Afleveret 14. januar 2013
Copenhagen Business School
Cand.Merc.FIR

Kandidatafhandling

Ripple-effekter på det danske boligmarked

Ripple Effects on the Danish Housing Market

Udarbejdet af: Thomas Bertram & Jesper Riisgaard Legarth

Vejleder: Jens Lunde

Antal anslag: 232.212, Antal sider: 119

Tak til:

Først og fremmest skal der lyde en stor tak til vores vejleder Lektor Jens Lunde for hans interesse i vores afhandling. Vi har haft mange givende diskussioner, hvilket har været meget brugbart i forbindelse med udarbejdelsen af projektet.

Ligeledes vil vi takke Lektor Jesper Lund for assistance til forståelse og tolkning af de anvendte økonometriske modeller.

Executive summary

Previous empirical research shows that ripple-effects exist between regional housing markets in several countries around the world. This paper provides a national and international insight to the Danish housing market from 1974 to 2012. We use changes in real house prices within Denmark to carry out our research. As in other scientific papers on this subject, we use a framework consisting of tests for stationarity, cointegration and finally Granger causality. The results show that Eastern Denmark has a dominant role in comparison to Western Denmark. Particularly Copenhagen seems to be the starting point of a ripple-effect moving from east to west. The findings support the international literature as the economic centre of Denmark is Region Hovedstaden - specifically Copenhagen. Besides the national part of the research, we have also tested whether Denmark takes part in an international ripple-effect. We find that the price changes in the Danish housing market are Granger caused by the Norwegian market. We also find evidence that this seems to be the case from London to Copenhagen. Furthermore, our research found a significant causality that a ripple-effect exists from the housing market of Copenhagen to the housing market of Stockholm.

Indholdsfortegnelse

1. Indledning 4
1.1 Problemformulering 5
1.2 Afgrænsning 6
1.3 Disposition 7
2. Litteraturstudium 8
2.1 Teoretisk forklaring på ripple-effekten 8
2.2 Gennemgang af tidligere undersøgelser 13
2.2.1 Resultater fra litteraturen 14
2.2.2 Oversigt over metoder anvendt i litteraturen 22
3. Datagrundlag 24
4. Forventninger til undersøgelsens resultater 33
5. Det danske boligmarkeds udvikling 35
5.1 Boligprisudviklingen 35
5.2 Udviklingen i boligernes liggetider 42
5.3 Udviklingen i antal boligsalg 45
6. Undersøgelsesdesign 50
6.1 Stationaritet 50
6.2 Kointegration 56
6.3 Kausalitet 57
7. Analyse af boligprisudviklingen 63
7.1 Analyse af regioner 63
7.1.1 SKAT (1974–2011) 63
7.1.2 Realkreditrådet (1992-2012) 67
7.1.3 Danmarks Statistik (1992-2012) 70
7.1.4 SKAT (1992-2011) 72
7.2 Analyse af byer 75
7.2.1 SKAT (1974-2011) 75
7.2.2 Realkreditrådet (1992-2012) 82
7.2.3 SKAT (1992-2011) 86
7.2.4 Ejerlejligheder 88
7.3 Variansanalyse af boligmarkedet 93

8. Analyse af boligernes liggetider og antal boligsalg 98
8.1 Analyse af boligernes liggetider 98
8.1.1 Regioner 98
8.1.2.1 Byer 100
8.1.2.2 Ejerlejligheder 102
8.2 Analyse af antal boligsalg 104
8.2.1 Regioner 104
8.2.2.1 Byer 106
8.2.2.2 Ejerlejligheder 107
9. Danmark i international kontekst 110
9.1 Internationale datagrundlag 110
9.2 Forventninger til internationale ripple-effekter 113
9.3 Resultaterne af den internationale undersøgelse 113
10. Konklusion 119
Litteraturliste 120
Appendiks 124
Appendiks 3.1 124
Appendiks 3.2 124
Appendiks 3.3 127
Appendiks 3.4 130
Appendiks 5.1 134
Appendiks 5.2. 136
Appendiks 6.1 138
Appendiks 6.2 140
Appendiks 6.3 144
Appendiks 9.1 150

1. Indledning

Opmærksomheden på prisudviklingen på ejendomsmarkedet synes i dag at være stærkere end nogensinde før. En hurtig gennemgang af nyhederne i dagens medier afslører, at emnet er under stærk bevågenhed. Mediernes interesse for ejendomsmarkedet udspringer af, at stort set hele samfundet berøres af de afledte effekter, prisudviklingen på dette marked medfører.

Edward E. Leamer påpeger i artiklen "*Housing **is** the Business Cycle"* fra 2007, at prisudviklingen på boligmarkedet er styrende for konjunkturbevægelserne. I sin analyse af det amerikanske boligmarked viser Leamer med statistiske virkemidler, hvordan otte af de seneste ti recessioner er et resultat af prisudviklingen på boligmarkedet (Leamer, 2007). Der er to direkte årsager til dette. Den første er boliginvesteringen, der - på trods af det kun udgør en lille del af bruttonationalprodukt - har vist sig som en styrende faktor for udviklingen i BNP. Den anden årsag er, at konjunkturerne i samfundet er forbrugscyklusser. Sammenhængen er således, at boligprisudviklingen i nogen grad er styrende for det private forbrug. Dette skyldes bl.a., at boligen er et dualgode, hvilket skal forstås på den måde, at der både er tale om et investerings- og forbrugsobjekt. En prisstigning på boligmarkedet vil således ofte være ensbetydende med, at boligejerens opsparing stiger, hvilket givetvist vil medføre et højere forbrug. Leamer er i sin artikel mest tilbøjelig til at antage den første af disse to effekter.

Alene det faktum, at udviklingen på boligmarkedet kan have indflydelse på konjunkturbevægelser, gør, at undersøgelser om emnet er af høj samfundsmæssig relevans. Der er tidligere lavet undersøgelser, der forsøger at identificere, hvilke faktorer der påvirker boligpriserne. Dette sker bl.a. med henblik på at kunne forudsige de fremtidige boligpriser. Der er her tale om de såkaldte faktormodeller. Denne type af modeller tager ofte udgangspunkt i ét samlet boligmarked – f.eks. det danske. Der er også mulighed for at undersøge lokale boligmarkeders indbyrdes sammenhænge. Et anerkendt bidrag indenfor denne retning er skrevet af Geoffrey Meen, der beskriver prisbevægelserne på det britiske boligmarked. Han viser, hvordan prisændringerne bevæger sig fra Sydøstengland og til det øvrige Storbritannien som ringe i vandet - den såkaldte ripple-effekt. Denne type undersøgelse er sidenhen eftergjort af en række forskere på forskellige nationale boligmarkeder verden over. Herunder er der lavet flere undersøgelser i de nordiske lande af bl.a. Berg og Oikarinen på hhv. det svenske og det finske boligmarked. Vi er derimod ikke bekendte med undersøgelser af ripple-effekten på det danske boligmarked.

En medvirkende årsag til en ripple-effekt kan være den tidsmæssige forskel, der er på de økonomiske cyklussers indtræffen i forskellige områder. Det er blevet vist, at de økonomiske centre

ofte er udgangspunktet for disse bevægelser (Oikarinen, 2007; Meen, 1999). Herfra vil bølgerne brede sig til beslægtede områder som følge af interaktionen med det økonomiske centrum, hvad enten det er baseret på handel, geografi eller noget helt tredje. I denne opgave vil vi undersøge, hvorvidt der eksisterer ripple-effekter i Danmark. Herunder vil der være en sammenligning med resultaterne fra den internationale litteratur. Sammenholdt med det samfundsmæssige behov for at forudsige boligprisernes udvikling, så vil en sådan undersøgelse være et væsentligt bidrag til at forstå prisbevægelserne på det danske boligmarked.

1.1 Problemformulering

Det er indiskutabelt, at prisudviklingen på boligmarkedet i dag spiller en central rolle i det samfundsøkonomiske billede (Goodhart & Hofmann, 2007; Leamer, 2007). Der er i undersøgelser i andre lande observeret ripple-effekter imellem de regionale boligmarkeder. Det er i den henseende interessant at se på, om de regionale boligmarkeder i Danmark prismæssigt bevæger sig i samlet flok, eller om der evt. kan konstateres følgevirkninger på ét boligmarked kommende fra et andet. Vi vil derfor undersøge samspillet blandt de fem danske regioner og blandt de ti største danske byer i forsøget på at besvare følgende spørgsmål:

- *Kan der konstateres ripple-effekter i Danmark?*

Kan der konstateres flere prisbevægelser imellem områderne, så vil det yderligere være interessant at undersøge, hvorvidt der er en tendens i bevægelserne. Altså om et område er styrende for boligprisudviklingen i flere af de andre områder, eller alternativt om et område er styret af flere øvrige områder. Vi ønsker således at besvare følgende spørgsmål:

- *Kan der konstateres et mønster i boligmarkedets prisbevægelser?*

Foruden den danske nationale undersøgelse, så vil vi se på Danmarks rolle i et internationalt perspektiv. Særligt interessant er de nærliggende lande Sverige, Norge, Tyskland og England, idet disse - i kraft af den geografiske tilknytning og samhandel med den danske økonomi - kan tænkes at have en indbyrdes relation. Vi ønsker derfor at undersøge følgende:

- *Indgår Danmark i en ripple-effekt med de nærliggende lande?*

Vi er af den opfattelse, at besvarelsen af de tre ovenstående spørgsmål vil give et godt billede på, hvilke ripple-effekter der eventuelt findes på det danske boligmarked. Det være sig både nationalt som internationalt.

1.2 Afgrænsning

Formålet med afhandlingen er at undersøge de indbyrdes prisbevægelser på det danske boligmarked. Med dette forstås, hvorledes ét område påvirker et andet. Der er altså ikke tale om en undersøgelse, der har til hensigt at undersøge og forklare den samlede prisudvikling på boligmarkedet. Det er derfor underordnet for denne opgave, hvorvidt priserne på boligmarkedet følger en nærmere bestemt cyklus, eller hvilke faktorer der overordnet styrer boligmarkedet.

Opgavens resultater kan meget vel benyttes som input for interessenters ageren på boligmarkedet, men det er ikke vores intention med opgaven at understøtte markedets beslutningstagere. I forlængelse heraf vil opgaven ikke indeholde specifikke vejledninger til, hvordan de enkelte interessentgrupper optimerer deres beslutninger.

Som allerede beskrevet i problemformuleringen, vil opgaven beskæftige sig med det danske boligmarked. Som det første vil vi undersøge hele det danske boligmarked fordelt ud på de fem regioner. Herefter vil vi bevæge os niveauet længere ned for at undersøge de danske byers indbyrdes relationer. Her begrænser vi os - både af hensyn til opgavens omfang og datavaliditeten - til de ti største byer. Og endeligt, vil vi se på det danske boligmarked i en international kontekst. I forlængelse af tidligere resultater fra litteraturen er det særligt interessant at se på de lande, der ligger i umiddelbar geografisk og økonomisk nærhed. Derfor fokuserer vi primært vores internationale undersøgelse på Norden og de vesteuropæiske lande.

Analysen vil udelukkende basere sig på ejerboligmarkedet. Ligeledes har vi valgt kun at beskæftige os med helårsboliger, hvilket vil sige, at sommerhuse, fritidshuse og deslige ikke vil indgå i undersøgelsen. Tilbage står to store grupper, enfamiliehuse og ejerlejligheder, som er de boligformer, vi vil inddrage i undersøgelsen. Da vores undersøgelse tager udgangspunkt i de fem danske regioner og de ti største byer, og da enfamiliehuse og ejerlejligheder udgør størstedelen af bolighandlerne i disse områder, mener vi, at disse boligformer er velegnede til at belyse dynamikken på boligmarkedet.

Når det kommer til at fastsætte den tidsperiode, hvorfra der skal indhentes data med henblik på at opnå relevante og tidssvarende resultater, så er der to begrænsninger. Den første begrænsning er relevansen af det fundne data. Da det må formodes, at den nyeste data har en højere forklaringsgrad i forhold til den nutidige prisudvikling, så udelukker vi data, der bygger på hændelser, der ligger mere end 50 år tilbage. Den anden hindring er kvaliteten af data. SKAT har fra 1974 udgivet hæftet Ejendomssalg. Vi mener, at dette er den første statistiske udgivelse om boligpriser af en tilpas høj kvalitet i halvårlige udgivelser til en undersøgelse som denne. Derfor begrænser vi vores undersøgelse til 1974 og frem.

1.3 Disposition

Som første led i opgaven vil vi se på teorien om ripple-effekter. Kapitel 2 beskriver således, hvad en ripple-effekt er, og hvorfor den kan opstå. Herefter følger i samme kapitel en gennemgang af en række tidligere undersøgelser fra en bred vifte af lande. I kapitel 3 beskriver vi de data, der er tilgængelige, hvorefter vi udvælger de data, der skal indgå i vores undersøgelse. Dernæst følger i kapitel 4, hvad vi kan forvente af resultater på baggrund af litteraturstudiet. Kapitel 5 består af en beskrivelse af udviklingen i Danmark for priser, liggetider og antal handler for regioner og byer. Dette afsnit er udformet med henblik på at kunne identificere mønstre i boligprisudviklingen. Herefter fortsætter vi til kapitel 6, hvor fremgangsmåden for vores undersøgelse beskrives, inden den danske undersøgelses resultater bliver præsenteret og analyseret for boligprisudviklingen i kapitel 7. Herefter fortsætter vi med en analyse af liggetider og antal boligsalg i kapitel 8, hvorefter den internationale del af undersøgelsen præsenteres i kapitel 9. Afslutningsvis, afrundes specialet med en konklusion af resultaterne i kapitel 10. Specialets struktur ses grafisk illustreret herunder:

2. Litteraturstudium

I det følgende vil vi præsentere et litteraturstudium om ripple-effekten, hvilket vil bestå af to forskellige afsnit. For det første vil vi foretage en gennemgang af den økonomiske forklaring på, hvorfor en ripple-effekt kan opstå. Dette vil vi gøre ved brug af anerkendt litteratur. Derefter vil vi i den andel del gennemgå tidligere empiriske undersøgelser fra geografiske regioner - spredt ud over flere forskellige verdensdele. Her vil vi præsentere de forskellige bidragyderes resultater. Slutteligt bringer vi en oversigt over metoderne anvendt i de beskrevne artikler. Denne sektion skal samtidig fungere som inspiration til vores egen undersøgelses udformning.

2.1 Teoretisk forklaring på ripple-effekten

Der kan være flere årsager til, hvorfor en ripple-effekt kan opstå. I dette afsnit vil vi gennemgå de mest åbenlyse af dem, så vi på den måde får afdækket, hvad der egentlig ligger til grund for fænomenet ripple-effekt. Det vil vi gøre ved at tage udgangspunkt i de mest benyttede økonomiske forklaringer omkring ripple-effekters opståen.

En af de potentielle forklaringer kan være asymmetrisk information. Konsekvenserne af asymmetrisk information er blevet behandlet af Grossman & Stiglitz. De benytter ligevægtsteori til at belyse, hvorledes aktører rationelt bør handle under den antagelse, at der findes information, der kan købes, og information der ikke kan købes (Grossman & Stiglitz, 1976). I almindelig ligevægtsteori ville en asymmetrisk information være værdiløs – køber en aktionær en rapport om en virksomhed, vil aktionæren på baggrund af den tilegnede information måske købe op, og det kan de andre aktører på markedet se via en forhøjet aktiekurs. Forfatterne mener imidlertid ikke, at prisen er aktivets sande værdi – investoren, der har købt informationen, kan derfor få en arbitragelignende gevinst. Ligevægten er herefter, at informationens pris må svare til arbitragegevinsten. Dernæst inddrager Grossman & Stiglitz Keynes med bemærkningen om, at børsspekulanter i nogen grad prisfastsætter efter, hvad de tror, andre mener, aktivets værdi er. Resultatet er, at der ikke kan være fuld information på et marked, da der så ikke ville være et marked - for i så fald ville alt jo være prissat korrekt. Ligeledes er information kun noget værd, hvis det er en lille del af markedet, der kender til den – ellers bliver den værdiløs. Det påpeges herudover, at områder med en højere boligdensitet vil have kortere reaktionstid som følge af den større handelsfrekvens i området. Baggrunden for dette er, at et stort antal handler giver adgang til mere information om boligmarkedet, hvorfor aktørerne på boligmarkedet har større kendskab til

prisniveauet (Clapp, et al., 1995). Det kan altså medføre, at en ripple-effekt udløses på baggrund af den tidsmæssige informationsforskel i områderne.

