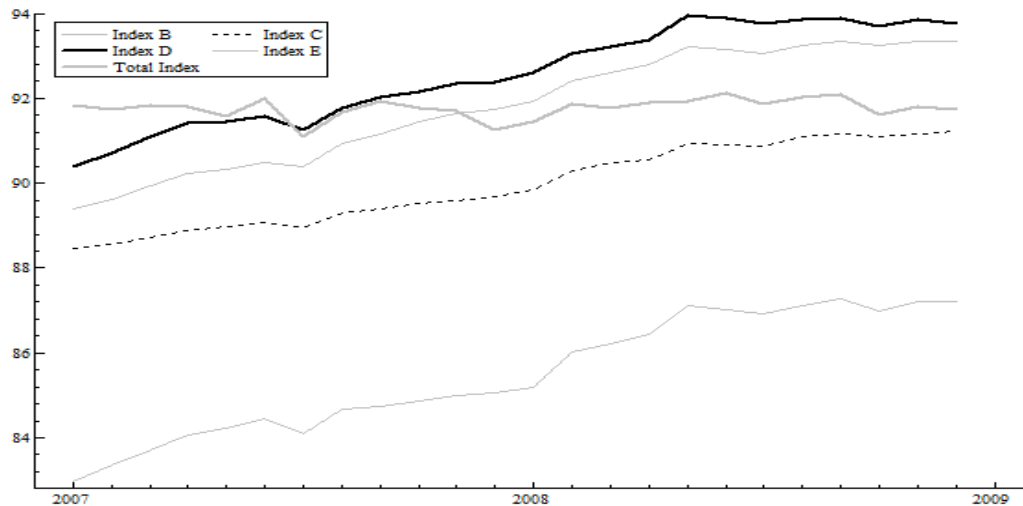
I denne perioden viser den grafiske fremstillingen at det kun er konvergens fra slutten av 2006. Dette strider imot det nettoinnflytting indikerer. Frem til 2007 vil nettoinnflyttingen isolert sett kunne føre til konvergens, mens den skifter i 2007 og har en mer flatere utvikling. Det kan tyde på at nettoinnflytting ikke er en like god forklaringsfaktor, i den grad vi først antok. Noe som derimot kan bidra til konvergens fra slutten av 2006 er den store økningen i rentenivået.

8.1.3 Periode 2007-2008

Denne tiden var preget av store sjokk i verdensøkonomien. I Norge var økonomien derimot fortsatt relativt god. Arbeidsledigheten gikk jevnt nedover i hele perioden og inntektene økte. I 2007 hadde Norge sterk vekst og Oslo Børs Hovedindeks steg kraftig. Toppen på Oslo Børs ble nådd i juli 2007, og deretter fulgte noen nedturer før det store børskrakket kom i mai året etter. Disse sjokkene i økonomien førte til en reduksjon i styringsrenten. På starten av perioden var styringsrenten på vei opp, og i

september 2008 var den på sitt høyeste på 5,75 prosent. Denne måneden gikk Lehman Brothers konkurs og det var et kritisk punkt i finanskrisen. Fra oktober 2008 ble styringsrenten redusert, og ved utgangen av 2008 var den på 3 prosent. Boligprisene ble også påvirket av finanskrisen og sank på tross av rentenedgangen.

Figur 8.3: Grafisk fremstilling av urbanitetsindeksene 2007-2008



8.1.3a Drøfting av konvergens

I 2007-2008 ser vi en klar tendens for konvergens i den grafiske analysen. Alle indeksene vokser raskere enn indeks A, med unntak av totalindeksen som utvikler seg parallelt med A. I regresjonsanalysen hadde denne modellen både høyest forklaringsvariabel og signifikans. Samlet sett tyder det på konvergens i hele perioden. Den sterke konvergens kan ha en mulig sammenheng med boligprisnedgang, siden dette var tiden hvor finanskrisen førte til et fall i boligpriser. Prisfallet i indeks A vil i så tilfelle være høyere enn prisfallet i de andre indeksene, som gjør at veksten er høyere for de andre indeksene. Samtidig er denne perioden en av de korteste, noe som gjør det lettere å få et samsvarende resultat. Dette fordi man ser på et mindre tidsrom med svingninger i boligpris.

8.1.3b Faktoranalyse

I størstedelen av denne perioden var styringsrenten høy, noe som kan ha bidratt til konvergens. Siden arbeidsledigheten varierte veldig er det vanskelig å trekke noen slutninger for dens påvirkning på konvergens.

I denne perioden ser vi at reduksjonen i nettoinnflytting til de store byene har stabilisert seg. Den største nettoinnflyttingen finner vi i de mellomstore kommunene, og antallet er stabilt for begge år. For de små kommunene ser vi også en flat utvikling. Den stabile veksten i nettoinnflytting tyder på at denne faktoren verken kan forklare konvergens eller divergens.

I 2007 var antall ferdigstilte boliger på en topp med 31.000 boliger. I 2008 var det litt færre boliger ferdigstilt, men effekten fra finanskrisen kom først året etter på grunn av tiden det tar å ferdigstille boliger. Vi vet at byggebransjen ble hardt rammet av finanskrisen, men de boligene som ble ferdigstilt i 2008 var med all sannsynlighet påbegynt i høykonjunktur. Det relativt høye antallet av ferdigstilte boliger vil isolert sett føre til lavere boligpriser. Påvirkning på konvergens eller divergens avhenger av hvilke områder det var størst byggeaktivitet i.

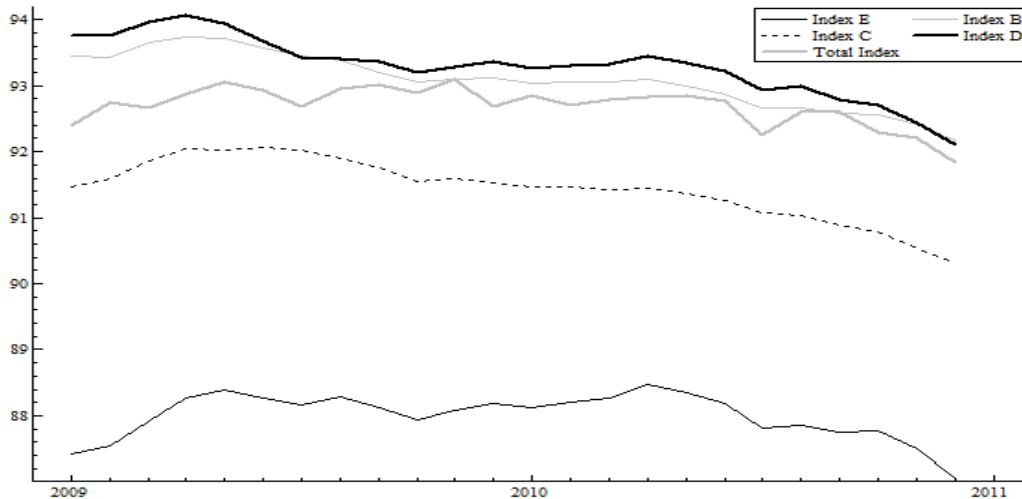
I denne perioden er det, av de faktorene vi har sett på, kun renten som kan forklare konvergens. Perioden skiller seg derimot ut ved at det var negativ boligprisvekst. Regresjonsanalysen viste sterkest beta-konvergens av de fire modellene. Dette gir oss grunn til å tro at det er en sammenheng mellom negativ boligprisvekst og konvergens. Derimot startet ikke den negative boligprisveksten før i midten av 2007, mens vi grafisk så at konvergens startet i slutten av 2006. Den negative boligprisveksten kan derfor ikke alene forklare resultatet. Her kan dermed renten komme inn som en forklaringsfaktor for konvergens i starten av perioden.

8.1.4 Periode 2009-2010

Denne tiden var preget av finanskrisen som startet i 2008. Høsten 2008 brøt deler av det internasjonale finansmarkedet sammen, og en lavkonjunktur startet i de fleste industrialiserte land. Arbeidsledigheten økte i både 2009 og 2010, før den stabiliserte seg på slutten av året. På starten av 2009 var boligprisene på sitt laveste etter finanskrisen. Boligprisfallet i Norge var derimot ikke på langt nær like dramatisk som prisfallet i USA og resten av Europa. Norge ble ikke like hardt rammet som andre land, blant annet som følge av stimulering av økonomien og høy oljepris. Styringsrenten ble satt ned fra 3 til 2,5 prosent i februar 2009. Deretter ble den gradvis redusert til og med september samme år når renten var på 1,25 prosent. Da var norsk

økonomi i vekst og renten ble satt opp. Styringsrenten fortsatte å øke frem til mai 2010, hvor den ble satt til 2 prosent og holdt konstant ut 2010.

Figur 8.4: Grafisk fremstilling av urbanitetsindeksene 2009-2010



8.1.4a Drøfting av konvergens

I 2009-2010 er det vanskelig å se antydninger til konvergens i den grafiske analysen. For størstedelen av perioden ser det ut som at prisene faktisk divergerer. I starten ser vi derimot at prisene konvergerer, noe som kan være en forlengelse på den konvergens vi så grafisk i 2007-2008. Det er derfor vanskelig å si noe om konvergens for hele perioden under ett. I regresjonsanalysen fikk vi derimot et svært signifikant resultat og en høy forklaringsgrad. Av de periodene vi har valgt å ta med i analysen, er dette modellen der vi var minst overbevist om at forutsetningene var oppfylt. Selv om vi korrigerer for autokorrelasjon, var det fortsatt antydning til svakt positiv autokorrelasjon. Testen for heteroskedastisitet ga en p-verdi som lå nær forkastningsgrensen. Til tross for at vi fikk et signifikant resultat for konvergens, kan den grafiske analysen tyde på at problemer med forutsetningene er mer alvorlige enn først antatt. Det er derfor vanskelig å fastslå om det finnes konvergens i denne perioden.

8.1.4b Faktoranalyse

Renteendringene har vært relativt små i forhold til tidligere perioder. Det er derfor vanskelig å trekke noe konklusjon på hvorvidt dette kan forklare konvergens.

Arbeidsledigheten var ganske høy, og økningen i 2009 kan isolert sett ha ført til konvergens.