I forhold til det danske boligmarked vil den information, der kommer som en direkte konsekvens af antallet af bolighandler alt andet lige være størst i de tættestbefolkede områder, da det må antages, at det er her, flest handler finder sted. Sker der en ændring i en eller flere af de makroøkonomiske faktorer, der har betydning for prisudviklingen på boligmarkedet, så vil konsekvensen af informationen oftest først være synlig, hvor der handles mest. Antag f.eks. at renten er steget, og at boligpriserne som en konsekvens heraf kan forventes at falde. Hvad der således i udgangspunktet er en makroøkonomisk ændring, vil således give et udslag i kortsigtsligevægten imellem boligpriserne områderne imellem. Hvis denne teori er holdbar på det danske boligmarked, så vil det betyde, at de største byer må forventes at være udgangspunktet for ripple-effekten. Her må det antages, at det særligt vil være København og Århus, der er de styrende byer. Et andet argument, for at de dyre områder leder de mindre dyre områder, er, at det er mere rationelt ved en dyr bolighandel at få foretaget en præciserende prisanalyse, da det forholdsmæssigt vil udgøre en mindre andel af handlen. For at denne antagelse er korrekt, skal det være givet, at det er de samme overordnede faktorer, der påvirker hele markedet. Derudover må det også være en plausibel antagelse, at det er dem med flest ressourcer, der indgår i de dyreste bolighandler. Da priserne generelt er højest i de største byer, så underbygger det antagelsen om, at koncentrationen af information er størst i storbyerne.

En anden ting, der gør sig gældende på boligmarkedet, er, at det er vanskeligt at fastsætte den korrekte pris på en bolig (Clapp & Tirtiroglu, 1994). For det første er boligmarkedet karakteriseret ved relativt få handler i forhold til handel med andre aktivklasser – f.eks. aktier og obligationer. For det andet er der tale om et heterogent gode, hvilket besværliggør en korrekt prisfastsætning. Den korrekte pris på et almindeligt finansielt aktiv er som bekendt nutidsværdien af de fremtidige pengestrømme, aktivet genererer. Det samme gør sig ifølge Goodhart & Hofmann gældende for boliger: *"Like other asset prices, house prices should equal the discounted stream of future housing returns, i.e. rents, in the long run"* (Goodhart & Hofmann, 2007). Men da boligen er et dualgode (Lunde, 1999) – forstået således, at der er tale om både et forbrugs- og investeringsgode – så er prisfastsætningen mere kompleks. En dybdegående og præcis boliganalyse vil derfor være dyr at foretage, da det kræver både tid og ekspertise. Det vil derfor være rationelt for menigmand at benytte sig af informationen fra de senest indgåede handler, da denne er relativt lettilgængelig (Grossman & Stiglitz, 1976). Den lave handelsfrekvens og den tidsmæssige forskydning af

informationen kan så betyde, at der må være en forsinkelse fra de, der har foretaget en dybdegående analyse, til dem, der handler på baggrund af tidligere handelspriser. Dette vil give sig udslag i en tidsmæssig forskydning i prisudviklingen fra den informerede i retning mod den ikke-informerede.

Ser vi på Danmark, så er det naturligt at antage, at informationen omkring de faktorer, der påvirker boligmarkedet, er koncentreret i de store byer. Hovedparten af de finansielle institutioner er lokaliseret i og omkring København. Ligeledes er der i de samme områder - som en konsekvens af de mange universiteter og højere læreanstalter - en stor videnskoncentration. Det medfører, at befolkningen generelt har en længere uddannelse, end tilfældet er i mindre byer. Boligens status som dualgode, og de vanskeligheder der dermed opstår ved en korrekt værdiansættelse, peger således i retning af, at de kortsigtede prisbevægelser i Danmark vil udspringe fra de store byer.

I forlængelse af disse mulige årsager til en ripple-effekt mener finske Elias Oikarinen, at forklaringen kan findes i de særlige karakteristika, der gælder for boligmarkedet. Han peger således på de høje transaktionsomkostninger i forbindelse med bolighandler, den lave handelsfrekvens, manglen på centraliseret informationssamling og tidsmæssig forsinkelse på informationsrådighed (Oikarinen, 2006). Dette betyder, at der selv i markeder med rationelle aktører kan forekomme en ripple-effekt, eftersom de høje transaktionsomkostninger gør, at selv velinformerede investorer vil have svært ved at udnytte en fejlmargin i priserne. Det, at fortjenesten skal være større end transaktionsomkostningen ved et salg, gør således, at markedet kan være inefficient. Det sker som konsekvens af, at informerede aktører ikke kan drage fordel af informationen. Ydermere argumenterer han for, at de økonomiske centre rammes først af ændringer i de makroøkonomiske vilkår såsom beskæftigelse og indkomst. Ud fra dette centrum vil prisudviklingen herefter sprede sig til de perifere områder. Han gør dog opmærksom på, at det ikke er alle makroøkonomiske udsving, der i den forbindelse skaber ripple-effekter, da en renteændring i dette tilfælde må formodes at have en effekt i hele landet simultant. Han gør modsat også opmærksom på, at forstæderne i nogle tilfælde kan drive prisudviklingen i centrum. Dette kan f.eks. være tilfældet, hvis jobmulighederne forøges i forstæderne, da folk ofte ønsker at bosætte sig nær jobbet. Det vil så medføre faldende priser i centrum, hvilket er attraktivt for andre samfundsgrupper, herunder pensionister og studerende, der så flytter til centrum, og forøger efterspørgslen der. Oikarinen betinger ydermere, at det er en forudsætning, at boligerne skal kunne ses som substitutter - hvilket ikke altid vil være tilfældet, når områderne er geografisk adspredte.

Benytter vi igen København som eksempel, så er en stor del af arbejdskraften bosiddende i omegnskommunerne. Dette skyldes til dels, at der er relativt få parcel- og rækkehuse i København.

Ønsker en familie med en gennemsnitlig økonomi således en velegnet familiebolig, så vil det for dem være oplagt at søge mod oplandet. Herfra pendler de ind til arbejdspladserne i selve København, hvorfor der må antages at være masser af relevant viden omkring prisfastsættelse af boliger i de omkringliggende områder. Modsat er en stor del af befolkningen i København unge og studerende, der ikke er aktive på ejerboligmarkedet, og derfor formodentlig har en mere begrænset viden omkring boligpriserne.

En af de væsentligste bidragsydere til teorien om selve ripple-effekten er Geoffrey Meen (Meen, 1999). Meens udgangspunkt er Storbritannien, hvor han foretager en analyse på baggrund af en undersøgelse foretaget af Holman angående forskelle i regionale boligpriser i Storbritannien. Meen angiver fire forskellige årsager, der kan forklare, hvorfor prisudviklingen i et område kan lede priserne i et andet – den såkaldte ripple-effekt. De skal ikke nødvendigvis ses hver for sig, da der kan være tale om en kombination af årsager. Den første er migration, hvor folk flytter væk fra de dyre områder, når pris og kvalitet ikke længere hænger sammen. De flytter så til de billigere områder, hvorefter priserne kommer tilbage i ligevægt som et resultat af almindeligt udbud og efterspørgsel. Meen fastslår dog, at det er usandsynligt, at det skulle være hele årsagen til en ripple-effekt, men det kan dog have en mindre indflydelse. Samme mulige forklaring anvender Oikarinen i øvrigt også i sin analyse af det finske marked. Den næste forklarende årsag er, at de stigende priser i storbyen forøger husejernes egenkapital, og de folk, der flytter væk fra storbyen, derfor får råd til at opgradere eller investere i boligmarkedet. Det skal her bemærkes, at de ikke behøver at flytte rent fysisk ved en investering. En tredje forklaring kaldes Spatial Arbitrage, og den er konsekvens af den ikke-perfekte information i markedet. I denne sammenhæng betyder det f.eks., at viden i storbyen først når til provinsen efter et stykke tid. Når informationen når frem, vil priserne rette sig ind i det perifere marked. Dette ligger direkte i forlængelse af afsnittet ovenfor. Den fjerde og sidste årsag kaldes Spatial Patterns, og her redegøres der for, at det er forskellige faktorer i områderne, der gør sig gældende. F.eks. kan indkomsten være højere i storbyen, ligesom der lokalt kan forekomme en recession. Godtager man således som Meen, at der på boligmarkedet findes en langsigtsligevægt imellem områderne, så vil sådanne lokale bevægelser over tiden udligne sig. Derved vil der opstå prisbevægelser på kort sigt, der senere vil udligne sig på lang sigt.

To af de bagvedliggende faktorer, Meen ser på i sin undersøgelse af det britiske marked, er renteniveau og beskæftigelse. Der er ifølge Meen tydelige tegn på, at rente og beskæftigelsesændringer slår mere igennem i det sydøstlige Storbritannien end i den resterende del. Han forklarer, at den højere gearing i sydøst er ensbetydende med, at en renteændring har større

effekt i dette område, og at der derfor i nord vil komme en senere og mindre betydelig reaktion. Det samme er tilfældet med beskæftigelsen, hvor den afledte priselasticitet af beskæftigelsen er større i sydøst. Udgangspunktet for en ripple-effekt er med andre ord kendetegnet ved en højere varians i boligprisudviklingen end i de områder, der bliver påvirket af effekten. I en dansk kontekst kan det betyde, at Københavnsområdet kan tænkes at have den samme dominerende rolle, som Sydøstengland har det i Storbritannien, og at ændringer på nogle bagvedliggende faktorer derfor har større effekt i dette område.

Når vi behandler ripple-effekter, er det afgørende, om der er tale om langsigtsligevægt imellem de undersøgte områder. Er det tilfældes, så må det betyde, at der vil ligge en fast afvigelse fra et område i forhold til et andet. F.eks. vil priserne have et stationært højere leje i København end på Midtsjælland. De bagvedliggende faktorer må tilnærmelsesvis følge samme udvikling på lang sigt. Det drejer sig om det generelle renteniveau, arbejdsløshed, skat og andre samfundsforhold. Det betyder modsat også, at en langsigtsuligevægt i en faktor som lønudviklingen imellem to regioner vil blive afspejlet i boligpriserne. Tager vi udgangspunkt i en førstegangskøber med en opsparing på 200.000 kr., så vil den andel af boligens pris, han kan finansiere kontant være betydeligt lavere i et dyrt område, end hvis boligkøbet finder sted i et billigere område. Gearingen af boligkøbet må derfor være højere i det dyre område, og rentefølsomheden stiger som følge heraf. Dette argument er naturligvis ikke gyldigt, såfremt boligkøberen vælger at handle på boligens værdi frem for kvalitet, så vedkommende i stedet køber en dyrere bolig i det billigere område, og derved opnår samme gearing, som hvis købet havde fundet sted i det dyre område.

En undersøgelse på det svenske marked synes at bekræfte Meens observationer med højere varians i de velhavende områder som følge af større gældssætning (Yang & Turner, 2004). De skriver endvidere om migration, hvor folk kapitaliserer en evt. øget prisforskel imellem områder, hvilket er ensbetydende med, at en prisstigning i et område vil medføre øget efterspørgsel i områder, der ikke har oplevet en tilsvarende prisstigning. Det må betyde, at der på lang sigt tilnærmelsesvis er en ligevægtig prisudvikling områderne imellem. Dette stemmer således fint overens med Meens antagelser.

I forlængelse af Meen har Giussani & Hadjimatheou foreslået en række forskellige faktorer, der kan være årsag til en ripple-effekts eksistens (Giussani & Hadjimatheou, 1991). I artiklen, der omhandler det britiske marked, er der konstateret en øget prismultiplikator imellem Sydøstengland og resten af landet. Dette forsøges forklaret ved tre forskellige faktorer. Det første undersøgte element er en ændret indkomst, der normalt først finder sted i de økonomiske centre. Det kan

forekomme som en konsekvens af, at den veluddannede arbejdskraft søger dertil, hvorfor lønniveauet presses op. Den anden faktor er manglen på tilgængeligt land, hvilket gør, at udbuddet ikke kan følge med efterspørgslen, og derfor giver en højere ligevægtspris i forhold til de andre regioner. Den tredje faktor er immigration, der ifølge forfatterne har været koncentreret omkring Sydøstengland, hvilket også øger efterspørgslen. Den forøgede relative prisforskel er således ifølge Giussani & Hadjimatheou årsagen til, at ripple-effekten er opstået. Det kan forklares med migration, da folk flytter til de billigere områder, når prisforskellen er blevet for stor, hvilket presser priserne op i de omkringliggende regioner. De mener at finde indikationer på, at migrationen væk fra centrum er særligt stærk i perioder umiddelbart efter store prisstigninger. Ifølge Giussani & Hadjimatheou er det således særligt migration frem for de øvrige faktorer, der udløser ripple-effekten.

Ser vi på Danmark, så er det ligesom i Storbritannien tilfældet, at hovedstadsregionen har en højere koncentration af indvandrere og efterkommere, og at de generelt er bosat omkring de største danske byer (Danmarks Statistik, 2011). Går vi ud fra, at Giussani & Hadjimatheous antagelser er korrekte, så betyder det også her, at storbyerne er udgangspunkt for en eventuel ripple-effekt. Problematikken omkring de manglende tilgængelige landområder synes også at være aktuel særligt omkring København.

Hvis vi laver en opsamling på den ovenstående teori, så er der bred enighed om særligt videns- og informationsaspektet som årsag til ripple-effekter. I forlængelse heraf er også migrationen en ofte benyttet forklaring. Foruden disse årsager gives der en række forskellige forklaringer på ripple-effekters opståen. Forklaringerne omfatter problemer med korrekt prisfastsættelse, handelsfrekvens, transaktionsomkostninger, lokale forskelle, immigration, indkomst og manglen på tilgængeligt land. Hvorvidt disse årsager er dækkende skal være usagt, men vi er af den overbevisning, at de nævnte årsager dækker en væsentlig del af forklaringen på ripple-effekters opståen. Desuden henleder flere forfattere opmærksomheden på, at udgangspunktet for ripple-effekter er områder med højere varians i boligprisændringerne i sammenligning med de påvirkede områder.

2.2 Gennemgang af tidligere undersøgelser

Der er særligt siden starten af 1990'erne foretaget en del empiriske undersøgelser af ripple-effekter på boligmarkedet. De fleste af dem er foretaget på de nationale boligmarkeder i Asien og Vesteuropa. Et studie af litteraturen kan give en indikation på, hvad vi kan forvente af resultater på

det danske boligmarked, og her vil særligt de sammenlignelige lande være interessante. Vi vil i det følgende afsnit gennemgå et udpluk af de væsentligste bidragsydere - både hvad angår resultater og metodevalg.

2.2.1 Resultater fra litteraturen

Det britiske boligmarked er et af de mest undersøgte markeder, hvad angår ripple-effekten. Der er gennem de seneste årtier foretaget flere analyser, hvilket vi her vil gennemgå. Et af de tidlige studier af ripple-effekten er foretaget af MacDonald & Taylor. De starter i deres analyse af boligpriserne i Storbritannien i perioden 1969-1987 ud med at undersøge for stationaritet (MacDonald & Taylor, 1993). De deler Storbritannien op i 11 regioner, hvorefter de søger efter en langsigtsligevægt, hvilket de finder for flere af områderne. Herefter undersøger de, om der kan siges noget generelt om det samlede britiske marked, og de mener her at kunne se en opdeling imellem syd og nord. De finder det, de på daværende tidspunkt kalder for ripple-down-effekten, men ud fra følgende kan man se, at der er tale om det, vi nu bare kalder ripple-effekten: ”*Third, is there a 'ripple down' effect; that is to say, how do price shocks in one region affect house prices in other regions?*”. Det er altså en dynamik på kortere sigt, der gør, at chok i et område vil brede sig til andre områder. De viser herefter, hvordan prisudviklingen i London kan spores i de andre regioner med op til 8 kvartalers lag. De forsøger dog ikke, som f.eks. Meen gør det, at forklare de bagvedliggende årsager til ripple-effektens opståen (Meen, 1999). Resultaterne fra Meen stemmer i øvrigt godt overens med MacDonald & Taylor's.