Vi ser nå at nettoinnflytting til de store kommune reduseres. De mellomstore kommunene har fortsatt størst antall nettoinnflyttede, men antallet har en kortvarig reduksjon i starten av perioden. Det er samtidig stor økning i nettoinnflytting til de små kommunene. Samlet sett indikerer dette at de regionale boligprisene konvergerer, fordi sentraliseringen er mindre i de store kommunene enn tidligere.

I 2009 og 2010 var det et fall i antall ferdigstilte boliger. Fra toppen i 2007 ble det i 2010 kun ferdigstilt 17.800 boliger, nesten en halvering fra året før finanskrisen. Dette skyldes at byggebransjen ble hardt rammet av finanskrisen. Det lave antallet av ferdigstilte boliger vil isolert sett føre til høyere boligpriser.

Fra grafisk analyse fant vi antydninger til divergens, noe som var motsatt fra regresjonsresultatet. Vi var usikre på om forutsetningene for tidsserieanalyse var oppfylt i denne perioden. Det er derfor vanskelig å si noe mer om hvilke faktorer som har spilt inn for konvergens. Det som derimot kan ha bidratt til konvergens er økningen i arbeidsledigheten i 2009, samt endringen i nettoinnflyttingen.

8.2 Sammenligning av periodene

Det vil være interessant å se om det er en gjengående faktor som kan knyttes til konvergens. Basert på faktoranalysene i 8.1 har vi valgt å se på faktorene rente, arbeidsledighet og nettoinnflytting. De resterende faktorene har vi ikke regionale data på, eller det har ikke vært endringer i perioden. Lønnsveksten har vært tilnærmet konstant på rundt 4 prosent og skattesatsen har vært 28 prosent.

Styringsrenten har blitt justert flere ganger og har derfor variert mye over perioden. Jacobsen og Naug (2004) fant at renten var den viktigste forklaringsfaktoren for boligpriser. Det er derfor mulig at denne faktoren også kan forklare konvergens og divergens. I både 2005-2007 og 2007-2008 var det høy rente, og vi tror derfor dette kan ha bidratt til konvergens i disse periodene. I de to resterende tidsperiodene kan ikke renten ha hatt like stor innvirkning, fordi den var relativt lav. Her så vi også minst antydning til konvergens i den grafiske framstillingen.

Arbeidsledigheten sank frem til 2008 når finanskrisen inntraff, deretter steg den kraftig frem til 2010 for så å jevne seg ut. Økningen i arbeidsledigheten fra 2008 kan derfor ha bidratt til konvergens helt frem til den stabiliserte seg. Vi ser at nettoinnflyttingen i de store kommunene har hatt en nedgang i nesten hele perioden mellom 2003 og 2010. Nettoinnflytting til mellomstore kommuner har totalt sett økt, med kun en liten nedgang i 2007-2009. Nettoinnflyttingen i små kommuner hadde en reduksjon i starten av perioden, men ble etterfulgt av en sterk økning. Totalt sett har nettoinnflyttingen i små kommuner økt. Grafisk fant vi konvergens fra slutten av 2006, men samtidig ser vi at nettoinnflyttingen til store kommuner fikk en økning på samme tid. Dette stemmer ikke overens, noe som gjør at vi betviler påvirkningskraften til denne faktoren.

8.3 Komparativ drøfting med eksisterende litteratur

I kapittel 2.2 gikk vi gjennom eksisterende litteratur om konvergens i boligmarkedet. Vi fant at emnet var lite studert både i Norge og på verdensbasis, men at det fantes studier fra blant annet USA og Storbritannia. Vi synes derfor det er interessant å sammenligne vårt resultat med disse funnene.

Vår studie skiller seg ut fra de andre ved at vi har sett på konvergens og divergens i ulike tidsperioder fra to til fire år. Til sammenligning studerte Holmes og Grimes (2005) konvergens på lang sikt i Storbritannia og fant et langsiktig likevektsforhold i boligprisene mellom ulike regioner. De oppdaget derimot at det var en splittelse mellom øst og vest, hvor boligpriser i de vestlige regionene ikke konvergerer mot den totale likevektsprisen. Det er mulig at man kan finne samme effekt i Norge. Vi har derimot kun sett på konvergens samlet sett og grafisk etter urbanitet.

Young og Rous (2012) så også på konvergens over tid i USA, men fant derimot lite som tyder på total konvergens for boligpriser. Siden USA er et av verdens største land med ulike økonomiske regioner, er det kanskje ikke så rart at det er vanskelig å finne bevis for total konvergens. De fant derimot sterk indikasjon på at det finnes grupperinger som konvergerer mot en felles likevektspris. Disse grupperingene ble satt sammen etter hvilke stater som hadde konvergerende boligpriser. Det var ikke nødvendigvis nabostater eller stater i samme økonomiske region som ble gruppert.

Dette skiller seg fra vår analyse ved at vi delte inn i regioner før vi testet for konvergens.

Metoden brukt i USA gjorde at de kunne sammenligne statene i hver gruppe. De undersøkte hvilke makroøkonomiske determinanter som har en effekt på konvergens av boligpriser. Studien viste at boligtilbud, boligreguleringer og klima er viktige fundamentale faktorer som forklarer at boligprisene konvergerer noen steder. Dette samsvarer i noen grad med de faktorene vi har sett på: ferdigstilte boliger og boligreguleringer. Vi har derimot ikke sett på klima som en viktig fundamental faktor i Norge, fordi det ikke er like store klimatiske forskjeller mellom våre regioner. Funn i andre land viser altså at det kan tyde på at det finnes langsiktig konvergens i boligpriser i områder som ligner på hverandre. Selv om Norge er et lite land er det mulig at det finnes områder som ikke konvergerer mot en felles likevekt. Dette vil i så fall ha påvirket resultatene våre. Vi kan ikke trekke noen konklusjon om langsiktig likevekt i Norge, men funnene våre indikerer at det i noen perioder eksisterer konvergens.

9. Ripple Effect

Vi ønsker videre å se på Ripple Effect i det norske boligmarkedet. Ripple Effect kan knyttes til det norske begrepet ringvirkninger, hvor en endring et sted sprer seg utover til andre områder over tid. Hvis det er en Ripple Effect i det norske boligmarkedet, så vil et område gå foran i utviklingen av boligprisene. Det er funnet bevis for en Ripple Effect blant annet i Sverige (Berg, 2000) og i Storbritannia (Meen, 1999). Der er det henholdsvis Stockholm og London som leder an boligprisutviklingen og gir ringvirkninger ut til de andre byene. Det er interessant å se om vi finner bevis for noe lignende i Norge, da dette kan brukes til å predikere framtidig prisutvikling.

Vår hypotese for test av Ripple Effect er at Oslo “Granger-causes” andre områder i Norge. Oslo er hovedstad og største by i Norge, og prisutviklingen her har historisk sett vært høy. Det er derfor naturlig å tro at en endring her kan gi ringvirkninger til andre områder.

9.1 Metode

Vi tester for Ripple Effect ved bruk av de stasjonære datasettene og utfører en Granger Kausalitetstest i Stata. Vi valgte denne testen fordi den er enkel å gjennomføre og at den ga signifikante funn i Sverige. Fra det totale datasettet kuttet vi noen variabler som ikke ga resultater når vi kjørte testene første gang. Vi kuttet også noen variabler som overlappet hverandre. Totalt inkluderer vi derfor 23 variabler. Vi ønsker å se om tidligere verdier av tidsserier på henholdsvis 3, 6 og 12 lags kan predikere verdien til andre tidsserier. Vi valgte 3, 6 og 12 lags, da dette gir oss et bilde på hvordan de ulike tidsseriene påvirker hverandre kvartalsvis, halvårlig og årlig.

Dersom vi finner at område X «Granger-causes» (påvirker) Y, kan dette være bevis for en Ripple Effekt. Da vil en endring i pris skje først i X og spre seg til Y i en senere periode. Dersom vi finner at Y blir påvirket av andre områder, indikerer det at Y ligger etter i prisutviklingen.

9.2 Resultat

På verken 3, 6 eller 12 lags klarer vi å se noe klar tendens for en Ripple Effect i Norge. Vi finner ikke noe område som skiller seg ut ved at det går foran i prisutviklingen. Det er derimot noen mønster som viser at enkelte områder blir påvirket av andre.

På 3 lags er det tidligere verdier av Sandnes som påvirker flest andre områder. Bergen og Hordaland skiller seg ut ved å bli påvirket av flest. Det vil si at Bergen og Hordaland henger kvartalsvis bak i prisendringer i forhold til mange andre områder.

På 6 lags ser vi at Østfold er den som nå påvirker flest andre byer. Samtidig blir den også påvirket av mange andre områder. Det er derimot fortsatt Bergen og Hordaland som blir påvirket av flest.

På 12 lags finner vi veldig mange variabler som påvirker hverandre. Det er svært vanskelig å se et mønster her, da de fleste blir påvirket av tidligere verdier av ulike variabler.

Ut fra resultatene vi får ved å kjøre en Granger Kausalitetstest, finner vi ikke en Ripple Effect i det norske boligmarkedet. Vi finner ingen klare mønster på at et område går foran i prisutviklingen og gir ringvirkninger til resten av landet. Det vi derimot finner er at spesielt Bergen og Hordaland blir påvirket av flest andre variabler.

9.3 Diskusjon

Fra forskning i andre land kunne man anta at vi burde se en Ripple Effect fra Oslo. Derimot er Oslo en av variablene som påvirker færrest, noe som motsier vår opprinnelige hypotese.

Sverige er ganske lik Norge både geografisk og demografisk sett. Dette styrket derfor hypotesen vår ytterligere om tilstedeværelse av en Ripple Effect. Da det i Sverige ble brukt samme test som oss, og det ga klare bevis for at Stockholm går foran i prisutviklingen, var det litt overraskende at vi ikke fant lignende bevis for Norge. Vi

har derimot ikke delt opp i regioner slik de gjorde i Sverige, noe som kan forklare det forskjellige resultatet.

I Storbritannia har det blitt forsket mye på Ripple Effect. Både Holmans (1990) og Meen (1999) fant at høyprisregioner går fremst i prisutviklingen. Storbritannia har også likheter med Norge, men er tettere befolket og boligprisene ble sterkere påvirket av finanskrisen. Den sterke Ripple Effekten i Storbritannia skyldes i stor grad prisforskjeller mellom sør og nord, noe som ikke er like fremtredende i Norge.