I et andet bidrag af Giussani & Hadjimatheous fra 1991 finder de frem til de samme resultater; altså at Sydøstengland dominerer resten af Storbritannien (Giussani & Hadjimatheou, 1991). De forsøger dog også at forklare de eventuelle årsager bag ripple-effektens opståen. De finder indikationer på, at årsagen er migration, hvor folk flytter til andre områder, når boligprisernes multiplikator kommer ud af takt.

Alexander & Barrow har også lavet en undersøgelse på det britiske marked for nogenlunde samme periode (Alexander & Berry, 1994). I deres undersøgelse, der bygger på data fra 1968-1993, er det igen Sydøstengland, der i høj grad driver de andre områder i Storbritannien. Imidlertid synes London slet ikke at have indflydelse i forhold til de andre sydøst-regioner. De skriver videre, at ripple-effekten sandsynligvis opstår som følge af, at Sydøstengland reagerer først på ændringer i efterspørgslen. Det sker på grund af, at området er det mest dynamiske, hvad angår bolighandler, da det er her, det største antal salg finder sted.

I forbindelse med en optimal porteføljesammensætning, når Worthington & Higgs frem til, at London, East Anglia og Nordvestengland er de mest styrende regioner, hvad angår boligprisudvikling (Worthington & Higgs, 2003). Det er altså igen resultater, der i høj grad bekræfter Sydøstenglands dominerende rolle, omend billedet sløres en anelse i kraft af Nordvestenglands indflydelse.

At det snarere er Sydøstengland frem for blot London, der styrer boligprisudviklingen, bliver bekræftet af Stevenson (Stevenson, 2004). Udover dette finder han en lignende situation i Irland, hvor han har undersøgt boligmarkedet fra 1978-2002. Han forventede i sin undersøgelse at nå frem til, at der opstår en ripple-effekt fra Dublin, der breder sig til de øvrige irske byer, men hans resultater viser, at det faktisk er landdistrikterne lige udenfor Dublin, der præger de øvrige regioner i Irland. Han forklarer det med, at landdistrikterne fungerer som en forlængelse af Dublin, hvorefter han sammenligner det med de resultater, som Alexander & Barrow finder for det samlede Storbritannien. Til sidst kigger han også på Nordirland, hvor han konstaterer, at landet følger Irland snarere end det øvrige Storbritannien.

En af de seneste undersøgelser af ripple-effekten på det britiske marked er foretaget af Holly, Pesaran & Yamagata, der benytter sig af data fra 1973-2008. De ser i første omgang på Storbritanniens marked, som det også er set i de øvrige artikler, men de udvider herefter undersøgelsen med et internationalt perspektiv (Holly, et al., 2011). Dette er ret interessant, da vi foruden den danske undersøgelse også ønsker at se på Danmark i et internationalt perspektiv. På det britiske marked finder de, at London er den klart mest dominerende region, og at chok i boligpriserne spreder sig med en tidsmæssig og geografisk forsinkelse, så nærområder reagerer først. Det skal her bemærkes, at forfatterne mener, at de områder, der er strukturmæssigt integrerede, udviser en kraftigere reaktion end de områder, der bare er geografisk forbundne. Med en strukturmæssig integration menes f.eks. handelsforbindelser, pendling og kommunikation. I andel del af undersøgelsen kigger de på, hvordan boligpriserne har udviklet sig i London i forhold til New York og Paris. De finder her frem til, at boligpriserne i London i høj grad er styret af udviklingen i New Yorks ditto, alt i mens der ikke kan findes en sammenhæng med Paris. De øvrige britiske regioner påvirkes ikke direkte af boligprisudviklingen i New York, men via London er de indirekte forbundne.

Resultaterne her stemmer godt overens med teorien om asymmetrisk information. En plausibel antagelse er, at befolkningen i finanscentret London generelt har højere uddannelse og bedre indsigt i økonomiske sammenhænge. Informationen er derfor mere tilgængelig i dette område, hvorfor de

må formodes at handle først på ny viden (Grossman & Stiglitz, 1976). Efterhånden begynder informationen at spredes, hvorefter prisudviklingen i andre regioner korrigeres efter Londons prisniveau. Det er ikke nødvendigvis den økonomiske forståelse og information, der er årsag til de omkringliggende områders prisjustering, men det kan ganske enkelt være tilfældet, at de reagerer på andres handlinger uden selv at prisfastsætte det handlede aktiv – i dette tilfælde boligen.

I Østen er der ligeledes foretaget en række undersøgelser omkring ripple-effekter. I en undersøgelse af det malaysiske boligmarked, undersøger Hui, om der er en langsigtsligevægt imellem tre regioner; Klang Valley, Penang og Johor. Han finder frem til, at en sådan kan konstateres imellem de to af regionerne, imens den sidste, Johor, der geografisk grænser op til Singapore, kointegrerer mere med priserne der (Hui, 2010). Derudover undersøges det, om der er Granger-kausalitet imellem regionerne – i dette tilfælde om to andre regioner kan forklare prisudviklingen i den tredje region. Undersøgelsen viser, at priserne i Klang Valley og Penang ved et 5 % signifikansniveau kan forklares ud fra priserne i hhv. 1) Penang og Johor og 2) Klang Valley og Johor. Derimod kan priserne i Johor ikke forklares ud fra priserne i Klang Valley og Penang selv ved et 10 % signifikansniveau. Det, at Johor grænser op til Singapore, og derfor er mere præget af priserne der, stemmer overens med, at de strukturmæssigt forbundne områder ofte følger hinanden. Det var ligeledes det, Holly, Pesaran & Yamagata nåede frem i deres undersøgelse af Storbritannien.

I en undersøgelse af det australske boligmarked for årene 1989-2005 finder Luo, Liu & Picken frem til, at der eksisterer en ripple-effekt på tværs af de største australske byer med Sydney som første led i kæden (Luo, et al., 2007). De undersøger forholdene omkring den langsigtede ligevægt og sammenhængen imellem de forskellige australske regioner. Resultatet er, at der er 14 forbindelser imellem de otte største australske byer, og at der er en ripple-effekt med kombinationen 1-1-2-4. Dette betyder, at boligprisudviklingen starter i toppen (Sydney), og bevæger sig til de andre områder startende med Melbourne. Herefter kommer Perth og Adelaide i tredje led, imens de resterende fire byer er i sidste led. Resultaterne viser endvidere, at Darwin er ret uafhængig af de andre byers boligpriser, og at Sydney kun direkte påvirker Melbourne. Dette viser, at de største byer ikke nødvendigvis er de stærkeste drivere for andre byer. Sydney er ifølge artiklen udgangspunktet for forandringer, men det er altså ensbetydende med en direkte påvirkning af de andre byer i undersøgelsen. En anden observation er, at sammenhængen ikke er geografisk funderet i Australiens tilfælde.

En lignende undersøgelse har Huang, Zhou og Li lavet på det kinesiske marked for årene 1999-2008, hvor de undersøger den indbyrdes sammenhæng imellem ni storbyer (Huang, et al., 2010).

Man kan se, at Beijing og Shanghai hver især har indflydelse på udviklingen i fem andre byers boligpriser, men at de kun selv er influeret af en enkelt anden by – det er i øvrigt ikke de samme fem byer, der er tale om. På den anden side, så kan man se, at den mindst integrerede by er Xi'an, der kun påvirker to andre byer, og kun selv bliver påvirket af Beijing. Det kan oplyses, at Xi'an ligger geografisk isoleret midt i landet i forhold til de fleste andre byer i undersøgelsen, der ligger på den økonomisk mere veludviklede østkyst, hvor man bl.a. finder Beijing og Shanghai. Endeligt kan det oplyses, at de finder en ripple-effekt med kombinationen 2-3-4, hvor vi har Beijing og Shanghai som de to byer på første niveau.

I en anden kinesisk undersøgelse af Huang, Li & Li når de frem til lidt andre resultater ved at kigge på boligpriserne i perioden 2008-2010 (Huang, et al., 2010). De finder en ripple-effekt imellem provinserne med kombinationen 2-5-12, men hvad der er interessant, det er, at Beijing og Shanghai denne gang befinder sig på andet niveau. De to byer, der befinder sig på øverste niveau, er Shenzhen og Guangzhou. De oplyser, at den første af byerne er Kinas første frihandelszone, imens den anden by bliver kaldt Kinas "Southgate", og den ligger således på sydkysten. De to byer er kendetegnet ved, at de ligger geografisk fordelagtige steder i forhold til verdenshandlen, hvilket ifølge forfatterne giver øget mobilitet for arbejdsstyrken. Her synes det altså at være økonomien snarere end befolkningstæthed og andre faktorer, der er afgørende for, hvor udgangspunktet for ripple-effekten er.

En undersøgelse af boligmarkedet i Taiwan i perioden 1993-2009 viser en tydelig ripple-effekt imellem tre nordlige regioner (Taipei County, Taoyuan-Hsinchu og Tainan-Kaohsiung) og regionen Taichung, der er styret af de tre nævnte regioner (Lee & Chien, 2011). Hovedstaden, Taipei City, er derimod ikke kointegreret med de andre, hvilket begrundes med, at det er det økonomiske centrum i Taiwan, og derfor har en anderledes økonomisk udvikling. En anden pointe er, at der kan findes kausalitet imellem flere geografisk nærliggende områder, imens det ikke ser ud til at være tilfældet i geografisk adskilte områder. Det kan bl.a. ses ved, at Taichung ligger midtimellem de tre regioner, der påvirker Taichungs boligpriser. Resultaterne står dermed i kontrast til Luo, Liu & Pickens undersøgelse på det australske marked, hvor geografien ikke så ud til at have en indflydelse på ripple-effekten. På den anden side er resultaterne i Storbritannien ensartede med undersøgelsen i Taiwan, hvad angår den geografiske betydning.

En artikel, der kan være interessant set fra dansk synspunkt, er: "The Ripple Effect of Local House Price Movements in New Zealand" (Shi, et al., 2009). Det interessante består i geografien, da det hovedsageligt består af to øer, der ligger helt tæt på hinanden – meget lig opdelingen i Danmark

med Jylland, Fyn og Sjælland. Samtidig er befolkningerne i New Zealand og Danmark på hhv. ca. 4 mio. og ca. 5,5 mio. mennesker nogenlunde sammenlignelige, og det viser, at man kan lave en undersøgelse baseret på et i det store billede begrænset befolkningsgrundlag. Resultaterne i artiklen er, at de konstaterer en ripple-effekt inden for Auckland-regionen, der er inddelt i 5 områder. Til gengæld ses der ikke nogen tydelig ripple-effekt i Wellington, der er inddelt i 4 områder. Heller ikke nationalt synes der at eksistere en ripple-effekt – her undersøger de prisudviklingen i mellem Auckland, Wellington og Christchurch, der er hovedbyen på Sydøen. Hvis vi overfører resultaterne til det danske boligmarked, så kan der evt. eksistere en intern regional ripple-effekt, f.eks. på det jyske boligmarked.

Der er yderligere et par interessante aspekter ved denne artikel. For det første lægger de en dummy ind for at korrigere for sæsonudsving. På den måde renses data, da det er alment kendt, at priserne svinger med årstiderne (Alexander & Berry, 1994). For det andet, så er undersøgelsen inddelt i to stadier – først en interregional undersøgelse og dernæst en landsdækkende. På den måde mindsker man de undersøgte datasæts strukturelle forskelle ved at foretage en interregional undersøgelse, ligesom det giver færre beregninger i den nationale undersøgelse, da de her ser bort fra de små områder ved kun at kigge på de tre store regioner.

Ser vi nærmere på det europæiske marked, så viser en undersøgelse på det spanske marked fra 1995 til 2006, at boligprisudviklingen i Madrid har sin helt udvikling i forhold til de øvrige regioner (Larraz-Iribas & Alfaro-Navarro, 2008). Der er altså ingen langsigtsligevægt. Det begrundes med, at der er den laveste arbejdsløshed og den højeste BNP pr. indbygger i regionen, ligesom befolkningstætheden er den største i Spanien. Det øvrige Spanien kan mere eller mindre deles ind i to grupper, hvor områderne hver især er kointegrerede, og således indeholder en langsigtsligevægt. Den ene gruppe består af De Baleariske Øer, hvor vi finder bl.a. Tenerife og Gran Canaria. En årsag til, at denne gruppe har en langsigtsligevægt, der ikke kointegrerer med det øvrige Spanien, kan ifølge forfatterne til artiklen være, at der i ø-gruppen er en stor efterspørgsel på boligmarkedet grundet den store turisme i området. Den anden gruppe består af en række regioner, der ligger i yderkanten af fastlandet. Ligesom for de øvrige regioner mener forfatterne, at det er en kombination af de ensartede økonomiske forhold og befolkningstætheden, der gør, at regionerne følger hinanden, hvad angår boligpriser. Den manglende langsigtsligevægt står i kontrast til Meen og andre forskeres opfattelse af, at en sådan bør eksistere på et boligmarked. Det kan måske skyldes den høje grad af autonomi i de spanske regioner, hvilket kan medføre strukturelle forskelle imellem områderne.

Artiklen er herudover interessant i forhold til vores undersøgelse af regionernes prisudvikling i Danmark, da der måske kan tænkes at være ligheder imellem Madrid og Region Hovedstaden.

I nordisk sammenhæng er der lavet undersøgelser af mulige ripple-effekter på det finske og det svenske boligmarked. I en undersøgelse af det finske boligmarked fra 1987-2004 undersøges det først, hvorledes boligprisudviklingen har været i området omkring Helsinki. Det konstateres, at Helsinkis forstæder driver priserne i centrum (Oikarinen, 2006). Årsagen til dette forklares med migration og strukturelle omstændigheder såsom jobskabelse. Derudover undersøges det, hvorvidt der kan konstateres en ripple-effekt interregionalt i Finland. Her findes der tegn på, at Helsinki driver priserne i de øvrige regionscentre, hvorefter de mere perifere områder efterfølgende følger trop. Den primære årsag til ripple-effekten imellem regionerne er ifølge Oikarinen den asymmetriske information. Det skal dog siges, at tilpasningen foregår ret hurtigt, så der er kun svage tegn på ripple-effekt i undersøgelsen, hvor kvartalsvise data er benyttet. Når det kommer til indbyggertal og den samfundsmæssige konstruktion minder Finland på mange måder om Danmark. Den hurtige tilpasning på det finske boligmarked kan derfor indikere, at det samme kunne være tilfældet i Danmark. Det sætter krav til intervallerne i de datasæt, vi skal benytte i vores undersøgelse, da der ved anvendelse af for lange intervaller kan opstå problemer med undersøgelsens forklaringsgrad.

Et andet bidrag, der er interessant i forbindelse med vores opgave, er Lennart Bergs undersøgelse af det svenske boligmarked (Berg, 2002). Berg mener at kunne påvise en ripple-effekt med udgangspunkt i Stockholms boligmarked. Han har adgang til månedlige data på boligmarkedet, og af hans resultater fremgår det, at han kan se en tydelig tendens til, at Stockholm leder resten af Sverige med både lagperioder af 1,3,6,9 og 12 måneders varighed. Et spændende element i denne undersøgelse er, at Berg ikke deler landet op på den traditionelle måde efter den geografiske placering. Han isolerer derimod de tre byer Stockholm, Malmø og Göteborg, hvorefter han opdeler resten af landet i industri, mellemstore, små og tyndtbefolkede områder. Bergs undersøgelse kan således ikke bruges til at sige noget om den geografiske spredning i traditionel forstand, men den peger hen imod, at det er de lokale samfunds indretning, der er det afgørende. Desværre er hans resultater udover Stockholm ikke entydige. Han tester således for kausale sammenhænge, men angiver ikke resultaternes styrke – det er således vanskeligt at sige noget entydigt omkring, hvem der påvirker hvem mest. I forhold til en dansk undersøgelse er denne artikel også interessant, da Sverige, hvad angår samfundsmæssig struktur, geografisk placering og befolkningspopulation minder meget om Danmark.

Det sidste boligmarked vi vil inddrage i vores litteraturstudium er det amerikanske. I en undersøgelse på baseret på data fra 1975-2009 ses der på, hvorvidt der er en national langsigtsligevægt i boligpriserne (Kim & Rous, 2012). I undersøgelsen inddrages både staterne og metropolerne, men det konstateres, at der ikke er en national sammenhæng i boligprisudviklingen. Herefter forsøger de at inddele staterne i forskellige grupper i forsøget på at finde en konvergerende udvikling. Det lykkes både for staterne og for metropolerne, hvor de hver især inddeles i fire grupper, der viser en sammenhæng i boligprisudviklingen - det skal dog nævnes, at de slet ikke kan finde en konvergerende udvikling for tre af staterne. Der er ikke umiddelbart tydelige karakteristika for de individuelle gruppers dannelse, men man kan dog se, at den ene gruppe inden for både stater og metropoler udgøres af kystområder. Der er altså en vis forskel på, hvorvidt et område ligger midt i landet, eller om det ligger ud til kysten. Derudover finder de også svage tegn på, at geografiske nærområder ofte havner i de samme grupper, men det er slet ikke entydigt. Herefter undersøger de, hvorvidt det er makroøkonomiske faktorer, der adskiller de fire grupper. De kigger på befolkningsvækst, indkomst, regulering på boligmarkedet, uddannelsesniveau og klima. De når frem til, at disse faktorer godt kan forklare en stor del af forskellen på de enkelte grupper. Resultaterne minder på mange måder om Larraz-Iribas & Alfaro-Navarros konklusioner på det spanske boligmarked, hvor de heller ikke kunne finde en langsigtsligevægt imellem alle regionerne. De forklarede det ved strukturelle forskelle, hvilket også kan gøre sig gældende på det amerikanske marked, der som bekendt er inddelt i stater med en høj grad af selvstyre. Overfører vi disse resultater til Europa, så kan det altså ikke forventes, at vi i den internationale del af vores undersøgelse kan finde langsigtsligevægte imellem de europæiske nationer, hvor der også er tale om strukturelle forskelle.

I en anden amerikansk undersøgelse kigges der på Connecticut og San Francisco, der er geografisk lokaliseret i hver sin side af landet (Clapp, et al., 1995). De undersøger først prisdynamikken i lokalområde og nabobyer for hver af byerne, og de når her frem til, at der er noget, der ligner en ripple-effekt, idet de finder signifikans i boligpriserne med lagperioder på et og to kvartaler imellem lokalområde og centrum. Derudover finder de indikationer på, at stor befolkningstæthed i et område forkorter lagperioden, da det større antal handler i området giver aktørerne bedre information. De tester herefter for ikke-nabobyer, men de når her frem til, at der ikke er tegn på, at boligpriserne influerer på hinanden. De mener, at den manglende ripple-effekt imellem to fjerntliggende områder skyldes den store heterogenitet, der er på det amerikanske boligmarked. Det stemmer overens med teorien om, at en større befolkningstæthed, der må medføre flere handler, giver mere tilgængelig information.

Hvis vi opsummerer det ovenstående litteraturstudium, så har vi set, at der i størstedelen af de undersøgte markeder har kunnet konstateres en ripple-effekt. Det ser ud til, at der særligt i Østen forefindes stærke ripple-effekter. I Malaysia kunne boligprisudviklingen i to af de tre regioner forklares ud fra de to andre regioner, imens den sidste region, der grænser op til Singapore var mere influeret af dette land. I Kina har to undersøgelser givet stærke indikationer på, at de økonomisk veludviklede områder er styrende for boligprisudviklingen i de øvrige områder. Der er dog den forskel på resultaterne, at hvor det i den første undersøgelse er Beijing og Shanghai, der er første led i kæden, så er det i den anden undersøgelse to byer, der ligger godt i forhold til verdenshandlen, der er ophav for ripple-effekten. Derudover er byen Xi'an, der ligger meget isoleret i forhold til de andre byer i undersøgelsen, klart den by, der er mindst forbundet til de øvrige. I Taiwan tyder det også på, at geografien er afgørende, men deri kan der indirekte ligge struktur, idet der ofte er meget handel i mellem nærliggende områder. I New Zealand har vi set, at der internt i regionerne er ripple-effekter, imens det ikke kan konstateres på landsniveau. Og endelig har vi Australien, hvor særligt strukturen er af betydning for boligprisernes udvikling. Det er her Sydney, der er ledende for ripple-effekten, men det er kun Melbourne, der påvirkes direkte. Herfra er der yderligere direkte påvirkning af flere af de andre byer.

Hvad der for vores undersøgelse kan virke endnu mere interessant, det er, at der i Storbritannien og i de undersøgte skandinaviske lande har kunnet konstateres en ripple-effekt. Det giver således en god indikation på, at det ikke er urealistisk, at en sådan også kan findes på det danske boligmarked. Særligt i Storbritannien har der været foretaget en lang række undersøgelser på boligmarkedet. I alle de britiske undersøgelser, der er beskrevet ovenfor, er der konstateret en ripple-effekt fra det sydlige England gående mod nord. Det er særligt Sydøstengland, der angives som området for ripple-effektens opståen, men der er lidt forskellige resultater, hvad angår det præcise center. F.eks. når Alexander & Barrow frem til, at Londons indflydelse på de sydøstlige regioner er meget begrænset, imens MacDonald & Taylor og Giussani & Hadjimatheou hæfter sig ved det modsatte. Stevenson er i tråd med Alexander & Barrow, og udfører i øvrigt en undersøgelse af Irland, hvor han konkluderer, at det er forstæderne til Dublin, der styrer priserne i byen.

I Finland har vi på samme måde set, at det er forstæderne, der styrer priserne i Helsinki, og derfra går effekten videre mod de øvrige regioner i Finland. Oikarinen mener, at det særligt er den asymmetriske information, der er afgørende for ripple-effekten. I en undersøgelse på det svenske boligmarked findes der ligeledes en ripple-effekt, men opdelingen af områderne er her foretaget på

en anderledes måde, end hvad vi ellers har set. Konklusionen i denne undersøgelse er, at Stockholm er center for ripple-effekten.

Vi har altså i flere tilfælde set, at det er forstæderne til det økonomiske centrum, der er drivende for boligpriserne i selve centret. Det er tilfældet i Finland og Irland, ligesom noget lignende kan være tilfældet i London, hvor det snarere er de omkringliggende områder end selve London, der er den styrende faktor. En årsag hertil kan måske være, at de boligejere der arbejder i det økonomiske centrum reelt set lever lidt uden for byen, og derfor trækker viden om boligpriserne med sig til de omkringliggende forstæder. Hvis vi trækker strå til Danmark, så kan det også meget vel være tilfældet i forhold til København, hvor en stor del af arbejdsstyrken bor lidt uden for København, i mens selve byen har en høj koncentration af studerende. Det vil derfor ikke være overraskende, hvis det er i forstæderne ripple-effekten reelt opstår. Det vil i praksis dog være vanskeligt at bevise i vores undersøgelse på grund af inddelingen af områder, da forstæderne vil udgøre en begrænset del af Region Sjælland, ligesom det for byerne kun er Roskilde, der er beliggende på Sjælland foruden København. Problemet er her, at Roskilde rent geografisk måske ligger for langt væk til at have en reel effekt.

2.2.2 Oversigt over metoder anvendt i litteraturen

Da litteraturstudiet - foruden belysning af emnet - også skal fungere som inspiration til vores egen undersøgelse, så har vi lavet en oversigt over de beskrevne artikler. Den indeholder, som det ses nedenfor, de forskellige metoder, forfatterne har brugt til at undersøge for eksistensen af ripple-effekter. Der er i oversigten kun medtaget de metoder, der går igen i flere af artiklerne, da det er et forsøg på at dokumentere de mest benyttede fremgangsmetoder til undersøgelse af ripple-effekter.

Forfattere	Dataserie	Lande	Augmented Dickey-Fuller	Phillips-Perron	Durbin-Watson	Engle-Granger	Johansen	Granger
			Stationaritet	Stationaritet	Stationaritet	Kointegration	Kointegration	Kausalitetstest
MacDonald & Taylor	1969-1987	UK	X		X	X	X	
Meen			X		X			
Giussani & Hadjimatheou	1969-1988	UK	X	X	X			X
Alexander & Barrow	1968-1993	UK	X				X	X
Worthington & Higgs	1976-2001	UK	X			X	X	X
Stevenson	1978-2002	UK	X				X	
Holly, Pesaran & Yamagata	1974-2008	UK, NY og Paris						
Hui	1989-2001	Malaysia		X				X
Luo, Liu & Picken	1989-2005	Australien	X	X		X	X	X
Huang, Zhou & Li	1999-2008	Kina	X	X		X	X	X
Huang, Li & Li	2008-2010	Kina						
Lee & Chien	1993-2009	Taiwan	X	X			X	
Shi, Young & Hargreaves	1994-2004	New Zealand	X				X	X
Oikarinen	1987-2004	Finland	X				X	X
Berg	1981-1997	Sverige					X	X
Larraz-Iribas & Alfaro-Navarro	1995-2006	Spanien	X	X	X	X		
Kim & Rous	1975-2009	USA						
Clapp, Dolde & Tirtiroglu	1971-1990	USA						

Som det ses, så benytter hovedparten af forfatterne sig af Dickey og Fullers unit root test. Denne test skal afgøre, hvorvidt der kan findes stationaritet i tidsserierne. Derudover er der oftest benyttet kointegrationstest af Engle & Granger og Johansen. Endeligt, så ser det også ud til, at kausalitetstesten udviklet af Granger er en ganske populær metode til undersøgelse af ripple-effekten. Vi vil senere i undersøgelsesdesignet redegøre for, hvad de tests, vi vælger, kan bruges til.

3. Datagrundlag

Vores undersøgelse omkring ripple-effekten på det danske boligmarked er todelt. I den ene del vil vi se på de fem regioner, Danmark er opdelt i, og i den anden del vil vi se på de ti største byer i Danmark for at se, om der kan findes en ripple-effekt byerne imellem. For at kunne foretage den nationale danske del af vores undersøgelse har vi brug for at indsamle statistik omkring boligprisernes udvikling. Der er i Danmark tre væsentlige kilder til fremskaffelse af denne statistik; Boligmarkedsstatistikken, SKAT og Danmarks Statistik.

Boligmarkedsstatistikken udarbejdes i samarbejde af Realkreditforeningen, Realkreditrådet, Dansk Ejendomsmæglerforening og Finansrådet (Realkreditrådet, 2012). Statistikken er baseret på indberetninger om udbudte ejendomme på internettet, der er registreret som handlet i statens offentlige register SVUR, eller det Fælleskommunale Ejendomsregister ESR. Fra 1992-2004 er det ikke et krav, at ejendommene skulle have været udbudt på internettet. Statistikken udgives kvartårligt, og der offentliggøres gennemsnitlig pris pr. solgte m², antal handler, salgstider for solgte ejendomme, første udbudte pris og senest udbudte pris, når boligen konstateres solgt. De har inddelt boligformerne i tre forskellige typer; parcel-/rækkehuse, ejerlejligheder og fritidshuse. Data offentliggøres for hele landet; 5 regioner, 11 landsdele, 98 kommuner og på postnummerniveau. Datamaterialet for gennemsnitspriserne går fra 1. kvartal 1992 og op til dags dato, imens antal salg og liggetiderne oplyses fra første kvartal 2004. Vi gør opmærksom på, at der i denne kilde udelukkende oplyses gennemsnitlige kvadratmeterpriser og ikke gennemsnitlige ejendomspriser.

SKAT har hvert halvår siden 1974 udgivet hæftet Ejendomssalg, der indeholder en række tabeller omkring ejendomshandler foretaget i Danmark i den forgangne periode. Siden 2. halvår 2001 er der tale om en elektronisk publikation, der kan findes på www.vurdering.skat.dk. Publikationen bygger i dag på de oplysninger, der kommer i tingbogen, imens de tidligere som lovkrav skulle oplyses ved handel. Statistikken indeholder kun salg i almindelig fri handel. Dermed er auktioner og familiesalg ikke indregnet. Fra 1. halvår 1993 indgår desuden handler, hvor den ene eller begge parter er almindelige selskaber eller offentlige myndigheder.

Fra 1974 og til 2. halvår 1981 er det kun den prioriterede værdi, der er angivet. Fra 1982 1. halvår til 1985 2. halvår er det muligt at vælge imellem den egentlige købesum og den prioriterede værdi, imens det herefter kun er muligt at vælge den egentlige kontante købesum. Den prioriterede værdi opgøres som obligationlåns og pantebreves pålydende værdi plus evt. kontantindskud og banklån. Der vil derfor være et naturligt fald i den gennemsnitlige opgjorte pris, når vi går fra den prioriterede værdi til kontantpriser. Der indgår en række tabeller i SKATs udgivelse. For os er det

Salg af 1-familiehuse i enkelte skyld og vurderingskredse/Ejendomssalg på landsdels/kommune basis, der er interessant, da den er opbygget geografisk. Denne tabel indeholder antal salg i de enkelte vurderingsområder, den offentlige vurdering på disse salg og den egentlige købspris – enten som prioriteret værdi eller som kontantværdi. De geografiske områder, datamaterialet er inddelt i, har ændret sig flere gange siden 1974, men det er altid en mulighed at aflæse på kommuneniveau. En interessant ting ved denne udgivelse er, at den indeholder den såkaldte afstandsprocent, der angiver hvor langt den handlede værdi ligger fra ejendomsvurderingen. Da ejendomsvurderingen foretages på grundlag af kvantitative kriterier, bliver afstandstandsprocenten således et godt mål for, udviklingen på ejendomsmarkedet, da ejendomsvurderingen således er et objektivt mål for prisen på ejendommen. Dermed påvirkes statistikken ikke af, hvilken prisklasse den gennemsnitlige bolig tilhører. Dette skal forstås således, at hvis der i en by med et begrænset antal salg udbydes en række meget store og dyre huse, så har ejendomsvurderingen taget højde for dette, og afstandsprocenten fortæller således mere den underlæggende prisudvikling end gennemsnitsprisen i området.