Norge er et langstrakt land med ulike økonomiske regioner som muligens ikke påvirker hverandres boligpriser i stor grad. Dette kan skyldes at regionene blir påvirket på likt av faktorer som bestemmer boligprisene. Slike faktorer kan være renteendringer, eller endringer i inntekt og arbeidsledighet. Dette strider imot funnene til Meen (1999) i Storbritannia, om at ulik gjeldsgrad gjør at renten og arbeidsledighet påvirker regioner ulikt. Mangel på bevis for Ripple Effect i Norge kan derfor tyde på at det ikke finnes store forskjeller i gjeldsgrad, eller at denne effekten ikke er like tydelig som i Storbritannia. Det er vanskelig å trekke noen konklusjoner på hvorfor vi ikke finner en Ripple Effect i Norge.

10. Konklusjoner

I denne masterutredningen har vi analysert problemstillingen om det finnes konvergens eller divergens i det norske boligmarkedet. I tilknytning til dette har vi sett på om det eksisterer en Ripple Effect, der et område går foran i prisutviklingen. Boligmarkedet har vært karakterisert av sterk vekst de siste tiårene, med unntak av enkelte perioder med forbigående prisfall. Denne prisutviklingen gjelder for hele landet, men høyest priser finner man i og nær de store byene. Motivasjonen for denne utredningen er at boligprisutviklingen er et aktuelt tema som opptar folk. Det er interessant å se hvordan prisutviklingen har variert på ulike steder over tid, og om det finnes perioder hvor prisene har konvergert.

Vi har tatt utgangspunkt i teori om beta-konvergens og eksisterende litteratur på regionale boligpriser. For å analysere konvergens har vi konstruert nye indekser for hvert område i datasettet. I tillegg laget vi indekser etter urbanitet, som ble konstruert ved at vi delte tettsteder inn i ulike grupper basert på folketall. Dette ga oss flere observasjoner, og gjorde at vi enkelt kunne studere prisutviklingen grafisk. Derimot kan et enda mer mangfoldig datasett med flere observasjoner bedre validiteten.

Vi har undersøkt om det finnes konvergens i ulike tidsintervaller mellom 2003-2014. Vi tok for oss fire perioder som oppfylte forutsetningene for tidsserieanalyse, og drøftet resultatene fra en regresjonsanalyse opp mot en grafisk framstilling. Vi fant signifikante resultater for konvergens ved regresjonsanalyse i alle de fire periodene, men den grafiske fremstillingen viste ikke samme resultat. Den grafiske analysen indikerte at det kun finnes konvergens fra slutten av 2006 til første kvartal 2009.

I tillegg til å drøfte regresjonsanalysen opp mot en grafisk framstilling, undersøkte vi hvilke faktorer som kan forklare konvergens i de fire ulike periodene. Denne drøftingen ble noe begrenset da vi manglet data på regionale forskjeller på byggeaktivitet, gjeldsgrad og arbeidsledighet. Vi har dermed tatt noen antagelser om forskjeller i disse faktorene. Vi fant at styringsrenten i Norge kan ha påvirket konvergens gjennom forskjeller i gjeldsgrad. Husholdninger med høy gjeldsgrad bor gjerne i store byer med høyt prisnivå, og blir derfor mer påvirket av en økning i styringsrenten. Arbeidsledighet kan også være en forklarende faktor, da denne økte i

perioden vi fant sterke bevis på konvergens. I videre arbeid kunne det vært interessant å lage en modell for ulike faktorer som påvirker konvergens. Da hadde det også vært mulig å predikere hvordan endringer i faktorer vil påvirke boligprisene fremover i ulike regioner.

Av de fire periodene var det 2007-2008 som skilte seg ut ved at vi fant sterke bevis for konvergens. Funnet er interessant fordi denne perioden skiller seg ut fra de andre ved at det var negativ boligprisvekst. Det kan bety at boligpriser konvergerer ved prisnedgang fordi fallet i priser er høyere i de store byene enn andre steder. I denne perioden er også koeffisienten for konvergens høyest. Dette indikerer at prisene i store byer faller raskere når det er prisnedgang, enn de øker når det er prisvekst. Derimot starter prisnedgangen i boligmarkedet et halvt år etter at vi observerer konvergens i den grafiske analysen. Det tyder på at det kan ha vært noe annet enn bare boligprisfallet som har ført til konvergens. Vi har sett at styringsrenten var høy før finanskrisen, noe som kan ha forklart at perioden med konvergens startet i slutten av 2006.

I analysen av Ripple Effect så vi på om prisutvikling i noen områder “Granger-causes” andre. Vi så på hele perioden 2003-2014 under ett, men fant ingen klare bevis for at et sted går foran i prisutviklingen. Det er mulig at man kunne fått andre resultater ved å studere kortere tidsperioder. Dette spesielt med tanke på at vi fant sterke bevis på konvergens i kortere tidsrom. Det kunne også vært interessant å se på større geografiske områder når man tester for Ripple Effect. Man kunne videre sett på om det eksisterer en Ripple Effect mellom store byer og typiske pendlerbyer i nærheten.

På grunnlag av empiri om boligmarkedet konkluderer vi med at det finnes bevis for konvergens i perioden rundt finanskrisen. Dette kan skyldes prisnedgangen under finanskrisen og en høy styringsrente i tiden før krisen. Vi finner derimot ingen bevis for en Ripple Effect i Norge.