Danmarks Statistik har udarbejdet data på ejendomssalg fra 1845 og frem til i dag. Det drejer sig imidlertid om fire meget uens publikationer. Fra 1845 og til 1958 blev statistikken offentliggjort i publikationen *Statistiske Meddelelser*. Denne serie fokuserer i høj grad på ejendomsprisudviklingen indenfor landbruget. Fra 1959 til 1984 blev deres materiale udgivet i hæftet *Ejendomssalg*. Dette hæfte er opbygget på samme måde som SKATS publikation Ejendomssalg, og bygger på de samme kilder. Der er imidlertid tale om en årlig publikation og ikke som SKATs halvårlige. Det er værd at bemærke, at SKATs første plus andet halvår ikke nøjagtigt svarer til publikationen fra Danmarks Statistik fra samme helår. Fra 1983 til 1998 findes der en kvartalsvis statistik om ejendomshandel i almindelig fri handel i udgivelsen *Bygge- og anlægsvirksomhed*, der er en del af Danmarks Statistiks publikationer Statistiske Efterretninger. Et problem med denne kvartalsvise dataserie er, at den ikke findes på hverken regions- eller byniveau. Det er dog muligt at se de gennemsnitlige priser for hovedstaden og en række byer aggregeret - opgjort efter størrelse. Til en undersøgelse af en eventuel ripple-effekt er denne dataserie derfor ikke anvendelig. Statistikken fortsættes i serien *Indkomst, forbrug og priser*. Denne publikation blev udgivet med kvartalsvise data frem til 2008. I dag fortsættes statistikken i Statistikbanken, og der er adgang til den elektronisk fra 1992. Denne statistik er meget omfattende, og indeholder bl.a. gennemsnitlige købesummer på landsdelsniveau, kommuneniveau og postnummerniveau. Der er ligeledes statistik for en række forskellige boligformer; herunder enfamiliehuse, sommerhuse og ejerlejligheder. Et problem ved denne statistik er, at der to gange er ændret i den form dataoutputtet præsenteres på. Imellem 1992 og 2002 er det således muligt at hente data på postnummer- og kommuneniveau, imens det fra 2002

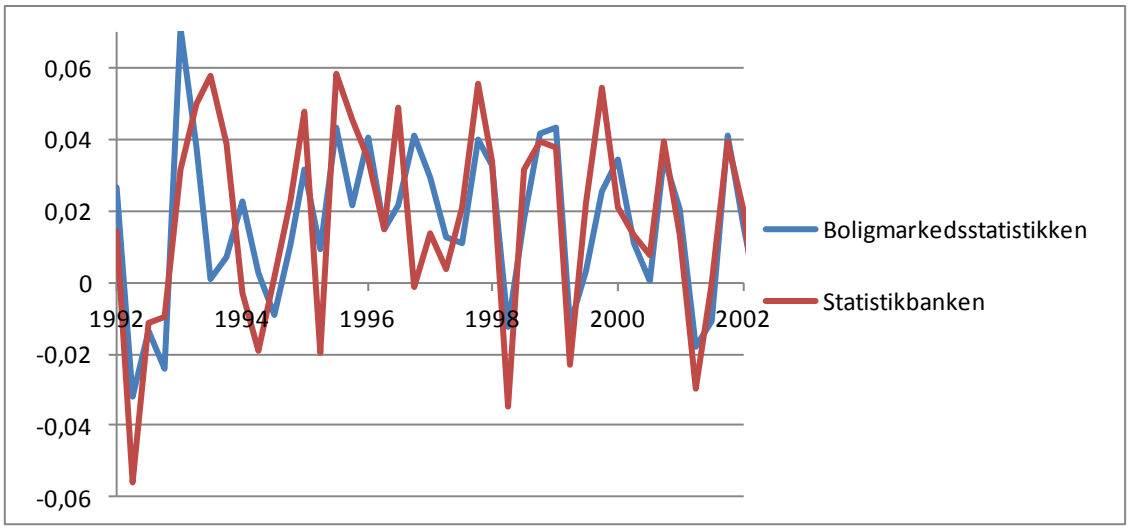
kun forefindes på amtsniveau. Fra 2006 er dette reduceret til regions- og landsdelsniveau. Det er muligt at købe yderligere informationer, men dette er pga. prisen ikke aktuelt. Denne datakilde kan således kun benyttes til at belyse prisudviklingen på regionsniveau. Endvidere skal det anføres, at der ikke foreligger data på kvadratmeterpriser hvorfor det udelukkende er gennemsnitlige priser. For yderligere information omkring de tre beskrevne datakilder henviser vi til de respektive hjemmesider.

Da vores undersøgelse omhandler korttidsbevægelser på boligmarkedet er vi nødt til at anvende statistik med en passende intervalperiode. Da Danmark i en international sammenhæng er et lille land, så er det plausibelt, at den kausale bevægelse fra A imod B vil være af en relativt kort varighed. Dette stemmer også overens med erfaringerne fra Sverige og Finland. De tilsvarende undersøgelser fra Storbritannien dækker et geografisk område på ca. 244.000 km^2, og området har en befolkning på ca. 62 millioner indbyggere. Til sammenligning udgør Danmarks samlede areal ca. 43.000 km^2, og befolkningen er på 5,6 millioner indbyggere. Vi vurderer således, at en periode på et år er for meget – særligt med tanke på, at vi kan indhente data med et halvt års interval fra 1974. Dermed har vi tre relevante kilder til at belyse bevægelserne på det danske boligmarked. Boligmarkedsstatistikken indeholder kvartalvise kvadratmeterpriser, antal salg og liggetider på ejerlejligheder og enfamiliehuse. Statistikbanken indeholder gennemsnitlige købesummer på ejerlejligheder og enfamiliehuse fra 1992. Da dataserierne fra Statistikbanken ikke er opgjort med en kontinuert områdefordeling, så har vi været nødt til at foretage en række korrektioner på data. For de præcise korrektioner, se Appendiks 3.1. Boligmarkedsstatistikken og Statistikbanken overlapper til dels hinanden, og beror i meget høj grad på det samme datagrundlag. Og endelig har vi publikationen *Ejendomssalg*, der udgives af SKAT. Her opgives gennemsnitlige priser fra 1974 på enfamiliehuse på by- og regionsniveau. Vi er bekendte med, at forskellen imellem prioriterede priser og kontantpriser over tiden har ændret sig som en konsekvens af det generelle renteniveau i samfundet. Da opgaven omhandler ripple-effekter, og dermed de relative ændringer i boligpriserne, så mener vi, at problemet er af mindre betydning. Der er således kun en betydende forskel i en enkelt observation, hvor vi overgår fra de prioriterede priser til kontantpriser. I SKATs data har vi samme problemstilling, da dataserierne ikke er opgjort med en kontinuert områdefordeling. Vores korrektioner kan ses i Appendiks 3.2

Et væsentligt spørgsmål er, hvad forskellen på kvadratmeterpriser og gennemsnitspriser betyder for undersøgelsen. Da det er ændringerne på boligmarkedet, vi ønsker at undersøge, så er det naturligt at undersøge disse. I nedenstående grafik ses de procentvise ændringer for hhv.

kvadratmeterpriserne og de gennemsnitlige handelspriser fra 1992 til 2002 for hele landet beregnet ved kontinuert rentetilskrivning.

Figur 3.1: Sammenligning imellem gennemsnitlige kvadratmeterpriser og gennemsnitlige handelspriser for enfamiliehuse udregnet med kontinuert rente.



Kilde: Danmarks Statistik & Realkreditrådet.

Det ses tydeligt, at der i nogen grad er tale om korrelerede tal. Excel beregner således korrelationen imellem de procentvise ændringer til 0,7140. Det ses desuden, at den gennemsnitlige kvartalsvise procentændring i perioden er på 1,64 og 1,53 % for hhv. den gennemsnitlige købspris og kvadratmeterpriserne. I forhold til den del af undersøgelsen, hvor vi undersøger, om der findes en ripple-effekt imellem byerne, så er det kun muligt at benytte to kilder. Det drejer sig således om Boligmarkedsstatistikken og publikationen Ejendomssalg. Når det kommer til behandlingen af regionerne har vi derimod tre kilder – de to ovenstående samt de kvartalsvise udgivelser fra Danmarks Statistik.

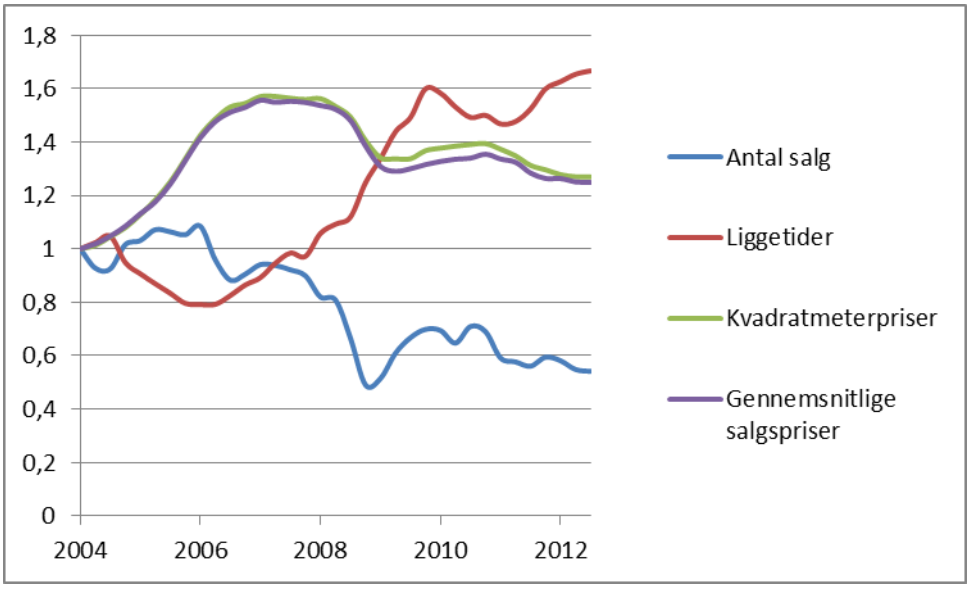
En central problemstilling, når det kommer til prisudviklingen på boligmarkedet, er i hvor høj grad kvadratmeterpriser og gennemsnitspriser er udtryk for den underliggende prisudvikling på boligmarkedet. Vil prisen på en standardbolig slavisk følge prisudviklingen i kvadratmeter, eller skal man tage højde for, at kvaliteten på den gennemsnitlige handlede bolig har forandret sig? Det kan således være plausibelt at antage, at det er nemmere at sælge en mindre attraktiv bolig i et marked præget af en høj efterspørgsel og en deraf følgende høj pris, end det er i et marked præget af begrænset efterspørgsel. Det samme vil naturligvis gælde for en mere attraktiv bolig, men her er forskellen næppe så voldsom. Hvis denne antagelse er rigtig, så vil den gennemsnitlige kvalitet stige på de handlede boliger, efterhånden som priserne på det underliggende boligmarked falder. I så fald udtrykker den gennemsnitlige kvadratmeterpris ikke den underliggende prisudvikling på et

gennemsnitligt standardhus. Man kan dog argumentere for, at netop kvadratmeterpriserne i noget omfang justerer for kvalitetsændringerne i forhold til gennemsnitspriserne, da en bedre bolig i de fleste henseender må antages at være en større bolig.

Et andet element, der understøtter denne hypotese om ændret kvalitet i forbindelse med prisudviklingen på boligmarkedet, er Kahneman & Tverskys undersøgelser omkring investorers ageren på aktiemarkedet. De viser, at den typiske investor er mere tilbøjelig til at realisere en gevinst end et tab (Kahneman & Tversky, 1979). Overfører vi disse resultater til boligmarkedet med tanke på boligens egenskab som investeringsgode, så betyder det, at liggetiderne må stige i et svagt marked, da sælger ikke ønsker at realisere sit tab som følge af boligens værdiforringelse. Dette må ligeledes gælde for antallet af handler, da velinformerede købere ikke ønsker at betale mere end markedsværdien. Således bør antallet af salg og de gennemsnitlige liggetider til dels kunne beskrive den underliggende prisudvikling på boligmarkedet, hvor prisudviklingen på de handlede boliger er behæftet med bias.

Nedenfor ses en grafisk illustration af antallet af salg, liggetider, kvadratmeterpriser og gennemsnitlige salgspriser på landsplan. Vi gør opmærksom på, at priserne ikke er inflaterede, da en eventuel korrektion på kvartalsniveau vil være forbundet med usikkerhed. I samme ombæring korrigerer vi heller ikke antallet af salg i forhold til den samlede boligmasse. Vi mener ikke, at sådanne korrektioner har en væsentlig betydning for fortolkningen af illustrationen, da ændringerne vil være minimale. Modsat har vi valgt at sæsonkorrigere alle dataserierne. Principperne og årsagerne bag valget af sæsonkorrektion følger senere i dette afsnit.

Figur 3.2: Indekseret udviklingen i antal salg, liggetider, kvadratmeterpriser og gennemsnitspriser for enfamiliehuse 2004-2012, sæsonkorrigeret. Indeks (2004=1).



Kilde: Danmarks Statistik & Realkreditrådet.

Først kan det konstateres, at liggetiderne og antallet af salg bevæger sig modsatrettet. Det skyldes helt naturligt, at liggetiderne automatisk vil stige, når antallet af salg falder, hvis boligudbuddet holdes tilnærmelsesvis konstant. Dernæst kan man se, at kvadratmeterpriserne og de gennemsnitlige handelspriser i meget høj grad følger hinanden. Derudover ser vi indikationer på en negativ korrelation imellem liggetider og prisudviklingerne, hvilket er helt forventeligt jf. ovenstående. Det ses tydeligt, at liggetiderne når det minimale niveau i starten af 2006, hvorimod priserne først topper omkring 2007. Ligeledes ses det tydeligt, at antallet af salg har toppunkt i slutningen af 2005 – dvs. godt halvandet år før priserne. Særligt i denne halvandenårige periode har vi en overraskende udvikling imellem priserne og antallet af handler, der ellers ser ud til at bevæge sig i samme retning. Det kan således ses, at vendepunktet for antallet af salg kommer i 4. kvartal 2008, og at det tilsvarende først observeres i det efterfølgende kvartal for kvadratmeterpriserne.

For yderligere at understrege ovenstående samspil imellem de forskellige dataserier, så foretager vi en korrelationsanalyse på de procentvise ændringer. Det giver følgende output:

Tabel 3.1: Korrelationsmatrix imellem procentvise ændringer i antal salg, liggetider, kvadratmeterpriser og gennemsnitspriser for enfamiliehuse 2004-2012, sæsonkorrigeret.

Korrelationsmatrix				
	Salg	Liggetider	Kvadratmeterpriser	Gennemsnitspriser
Salg	1,0000			
Liggetider	-0,1988	1,0000		
Kvadratmeterpriser	0,3262	-0,5825	1,0000	
Gennemsnitspriser	0,3136	-0,6417	0,9783	1,0000

Kilde: Danmarks Statistik & Realkreditrådet.

Vi kan se, at korrelationen imellem de to prisserier er på 0,9783, hvilket understøtter den hidtidige analyse. Derudover har vi en relativt stærk negativ korrelation imellem udviklingen i priserne og liggetiderne. Derimod er korrelationen imellem antallet af salg og prisudviklingen mindre udtalt, men den er dog tydeligvis positiv. Tager vi det med i betragtningen, at korrelationen var direkte negativ over en periode på omkring halvandet år, så må det betyde, at serierne fulgtes godt ad i de resterende perioder. Det ses herudover, at korrelationen imellem liggetider og antallet af salg kun er på -0,1988, hvilket må betegnes som svag korrelation. Her skal det dog bemærkes, at det netop er ændringen i antallet af salg, der fører til ændrede liggetider i de følgende kvartaler, hvorfor der vil være tale om lag imellem de to serier. Den negative korrelation vil derfor sandsynligvis være stærkere, hvis liggetiderne forskydes et par kvartaler.

På baggrund af ovenstående, mener vi, at særligt liggetider kan være forklarende for de underliggende boligpriser. Der er dog det problem behæftet med liggetiderne, at de kun observeres for de handlede boliger. Derfor optræder problemet omkring den ensartede attraktivitet stadig. Modsat gælder dette ikke for antallet af salg, da de mindre attraktive boliger ikke bliver handlet, hvilket giver udslag i antallet af handler. Vi kunne til gengæld se på korrelationsmatricen og grafen over udviklingen, at antallet af salg i mindre grad kan forklare boligpriserne til sammenligning med liggetiderne. Da der således er både fordele og ulemper ved de enkelte serier, vil vi foretage en analyse på alle fire datatyper.

Et væsentligt problem ved data omhandlende boligprisudviklingen er, at ejendomme i sagens natur er heterogene goder. Da der ikke er tale om et homogent produkt vil den gennemsnitlige salgspris blive påvirket af en række faktorer. Det er ting som beliggenhed, ejendommens stand, størrelse m.fl. I et marked med et begrænset antal handler vil den enkelte bolighandel således influere kraftigt på statistikken. Dette er et problem, såfremt der er tale om boliger med særlige karakteristika – altså boliger, der ikke ligner gennemsnitsboligerne på én eller flere af ovennævnte parametre. Den umiddelbare løsning på dette problem ville være at benytte afstandsprocenten fra SKATs

publikation *Ejendomssalg*. Som tidligere beskrevet har denne metode en indbygget styrke i, at den i højere grad beskriver det underliggende boligmarked, end f.eks. udviklingen i gennemsnitsprisen gør det.

Der er dog en væsentlig begrænsning i forhold til at vise noget om en eventuel ripple-effekt for afstandsprocenten, da denne bliver beregnet på baggrund af den offentlige vurdering. Denne vurdering finder sted hvert andet år. Ved halvårlige observationer har vi således fire observationer, der benytter den samme vurdering som grundtal. Herefter ændres den offentlige ejendomsvurdering, og grundtallet ændres. Problemet er her, at en undersøgelse, der sammenligner udviklingen over et tidsinterval, vil blive påvirket af denne grundpræmis. Til at illustrere problemstillingen kan det antages, at by A påvirker by B med et interval på én periode, således at udviklingen i boligpriserne i tidspunkt 1 for A er lig boligprisudviklingen for B i tidspunkt 2. Såfremt grundtallet ikke ændres, så vil variansen i boligprisudviklingen for B kunne forklares 100 % ud fra variansen i A. Ændres grundtallet for beregningerne, vil der ved hver fjerde observation ikke være en ændring i størrelsesforholdet én til én, og variansen af B vil ifølge statistikken ikke være forklaret 100 % ved A. Vi har altså opnået en mindre forklaringsgrad på trods af 100 % sammenhæng. Det skal her nævnes, at man ikke på forhånd kender det korrekte antal lagperioder til undersøgelsen, så dataserien kan ikke korrigeres efter dette. Ved gennemsnitspriser og gennemsnitlige kvadratmeterpriser optræder denne problematik ikke. Her er det igen problematikken omkring boligens heterogene karakteristika, der er et problem. Dette problem bliver dog minimeret, såfremt antallet af handler er stort, da disse sjældne handler således forsvinder i mængden. For en gennemgang af antallet af handler i undersøgelsens dataserier henviser vi til Appendiks 3.3.

En anden væsentlig problemstilling i vores opgave er muligheden for, at vores dataserier bliver influeret af systematiske sæsonudsving. Det er ikke usandsynligt, at boligpriserne er påvirket af årstiderne – f.eks. kan det tænkes, at sommervejret gør husene mere attraktive, og derfor presser husenes værdi opad i denne periode. Da vores data er baseret på halv- og kvartårlige observationer, så risikerer vi således, at prisudviklingen i årstiderne af naturlige årsager er forskellig. Problemet ved sæsonudsving i forhold til vores projekt er, at vores statistiske modeller i høj grad indeholder lagperioder. Det drejer sig om Augmented Dickey-Fuller, Grangers Kointegrationstest og Grangers kausalitetstest. Problemet bliver forstærket af, at vi benytter de procentvise udsving i disse test. Såfremt der forefindes sæsonudsving, vil dette betyde, at resultaterne bliver misvisende, da der ved lagperioder af ikke helårlige intervaller vil være bias.

Der er i tidligere undersøgelser af ripple-effekten set sæsonkorrektioner af data, hvorfor vi vil undersøge, om det er nødvendigt på vores data – det ses bl.a. i artiklerne af Huang et al. (2010) og Oikarinen (2006). For at finde ud af om vi skal sæsonkorrigere, så vil vi undersøge den samlede prisudvikling på det danske boligmarked for at se, om der er tegn på sæsonudsving. Til at undersøge, om det er nødvendigt at sæsonkorrigere de danske dataserier, vil vi i første omgang teste dataserien fra SKAT på halvårlige observationer fra 1974 til 2011. Ud fra resultaterne af denne undersøgelse er vi nået frem til, at det er nødvendigt at sæsonkorrigere data. Metoden, udførelsen og resultaterne kan ses i Appendiks 3.4. I samme appendiks findes også en gennemgang af den metode, vi benytter til at sæsonkorrigere. Man kan argumentere for, at man bør undersøge samtlige serier for sæsonudsving, men da vi finder det nødvendigt at sæsonkorrigere i en serie, så vil vi gøre det for alle serier. Dette valg er truffet, da vi ønsker en ensartet behandling af alle dataserier.

4. Forventninger til undersøgelsens resultater

I de tidligere undersøgelser, hvor der er fundet ripple-effekter, er effekten ofte startet i de byer eller lande, der kan betegnes som et handelscenter (Holly, et al., 2011). Herudover har vi litteraturstudiet set, at reaktionen er stærkest i de områder, der har handelsmæssige forbindelser, ligesom også geografien har en indflydelse på styrken af en ripple-effekt. Det forklares ved, at særligt viden og information om boligmarkedet er årsag til dannelsen af en ripple-effekt. Og da det må antages, at interaktion og geografisk beliggenhed er hovedpunkterne i videns- og informationsdeling, så kan vi på den baggrund forvente, at der er størst sandsynlighed for at finde ripple-effekter imellem handelspartnere og geografisk beslægtede områder.

Skal vi pege på et regionshandelscenter i Danmark, så må det alt andet lige være Region Hovedstaden, hvorfor det er overvejende sandsynligt, at en evt. ripple-effekt har udgangspunkt her. Hvis man ser på BNP-tal fra Danmarks Statistik, så er det klart Region Hovedstaden, der bidrager med den største andel af landets nationalprodukt (Danmarks Statistik, 2012). Herefter kommer Region Midtjylland og Region Syddanmark, der begge to ligger væsentligt højere end de to resterende regioner. Det kan måske give en indikation på, at disse regioner rammes først af en evt. ripple-effekt fra Region Hovedstaden, ligesom tilfældet kan være det for Region Sjælland på grund af den geografiske tilknytning til Region Hovedstaden. Det kan heller ikke afvises, at Region Midtjylland kan være udgangspunktet for en ripple-effekt i forhold til de øvrige regioner i Jylland. Det er derfor overvejende sandsynligt, at Region Nordjylland vil komme i sidste bølge, hvis der kan konstateres ripple-effekter i Danmark. Sammenholder vi det med de tidligere studier, så kan de eventuelle effekter gående imod Region Nordjylland meget vel komme fra Region Hovedstaden, da denne region har mest handel, eller den kan komme fra Region Midtjylland, der grænser op til regionen.

For byerne må København være det sted, der betegnes som handelscenter. Vi har derfor en formodning om, at en ripple-effekt kan starte der. Geografisk ligger København dog relativt isoleret i undersøgelsen, da der udover København kun er medtaget en enkelt by på Sjælland, nemlig Roskilde. Det er derfor også sandsynligt, at en by som Århus kan være udgangspunktet i forhold til de jyske byer, da det er den største by, og samtidig har den største økonomi.

Vi har derfor en formodning om, at Århus kan være styrende for boligprisudviklingen i flere af de jyske byer. Særligt i Randers og Horsens, der ligger meget tæt på Århus, må det formodes, at sandsynligheden er stor for påvirkning fra Århus. Derudover ligger også Kolding, Vejle og Aalborg indenfor en afstand, hvor en vis afsmitning kan forventes, men for Kolding og Vejle kan

afsmitningen måske ligeså vel komme fra Odense, der ligger i nogenlunde samme afstand som Århus. For en by som Esbjerg er det lidt vanskeligere at forudsige, hvor en ripple-effekt skal komme fra, da byen ligger ret isoleret i forhold til de andre byer i undersøgelsen.

En anden væsentlig ting i forhold til undersøgelsen er, at der sagtens kan forekomme forskellige resultater på enfamiliehuse og ejerlejligheder. Det skyldes ikke mindst bestanddelen af ejerlejligheder i de forskellige byer, men det vil vi komme nærmere ind på ved første behandling af ejerlejligheder i selve undersøgelsen. Finder vi ripple-effekter for byerne, så er vores formodning altså, at det primært vil være med udgangspunkt i de største byer, der samtidig er de steder med mest handel. Der er altså primært tale om København og Århus.

Hvad angår forskellen på de tre undersøgelser for hhv. prisudviklingen, liggetider og antallet af salg, så forventer vi at finde nogenlunde identiske resultater, hvad enten de indikerer ripple-effekter eller ej. Et problem kan dog være dataintervallet i et par af undersøgelserne. Det er tvivlsomt, om der i et så lille land som Danmark, hvor informationen må forventes at nå relativt hurtigt rundt til områderne grundet landets størrelse, vil være lagperioder på et halvt år eller mere. Derfor har vi en formodning om, at kvartalsvise data er mest brugbare, men da de kun er tilgængelige fra 1992 og frem, og vi samtidig i den periode har en atypisk udvikling, så er det tvivlsomt, om disse data giver bedre resultater (Økonomi- og Erhvervsministeriet, 2010). Et andet problem er antallet af observationer i enkelte undersøgelser. Særligt ved antallet af salg, hvor vi analyserer direkte på antallet, kan det give problemer, når områderne bliver for små, og enkelte salg foretaget i en periode frem for i en anden kan rykke billedet markant. Det kan også trække spor til liggetiderne og prisudviklingen, hvor enkelte observationer kan have en markant indflydelse på resultatet, men problemet bør være mindre end i antallet af salg. Man kan derfor argumentere for, at resultaterne for de mindste af byerne bør tages med forbehold i undersøgelsen med antallet af salg.

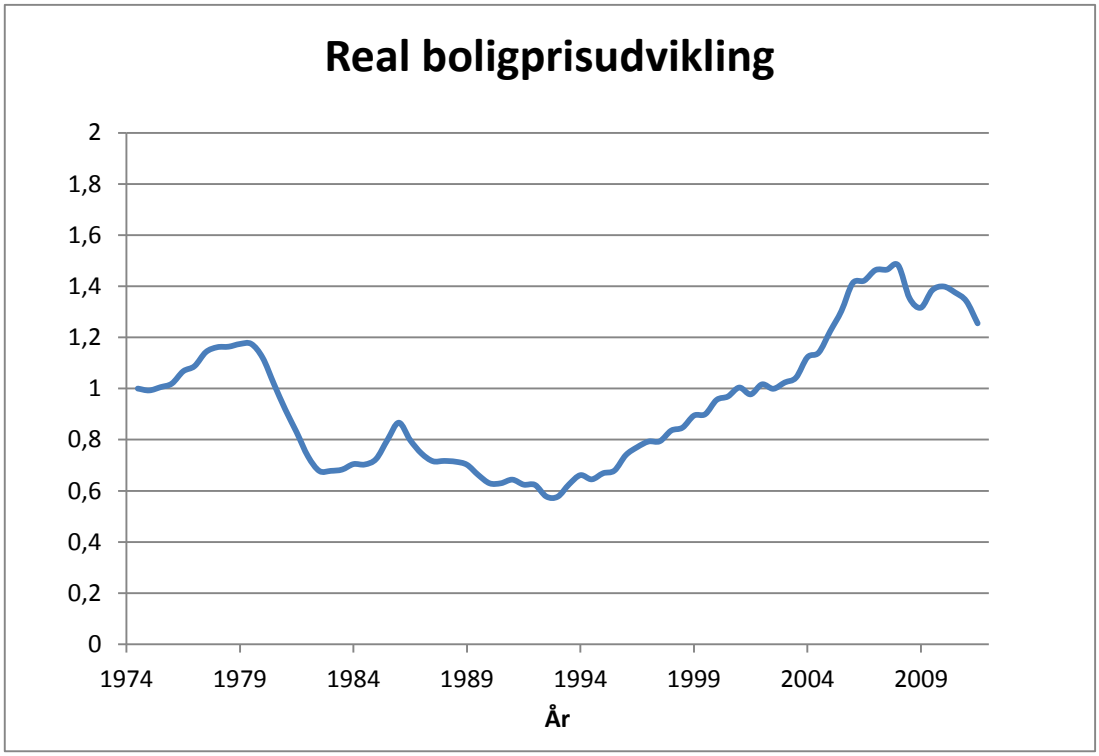
5. Det danske boligmarkeds udvikling

Vi vil som det første i dette afsnit beskrive boligprisudviklingen i tre stadier. Først vil vi kort vise den samlede udvikling i Danmark, da det giver et billede af, hvordan udviklingen på det danske boligmarked har været fra 1974 og frem til i dag. Dernæst vil vi beskrive udviklingen på regionalt niveau, så vi kan se, om udviklingen er forskellig alt afhængig af, hvor i landet man befinder sig. Og som det tredje punkt vil vi se på de ti største danske byer, så vi på den måde kan få niveauopdelt vores undersøgelse. For alle tre niveauer gør det sig gældende, at vi foretager en analyse, hvor boligprisudviklingen sættes overfor forbrugerprisudviklingen. Det gør vi, da det af flere forskellige forskere er blevet anfægtet, at prisudviklingen på boligmarkedet bør afspejle den generelle forbrugerprisudvikling i et land (Shiller, 2000). Det er også efter vores opfattelse en rimelig antagelse. Derudover mener vi, at det giver en bedre grafisk illustration af samspillet imellem områderne, ligesom det gør top- og bundpunkter i realboligprisudviklingen nemmere at identificere. Disse er særligt interessante i forbindelse med identifikationen af ripple-effekter. Efter beskrivelsen af prisudviklingen vil vi se på det antal dage boligerne ligger til salg; de såkaldte liggetider. Og endelig vil vi også se på antallet af boligsalg i de forskellige områder. Da den senere undersøgelse vil indeholde enfamiliehuse for både regioner og byer samt ejerlejligheder for byer, så vil udviklingen for alle tre grupper blive beskrevet.

5.1 Boligprisudviklingen

Som datagrundlag for dette afsnit benytter vi SKATs publikationer, *Ejendomssalg*, på halvårlige observationer fra 1974 til 2011. Hvis vi først kigger på det samlede danske boligmarked, så kan vi på nedenstående graf se, at det langt hen ad vejen netop er gældende, at boligpriserne har bevæget sig på nogenlunde samme niveau som forbrugerpriserne generelt. Vi kan dog også se, at priserne ligger væsentligt højere på nuværende tidspunkt, end tilfældet har været i perioden fra 1974. Prisniveauet i dag er godt 25 % højere end ved udgangspunktet i 1974. Det er dog mere interessant at betragte grafens udvikling, da prisniveauet i udgangspunktet ikke nødvendigvis afspejler den generelle ligevægt. Det kan i den forbindelse nævnes, at oliekrisen i perioden op til 1974 meget vel kan have været ensbetydende med lave realpriser på boligmarkedet. Det ligger dog uden for denne opgaves formål at foretage en undersøgelse på det område.

Figur 5.1: Boligprisudviklingen i Danmark for enfamiliehuse 1974-2011, korrigeret for inflation, indeks (1974=1).

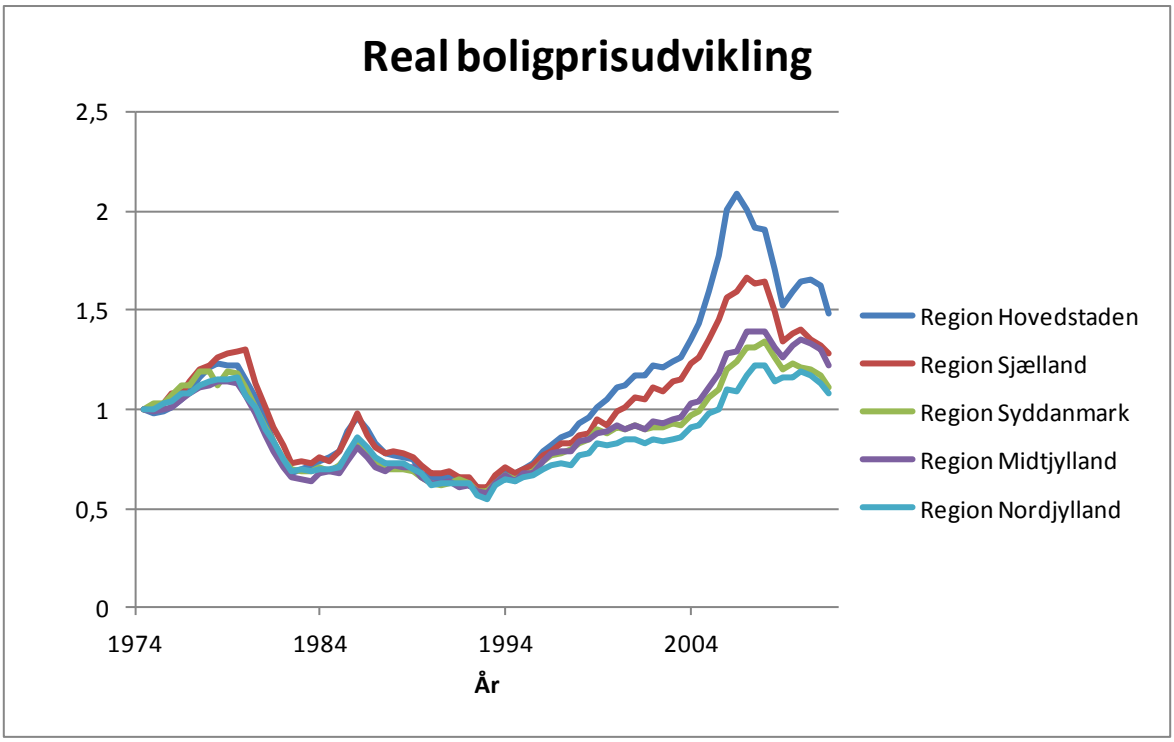


Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg".