Referanseliste

Ashworth, J., Parker, S. (1997) *Modelling regional house prices in the UK*. Scottish Journal of Political Economy, 44, 225-46.

Aursland, T.A. (2015) *Forelesning FIE403-V15 Business Cycle Analysis "Methodology"*.

Balsvik, R. (2013 a) *Forelesning ECO402-H13 Econometric Techniques. Time Series Part 1*.

Balsvik, R. (2013 b) *Forelesning ECO402-H13 Econometric Techniques. Time Series Part 2*.

Barro, R. J., Sala-i-Martin, X. (2004) *Economic Growth (2.utg)*. Cambridge og London: The MIT Press.

BBC News (2014) *Oslo's rapid growth redefines Nordic identity*. [Internett] Tilgjengelig fra: <<http://www.bbc.com/news/world-europe-25722053>> [Lest 11.02.2015].

Berg, L. (2000) *Prices on the Second-hand Market for Swedish Family Houses – Correaltion, Causation and Determinants*. Working Paper Series 200:7, Uppsala University, Department of Economics.

Berry, W.D., Feldman, S. (n.d) *Heteroscedasticity*. Notater [Internett]. Tilgjengelig fra: <<https://www3.nd.edu/~rwilliam/stats2/l25.pdf>> [Lest 20.03.2015]

Brooks, C. (2008) *Introductory Econometrics for Finance*, second edition. Cambridge University Press, 2005.

Eiendom Norge (n.d) *Prisstatistikk*. [Internett]. Tilgjengelig fra: <<http://eiendommnorge.no/boligprisstatistikken/>> [Lest 10.04.2015]

Eiendom Norge (2015) *Eiendomsmeglerens boligprisstatistikk*. Utgitt av Eiendom Norge, Finn.no og Eiendomsverdi. [Internett] Tilgjengelig fra:
<<http://eiendommnorge.no/wp-content/uploads/2015/02/Eiendom-Norges-boligprisstatistikk-for-januar-2015.pdf>> [Lest 11.02.2015].

Engineering Statistics Handbook (n.d) *Anderson-Darling and Shapiro-Wilk test*. [Internett]. Tilgjengelig fra:
<<http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/prc/section2/prc213.htm>>
[Lest 15.04.2015]

Grytten, O.H. (2010) *Bustad, marknad og planlegging*. Kommuneplankonferansen 2010. [Internett] Tilgjengelig fra:
<<http://www.hordaland.no/Global/regional/kommunedora/plankonferansar,%20innlegg/Grytten%20-%20bustad,%20marknad%20og%20planlegging.pdf>> [Lest 16.03.2015].

Grønmo, S. (2004) *Samfunnsvitenskapelige metoder*. Bergen, Fagbokforlaget.

Gujarati, D., Porter, D. (2010). *Essentials of Econometrics*. Fourth Edition. McGraw-Hill Irwin.

Henriksen, J. (2011) *TEK 10 vil føre til høyere priser på nye bygg i 2012*. VVS Forum, 5. desember 2011. [Internett] Tilgjengelig fra:
<<http://www.vvsforum.no/artikkel/5353/-tek-10- vil-foere-til-hoeyere-priser-paa-nye-bygg-i-2012.html>> [Lest 11.02.2015].

Hodne, F., Grytten, O. H. (2002) *Norsk økonomi i det 20. Århundre*. Fagbokforlaget

Holmans, A. (1990) *House price: changes through time at national and sub-national level*. Government Economic Service Working Paper 110

Holmes, M., Grimes, A (2005) *Is there long-run convergence of regional house prices in the UK?* Motu Economic and Public Policy Research

Jacobsen, D. H., Naug, B. (2004) *Hva driver boligprisene?* Norges Bank. [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://www.norges-bank.no/Upload/import/publikasjoner/penger_og_kreditt/2004-04/jacobsen.pdf> [Lest 19.02.2015].

Jacobsen, D., Solberg-Johansen, K., Haugland, K. (2006) *Boliginvesteringer og boligpriser*. Norges Bank. [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://www.norges-bank.no/Upload/import/publikasjoner/penger_og_kreditt/2006-04/boliginvesteringer.pdf> [Lest 17.03.2015].

Jansen, S.E. (2011). *Hva driver utviklingen i boligprisene?* Samfunnsspeilet 2011/5-6. Statistisk sentralbyrå. [Internett]. Tilgjengelig fra: <<http://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/hva-driver-utviklingen-i-boligprisene>> [Lest 11.02.2015].

Kommunal- og moderniseringsutvalget. (2002) *Boligmarkedene og boligpolitikken*. NOU 2002:2. Oslo, Statens forvaltningstjeneste. [Internett]. Tilgjengelig fra: <<https://www.regjeringen.no/nb/dokumenter/nou-2002-2/id145338/>> [Lest 16.04.2015].

Kongsrud, P. (2000) *Forstår vi prisdannelsen i boligmarkedet?* Tale/artikkel publisert under Regjeringen Stoltenberg I. Finansdepartementet. [Internett] Tilgjengelig fra: <<http://www.regjeringen.no/nb/dokumentarkiv/Regjeringen-Stoltenberg-I/fin/Taler-og-artikler-arkivert-individuelt/2000/Forstar-vi-prisdannelsen-i-boligmarkedet.html?id=423430>> [Lest 11.02.2014].