Fra 1974, hvor vores data begynder, ser vi i de første år en mindre realstigning i boligpriserne, men denne afløses i slutningen af 1970'erne af ret markante prisfald de følgende år. Herefter ser vi en realprisstigning igen i starten af 1980'erne, men denne afløses igen af et fald fra 1986 og frem til 1993, hvor bunden nås. Det lave realprisniveau på dette tidspunkt kan skyldes den økonomiske krise, der var i det danske samfund i dette tidsrum. Startende i 1993 ser vi realprisstigninger på boligmarkedet helt frem til 2007, inden der igen kan konstateres et fald. I en publikation fra Økonomi- og Erhvervsministeriet beskrives det, at en cyklus på boligmarkedet normalt varer ca. 10 år, hvoraf de 5½ er optur (Økonomi- og Erhvervsministeriet, 2010). Denne tendens kan tilnærmelsesvis beskrive udviklingen på det danske boligmarked frem mod årtusindeskiftet, men de 14 år med realprisstigningerne fra 1993 til 2007 adskiller sig her markant fra denne cyklus. Det ser altså ud som om, at der i starten af dette årtusinde har været en afkobling fra det generelle prisniveau – dette er også kaldet en boligprisboble. Det kan så diskuteres, hvorvidt markedet befinder sig i en sådan boble, men dette ligger udenfor denne opgaves afgrænsning.

Bevæger vi os et niveau længere ned i analysen, og ser på den regionale udvikling, så får vi et billede af, at prisudviklingen for regionerne ser meget ensartet ud frem til midten af 1990'erne.

Figur 5.2: Boligprisudviklingen for enfamiliehuse på regionsniveau 1974-2011, korrigeret for inflation, indeks (1974=1).

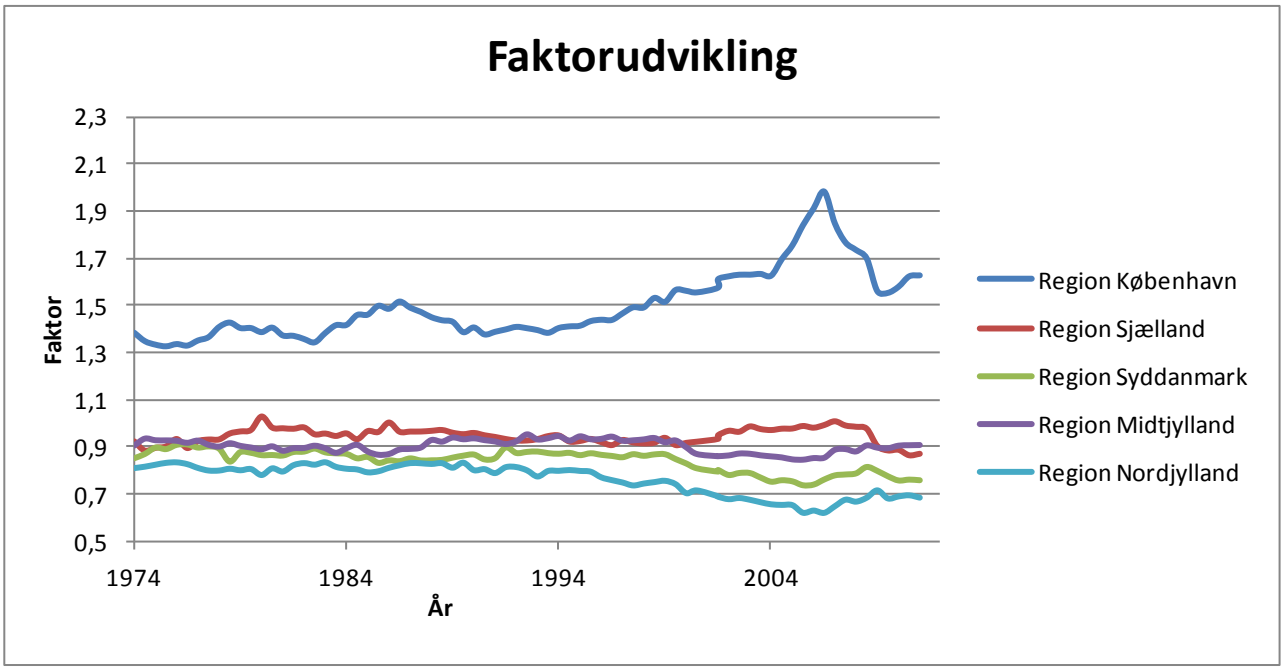


Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg".

Fra slutningen af det 20. århundrede og frem til i dag har hovedstadsregionen derimod skilt sig markant ud fra de øvrige regioner, da der her i gennemsnit er observeret markant højere boligprisstigninger, end tilfældet er for resten af landet. Også Region Sjælland ser ud til at have oplevet højere boligprisstigninger, end tilfældet har været for de øvrige tre regioner. Det indikerer, at der er større sandsynlighed for korrelation, når vi ser på datasættet fra 1974, end når vi betragter det fra 1992. Derudover kan vi snarere forvente korrelation imellem de tre vestligste regioner indbyrdes, end tilfældet er til de to sjællandske regioner.

Regionernes indbyrdes boligprisudvikling kan også belyses ved at sætte disse overfor Danmarks samlede boligprisudvikling. Hvis vi som tidligere beskrevet antager, at prisudviklingen i forskellige områder tilnærmelsesvis følges ad, så bør en faktorberegning for et enkelt område have en nogenlunde vandret kurve, når vi kigger på regionernes boligprisudvikling overfor det samlede lands boligprisudvikling.

Figur 5.3: Faktorudviklingen for enfamiliehuse på regionsniveau 1974-2011, korrigeret for inflation. Faktorerne er beregnet i forhold landets gennemsnitlige priser.



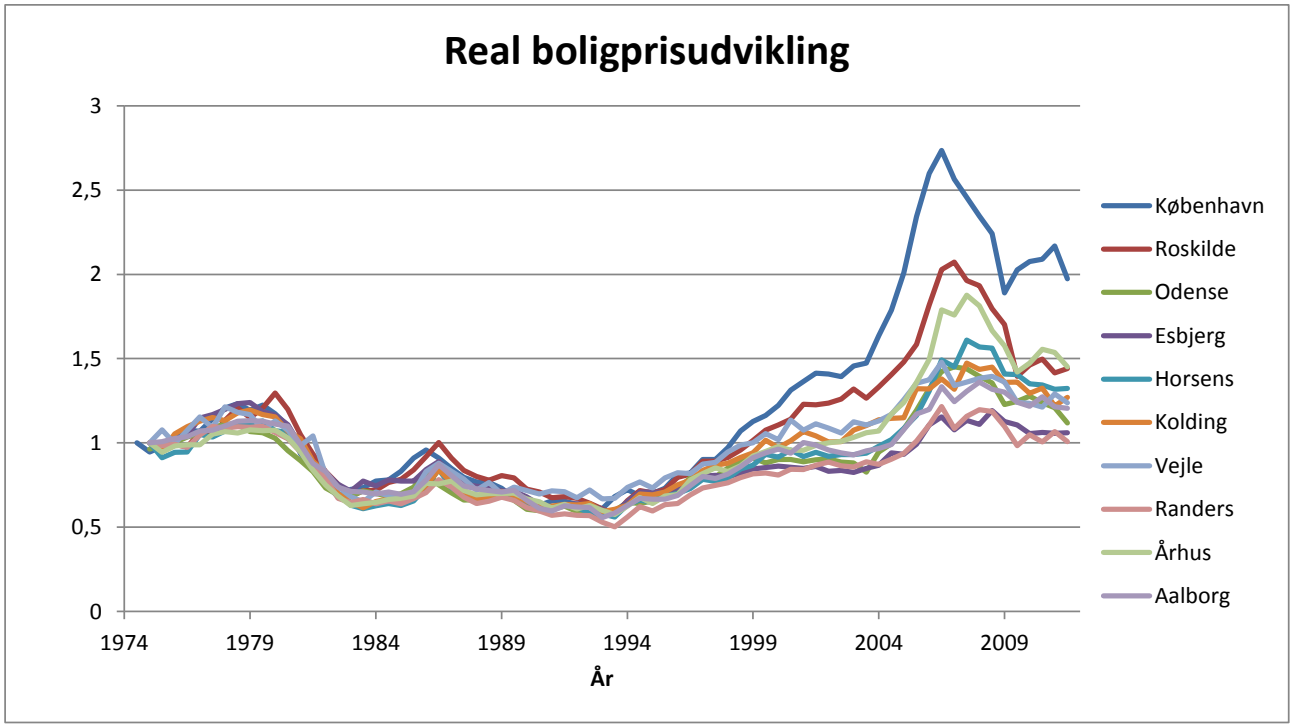
Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg".

Vi kan i data se, at Region Hovedstaden fra 1974 og frem til 1998 stort set har ligget i området fra 1,34 til 1,52 – dette er altså faktoren, der skal ganges på landets gennemsnitlige boligpriser for at få prisen på en gennemsnitlig bolig i hovedstadsregionen. Dette er i vores optik en nogenlunde stabil periode. Herefter sker der imidlertid det, at boligpriserne i hovedstadsregionen stiger voldsomt i sammenligning med det øvrige land. Vi kan således observere, at faktoren i Region Hovedstaden når meget tæt på 2 i slutningen af 2006, hvorefter der igen ses et meget markant prisfald i de følgende år. Vi når dog ikke helt ned på niveauet fra før 1998, og den seneste tendens er øjensynligt endnu en stigning. Det er måske lidt tidligt at konkludere, at der er mere end blot en midlertidig forskydning af prisniveauet, men det vil fremtiden vise. Eftersom data indeholder hele populationen, så vil det selvfølgelig være tilfældet, at en stigning i en af regionerne vil medføre et fald i en eller flere af de øvrige regioner. Set over hele dataserien, så er det særligt Region Syddanmark og Region Nordjylland, der har bevæget sig i den modsatte retning af Region Hovedstaden.

Kigger vi på boligprisudviklingen inden for de ti største byer i Danmark, så er realboligpriserne i København fordoblet fra 1998 og frem til i dag, og også Århus og Roskilde har oplevet en voldsom realprisvækst, der dog er fortaget de seneste fem år i forhold til de andre byer i undersøgelsen. Det

kan bemærkes at boligpriserne i de ti byer generelt set er steget mere end inflationen, hvis vi ser bort fra Randers, der faktisk ligger marginalt lavere end udgangspunktet i 1974.

Figur 5.4: Boligprisudviklingen for enfamiliehuse på byniveau 1974-2011, korrigeret for inflation, indeks (1974=1).



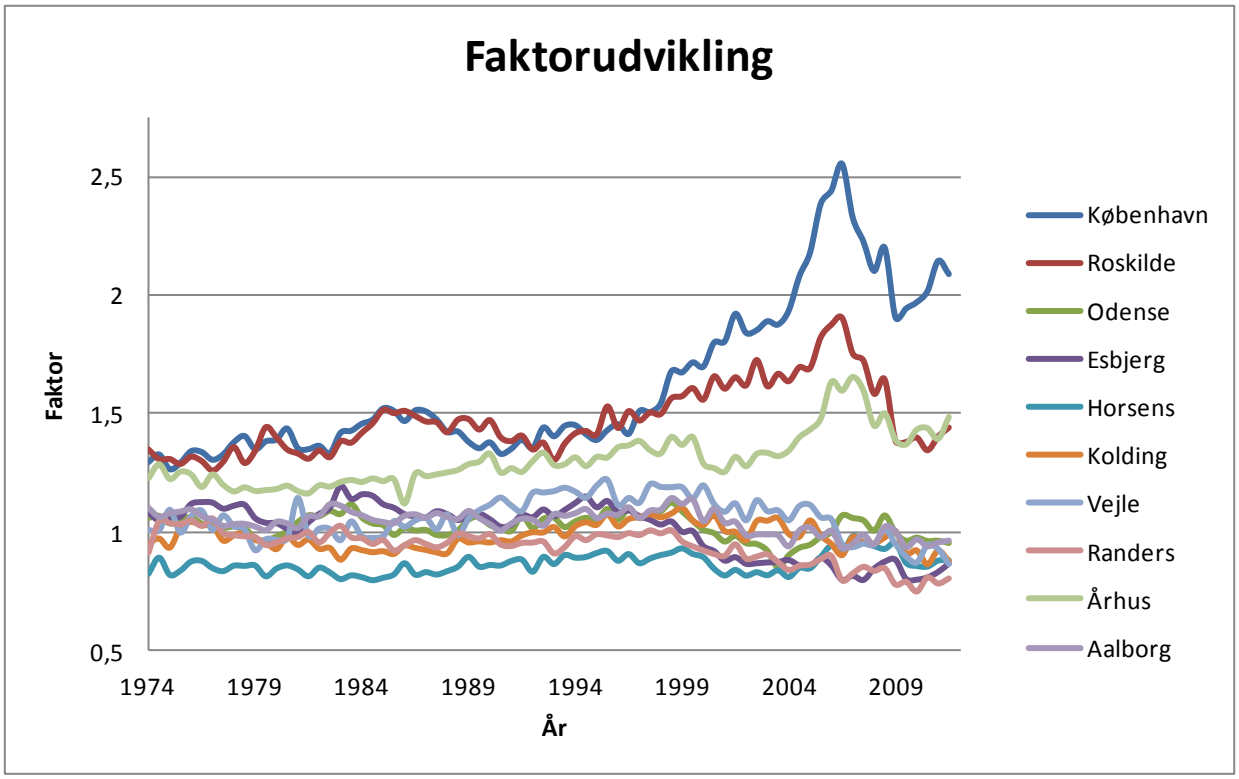
Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg".

Realpriserne har i en lang periode bevæget sig under udgangspunktet i 1974, og det anes, at flere af byerne næsten havde halverede realboligpriser i starten af 1990'erne. En del af forklaringen kan henledes til det faktum, at vores dataserie indeholder prioriterede priser frem til 1985, hvorefter serien overgår til kontantpriser. Hvad der er mere interessant for denne opgave, det er, hvordan priserne har bevæget sig i forhold til hinanden. Her kan vi se, at byerne har fulgtes godt ad frem til årtusindeskiftet, hvor særligt København, Roskilde og Århus har skilt sig ud. Det er dog ikke kun for de tre byer, at spredningen er blevet større. Nederst har vi Randers og Esbjerg, der er de to byer, der ligger nærmest udgangspunktet i 1974. Herefter har vi en klynge indeholdende Odense, Aalborg, Vejle, Kolding og Horsens. Vejle og Kolding skiller sig lidt ud ved årtusindeskiftet og fem-seks år frem, ligesom Horsens gør det på tidspunktet omkring slutningen af 2006. Foruden disse mindre afvigelser følges byerne i klyngen dog ret godt ad. Og endelig har vi som nævnt København, Roskilde og Århus. I perioden frem til slutningen af 1990'erne har de relativt identiske forløb, men herfra er stigningen i København væsentligt højere end de to andre byer. Der er dog indikationer på, at de to andre byer følger med – dog i et mere moderat tempo. Roskildes kraftige

boligprisudvikling ser ud til at starte nogle år før den tilsvarende i Århus, men efterhånden stabiliserer niveauet sig internt imellem de to byer.

Udviklingen kan som sagt også skildres ved at beregne den faktor, som boligerne i hver enkelt by følger i forhold til landsniveauet. Det vil altså sige, at hvis markedet i f.eks. København ligger 40 % højere end for det samlede land, så vil faktoren være på 1,4. Denne faktor bør være rimeligt konstant set over tid, hvorfor relativt vandrette grafer må formodes at forekomme i det nedenstående diagram.

Figur 5.5: Faktorudviklingen for enfamiliehuse på byniveau 1974-2011, korrigeret for inflation. Faktorerne er beregnet i forhold landets gennemsnitlige priser.



Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg".

Imidlertid kan vi igen konstatere, at København er steget markant, imens Roskilde og Århus også har bevæget sig væk fra den ellers relativt konstante boligprisfaktor indtil starten af dette årtusinde. Det ser dog ud til, at de to byer atter nærmer sig den faktor, man historisk set har skullet benytte for at finde boligpriserne i byerne. De resterende syv byer har over hele forløbet bevæget sig relativt konstant omkring udgangspunktet, men der anes et mindre fald. Det kan muligvis forklares med prisudviklingen i de tre førnævnte byer, da de hiver det samlede lands gennemsnitlige boligpriser op, og derfor automatisk vil have en faldende indflydelse på de andre områder.