Meen, G. (1999) *Regional house prices and the ripple effect: a new interpretation*. House Studies, 14, 733-53

Norges Bank (n.d) *Styringsrenten månedsgjennomsnitt*. [Internett]. Tilgjengelig fra: <<http://www.norges-bank.no/Statistikk/Rentestatistikk/Styringsrente-manedlig/>>. [Lest 16.03.2015].

Norges Bank (2000) *Produksjonsgapet I norsk økonomi – ulike metoder, same svar?* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://www.norges-bank.no/Upload/import/publikasjoner/penger_og_kreditt/2000-01/produksjonsgapet.pdf> [Lest 19.02.2015].

Norges Bank (2007) *Economic bulletin no. 1 2007*. Norges Bank Information Department.

Phillips, P.C.B., Sul, D., (2007) *Transition modelling and econometric convergence tests*. *Econometrica* 75, 1771–1855.

Rickertsen, K., Kristofersson, D. (2011) *Kapittel 11*. Utdelt pensum fra forelesning i ECN201 på UMB. [Internett] Tilgjengelig fra: <<https://athene.nmbu.no/emner/pub/ECN201/utdelt/kapittel11.pdf>> [Lest 27.02.2015].

Skatteetaten (n.d a) *Fradrag for gjeldsrenter (rentefradrag)*. [Internett]. Tilgjengelig fra: <<http://www.skatteetaten.no/rentefradrag>> [Lest 21.03.2015]

Skatteetaten (n.d b) *Skatt ved utleie av bolig og fritidseiendom*. [Internett]. Tilgjengelig fra: <<http://www.skatteetaten.no/no/Person/Selvangivelse/tema-og-fradrag/Bolig/Utleie/Skatt-pa-utleie/Skatt-ved-utleie-av-bolig/>> [Lest 03.06.2015]

Skog, O.J. (2005) *Kompendium til Kurs i anvendt tidsserieanalyse*. Institutt for sosiologi og samfunnsgeografi, Universitetet i Oslo

SSB (n.d a) *Innenlandsk innflytting, utflytting og nettoinnflytting (K)*. Tabell 05471. [Internett]. Tilgjengelig fra: <<https://www.ssb.no/statistikbanken/selectvarval/Define.asp?subjectcode=&ProductId=&MainTable=Innlandflytting&nvl=&PLanguage=0&nyTmpVar=true&CMSSubjectArea=befolkning&KortNavnWeb=flytting&StatVariant=&checked=true>> [Lest 20.03.2015]

SSB (n.d b) *Lønn, alle ansatte*. Tabell 06574 og 08054. [Internett].
Tilgjengelig fra: <<https://www.ssb.no/statistikkbanken/selecttable/hovedtabellHjem.asp?KortNavnWeb=lonnansatt&CMSSubjectArea=arbeid-og-lonn&checked=true>>
[Lest 20.03.2015]

SSB (n.d c) *Registrerte arbeidsledige*. Tabell 01603. [Internett]. Tilgjengelig fra:
<<https://www.ssb.no/statistikkbanken/selecttable/hovedtabellHjem.asp?KortNavnWeb=regledig&CMSSubjectArea=arbeid-og-lonn&checked=true>>
[Lest 20.04.2015]

SSB (2014) *Sterk vekst i boligformuen*. [Internett] Tilgjengelig fra:
<<http://www.ssb.no/inntekt-og-forbruk/artikler-og-publikasjoner/sterk-vekst-i-boligformuen>> [Lest 11.02.2015].

SSB (2015a) *Folkemengde og befolkningsendringar*, 4. kvartal 2014. [Internett]
Tilgjengelig fra: <<http://www.ssb.no/befolkning/statistikker/folkendrkv/kvartal/2015-02-19>> [Lest 11.02.2015].

SSB (2015b) *Folkemengde, 1.januar 2015*. [Internett]. Tilgjengelig fra:
<<http://www.ssb.no/befolkning/statistikker/folkemengde/aar-berekna/2014-12-18?fane=tabell&sort=nummer&tabell=212146>> [Lest 20.04.2015]

Stock, J.H., Watson, M.M. (2012) *Introduction to Econometrics*. Third Edition.
Pearson Education Limited

Store Norsk Leksikon (n.d a) *Regresjonsanalyse* [Internett]. Tilgjengelig fra:
<<https://snl.no/regresjonsanalyse>> [Lest 22.03.2015]

Store Norske Leksikon(n.d b) *Minste Kvadraters Metode* [Internett]. Tilgjengelig fra:
<https://snl.no/minste_kvadraters_metode> [Lest 22.03.2015]

Store Norske Leksikon(n.d c) *Hypotese* [Internett]. Tilgjengelig fra:
<<https://snl.no/hypotese>> [Lest 23.04.2015]

Sættem, J.B. (2012) *Slik har norske boligpriser utviklet seg gjennom de siste 200 årene*. [Internett]. Tilgjengelig fra <<http://www.nrk.no/nyheter/norge/1.8273402>> [Lest 11.02.2015]

Ubøe, J. (2012) *Statistikk for økonomifag*. Gyldendal Norsk Forlag. 3. Utgave 4. opplag.

Wikipedia (n.d a) *Empiri*. [Internett]. Tilgjengelig fra: <<http://no.wikipedia.org/wiki/Empiri>> [Lest 07.06.2015]

Wikipedia (n.d b) *Granger causality*. [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://en.wikipedia.org/wiki/Granger_causality#/media/File:GrangerCausalityIllustration.svg> [Lest 15.04.2015]

Wikipedia (n.d c) *Stationary Process*. [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://en.wikipedia.org/wiki/Stationary_process> [Lest 23.04.2015]

Young Se, K., Rous, J. (2012) *House price convergence: Evidence from US state and metropolitan area panels*. *Journal of Housing Economics* 21. s. 169-186

Wooldridge, J.M. (2009) *Introductory Econometrics A Modern Approach*. South-Western, Cengage Learning. Fifth International Edition.

Appendiks

Tabell A.1: p-verdier fra normalitetstestene

Periode	Sharp Wilk	Skjevhet/kurtose
2003-2014	0,00032	0,0428
2003-2006	0,28012	0,7423
2005-2007	0,10928	0,0824
2007-2008	0,28074	0,6560
2009-2010	0,27857	0,4248
2011-2014	0,00908	0,9495

Tabell A.2: Granger Causality test på 3 lags

X\Y	O	S	B	T	D	Sa	A	Bæ	Nr	K	San	Op	Bu	Af	R	H	Tf	Tr	N	Tø	Ø	V	Ti	
O	-		x																					1
S		-	x													x	x							3
B			-				x	x																2
T				-			x																	1
D			X		-											x								2
Sa						-																		0
A			X	X			-									x	x							4
Bæ			X					-								x								2
Nr			X						-							X								2
K			X							-						X								2
San			X	X							-		x			x	x							5
Op												-												0
Bu	X		X										-			x							x	4
Af													X	-		x	x							3
R			X									X		-		x	X							4
H							X	X								-				x		x		4
Tf							X										-			x				2
Tr																			-					0
N			X													X				-				2
Tø																					-			0
Ø			X													X	X					-	x	4
V																							-	0
Ti													X			X	X						-	3
	1	0	11	2	0	0	4	2	0	0	0	0	4	0	0	13	7	0	2	0	1	0	2	

Tabell A.3: Granger Causality test på 6 lags

X\Y	O	S	B	T	D	Sa	A	Bæ	Nr	K	San	Op	Bu	Af	R	H	Tf	Tr	N	Tø	Ø	V	Ti	
O	-											X									X			2
S		-	x									X	X			x	X			x	X	x		8
B			-				x	x				X						X		X				5
T				-																	x			0
D					-										x									1
Sa						-																		0
A			X				-									X								2
Bæ			X					-								X								2
Nr									-															0
K										-														0
San											-	x												1
Op	X	x	x					X			X	-			X	x		x					x	9
Bu													-											0
Af														-										0
R			X		x							x	x	x	-	X	X				X	x		9
H							x	X								-			X		X			4
Tf		X						X									-		X		X			4
Tr																		-						0
N			X													x	X			-		X		4
Tø	X		X													X	X				-			4
Ø	x	x	X	X				X	X			x			x	X	X		x		-		X	12
V								X							X	X							-	3
Ti			X									X										x	-	3
	3	3	9	1	1	0	2	6	1	0	1	7	2	1	4	9	5	1	4	1	9	2	2	

Tabell A.4: Granger Causality test på 12 lags

X\Y	O	S	B	T	D	Sa	A	Bæ	Nr	K	San	Op	Bu	Af	R	H	Tf	Tr	N	Tø	Ø	V	Ti	
O	-	x					x	x			x	x	x				x		x		x	x		10
S		-	x				x	x				x	x			x	x			x	x	x		10
B			-				x	x			x	x	x						x	x	x	x		9
T		x		-			x	x			x	x			x						x	x		8
D		X	X		-		x	x			x	x			x	x		x			x			10
Sa						-	X	x													x			3
A	X	X	X				-	x				x			x	x	x							8
Bæ			X				X	-				x	x			x	x					x	x	9
Nr	X	X	X	X	X		X	X	-		x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	21
K							X	X		-	x				x						x			5
San											-	x	x	x		x	x							5
Op	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	-	x		x	x	x	x	x	x	x	x	x	21
Bu	X	X	X				X	X	X		X		-		x	x		x			x			13
Af		X					X	X			X			-	x									5
R					X		X			X		X	X	X	-		x				x	x	x	10
H		X			X		X	X			X	X	X		X	-				x	x	x	x	12
Tf	X	X					X	X			X		X		X		-	X	x	x	x			12
Tr							X	X			X							-						3
N	X	X	X				X	X	X		X	X			X	X	X			-				11
Tø								X			X					X					-			3
Ø	X	X	X	X			X	X	X	X	X			X		X	X	X			-		x	15
V	x	X	X			X	X	X			X					X					X		-	9
Ti		X					X	X	X		X	X	X		X		X				X	X	X	12
	8	14	10	3	4	2	21	21	5	3	17	13	11	4	12	12	11	6	6	14	11	8	4	