I forhold til en eventuel ripple-effekt, så er det interessant at se på de perioder, hvor det samlede land har oplevet vendepunkter i den inflaterede prisudvikling. Bruger vi her de indekserede realpriser med 1974 som basisår, så observeres de tydeligste vendepunkter på følgende tidspunkter (se Figur 5.1):

- 2. halvår 1979 (toppunkt med værdi 1,174)
- 2. halvår 1982 (bundpunkt med værdi 0,678)
- 1. halvår 1986 (toppunkt med værdi 0,866)
- 1. halvår 1993 (bundpunkt med værdi 0,577)
- 1. halvår 2008 (toppunkt med værdi 1,482)
- 1. halvår 2009 (bundpunkt med værdi 1,316)

(Se Excel-bilaget *Databehandling SKAT/Inflation*)

Perioderne op til og efterfølgende for hvert af disse tidspunkter kan muligvis give en indikation på, om der eksisterer en ripple-effekt i Danmark. Kan vi f.eks. aflæse, at København oplever prisstigninger inden de andre byer i bundpunkterne, så kan det tyde på, at København er ledende for prisudviklingen.

Det ser imidlertid ikke ud til, at ændringen fra positiv til negativ prisudvikling optræder anderledes i København, end tilfældet er for det samlede land. Det er i Appendiks 5.1 markeret, hvornår top- og bundpunkterne indtræder for alle byerne, men der er tydeligvis ikke noget mønster i udviklingen. Vi kan dog se, at spredningen i forhold til vendepunkterne var meget lille i 1986 og 1993, hvorimod der er stor spredning ved de øvrige vendepunkter. I vendepunktet ved finanskrisen kan vi observere, at det er Vejle og Randers, der først når et toppunkt. Det er dog ikke klart, at boligpriserne i de to byer for alvor falder fra dette punkt, da der kan observeres flere vendepunkter i de følgende halvår. Det kan derfor godt se ud som om, at København og Roskilde først når det reelle vendepunkt, da vi her kan observere faldende reale boligpriser i de fem halvår, der følger fra 2. halvår 2006. Dernæst kan vi fra det følgende halvår se konstant faldende realboligpriser i Århus, Odense og Horsens. For Aalborg synes vendepunktet at indtræffe med yderligere et halvt års lag, hvorimod udviklingen i Esbjerg og Kolding på linje med Randers og Vejle synes mere uklar.

For regionerne gælder det ligeledes, at vi i den første del af dataserien observerer et uklart mønster i vendepunkterne, ligesom vendepunkterne i 1986 og 1993 sker mere eller mindre simultant. Ser vi på de seneste år, så ser det på regionsniveau ud til, at Region Hovedstaden først når vendepunktet

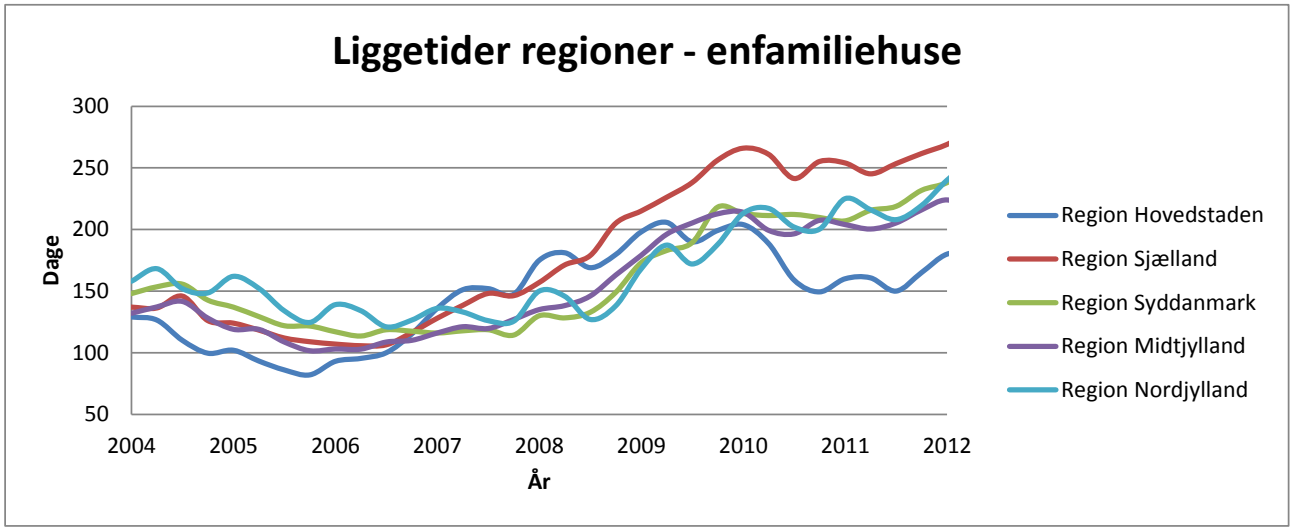
ved finanskrisen indtræffen. Herefter følger Region Sjælland et halvt år senere, imens de øvrige regioner kommer yderligere et halvt til et helt år senere.

I de seneste år har vi således indikationer på, at særligt København og Roskilde kan have tendens til at nå permanente vendepunkter før de andre byer. Ligeledes kan vi for regionerne observere, at Region Hovedstaden og Region Sjælland havde vendepunkter i realboligprisudviklingen før de andre regioner. Over hele perioden fra 1974 til 2011 er det derimod svært at konstatere andet, end at udsvingene er markant større i Region Hovedstaden og Region Sjælland, hvis vi kigger på regionerne, og for byernes vedkommende er det samme tilfældet for København, Århus og Roskilde. Her kan vi i øvrigt sammenligne med en af undersøgelserne af det britiske boligmarked, hvor Holly, Pesaran og Yamagata viser den reale prisudvikling i Storbritannien. Her ses det, at priserne i London og Sydøstengland ligger betydeligt højere end i det øvrige Storbritannien (Holly, et al., 2011). Realprisudviklingen er dog nogenlunde ens for regionerne, hvis der ses bort fra Skotland. Der er altså ikke helt det samme mønster som i Danmark, hvor realprisudviklingen er ret forskellig fra område til område. Havde vi fjernet København fra undersøgelsen, kan man dog med tilnærmelse se en udvikling for områderne, der er nogenlunde sammenlignelig med udviklingen i Storbritannien.

5.2 Udviklingen i boligernes liggetider

En anden ting, der kan være interessant i forhold til ripple-effekt, er den liggetid, de handlede boliger har været til salg. Her er det en plausibel antagelse, at lange liggetider ofte vil forekomme i perioder, hvor der konstateres prisfald, ligesom liggetiderne ofte er korte, når der er opsving i økonomien. Kan der konstateres ændringer i liggetiderne i et område før et andet, så kan der måske ligge en ripple-effekt bag. Vi vil derfor ligesom med udviklingen i boligpriserne forsøge at foretage en analyse af liggetiderne. Vi har for liggetiderne data fra 2004 og frem, og resultaterne for regionerne ser således ud:

Figur 5.6: Udviklingen i liggetider for enfamiliehuse på regionsniveau 2004-2012, sæsonkorrigeret.

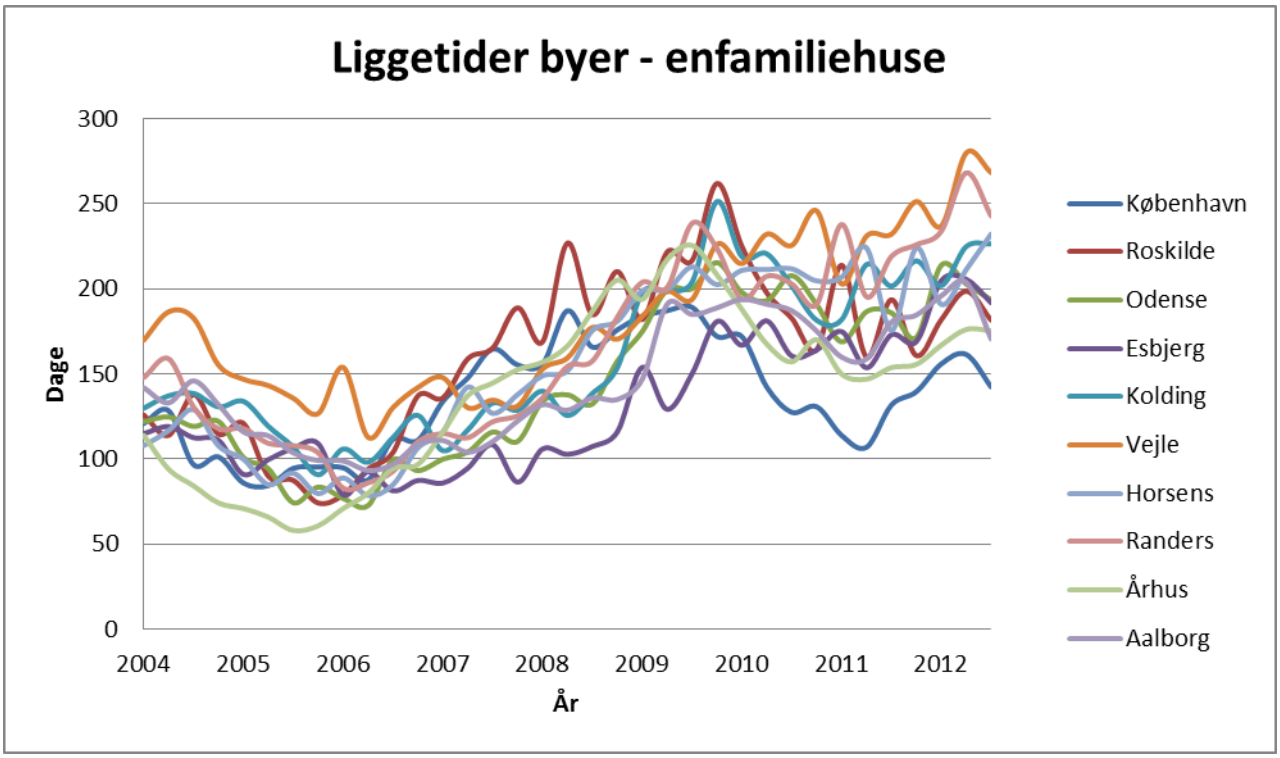


Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Vi kan se, at Region Hovedstaden ligger lavest i perioden frem til midten af 2006, hvorefter liggetiderne i en periode på godt et år faktisk ligger højest af alle regionerne. Da den værste del af finanskrisen er overstået, bevæger liggetiderne i Region Hovedstaden sig igen nedad, og fra 2010 er liggetiderne klart den laveste for regionerne. Vi kan derudover se, at Region Hovedstaden er den første region, der oplever stigende liggetider i perioden omkring 2006, og samtidig er den blandt de regioner, der først viser tegn på faldende liggetider i perioden omkring 2010. Det kan være en indikation på en ripple-effekt med udgangspunkt i Region Hovedstaden. Udviklingen bekræfter i øvrigt antagelsen om, at der i de økonomisk gode tider er korte liggetider, og at der i økonomiske nedture er lange liggetider. Disse observationer stemmer overens med det, vi har set i boligprisudviklingen, hvor Region Hovedstaden ligeledes først nåede vendepunktet omkring finanskrisen.

Går vi niveauet længere ned til de ti største danske byer, så får vi et billede, der på mange måder afspejler udviklingen i regionerne. Nedenstående fremstilling er baseret på liggetiderne for enfamiliehuse:

Figur 5.6: Udviklingen i liggetider for enfamiliehuse på byniveau 2004-2012, sæsonkorrigeret.

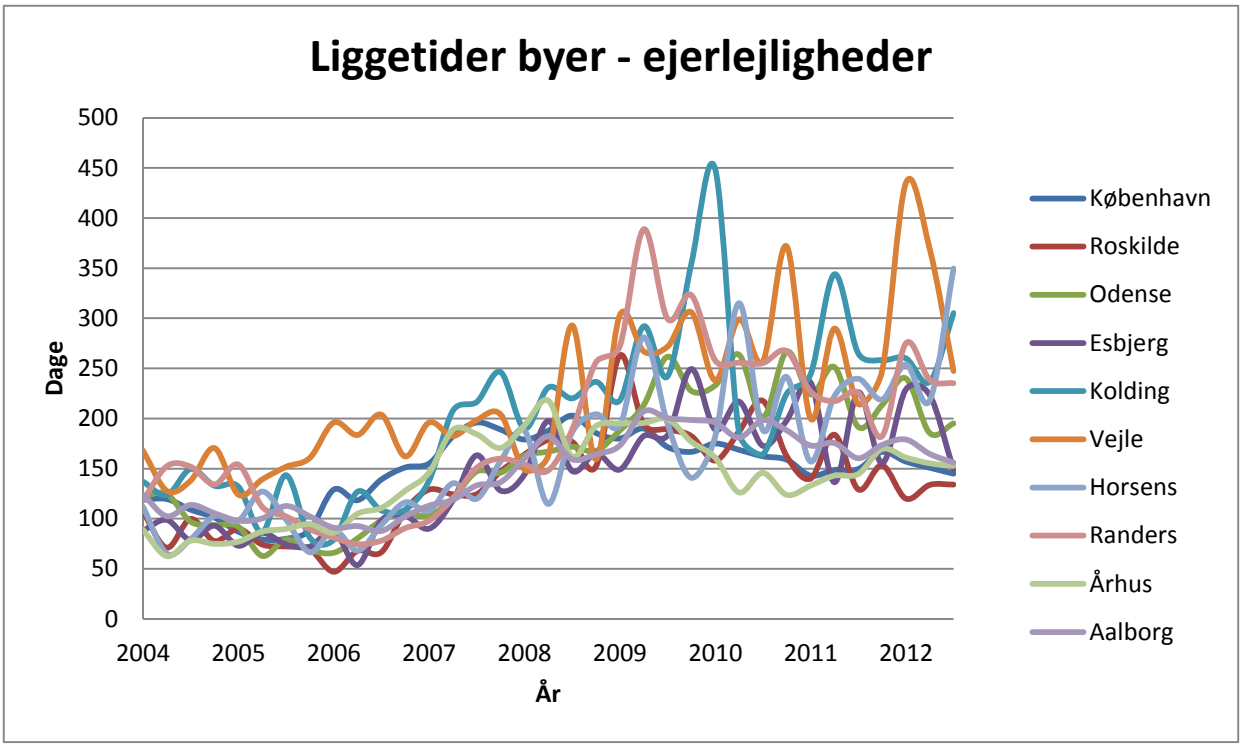


Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Starter vi med de nuværende liggetider, så kan man hurtigt observere, at det er de største danske byer, der har de korteste liggetider. Det er således klart København, der ligger nederst på grafen, hvorefter Aalborg og Århus – Danmarks fjerde- og andenstørste by – følger efter. Om end det ikke fremgår helt tydeligt i illustrationen, så kan vi ved at nærlæse tallene bag se, at København og Århus er de første byer til at nå deres minimale niveau i hhv. andet kvartal 2005 og tredje kvartal 2005 (se Excel-bilaget *Datagrundlag RKR – byer og lejligheder liggetider/Ln hus*). De øvrige byer når deres minimale niveau med et lag på op til et år. Derudover kan vi også se, at København når sit toppunkt i første kvartal 2009, hvilket er klart tidligere end de øvrige byer i undersøgelsen. Det indikerer altså, at en ripple-effekt kan udspringe fra København. Pga. sæsonudsvingene er det dog vanskeligt at bestemme vendepunkterne med nøjagtighed.

Ser vi på byernes udvikling i liggetiderne for ejerlejligheder, så får vi følgende resultater:

Figur 5.7: Udviklingen i liggetider for ejerlejligheder på byniveau 2004-2012, sæsonkorrigeret.



Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Ligesom for enfamiliehuse, så er der for lejlighederne ikke tydelige tendenser på, hvilke byer der først når vendepunkterne i liggetiderne. Det ser altså umiddelbart ikke ud til, at liggetiderne kan bruges til at identificere evt. ripple-effekter. Det vil undersøgelsen dog give nærmere svar omkring.

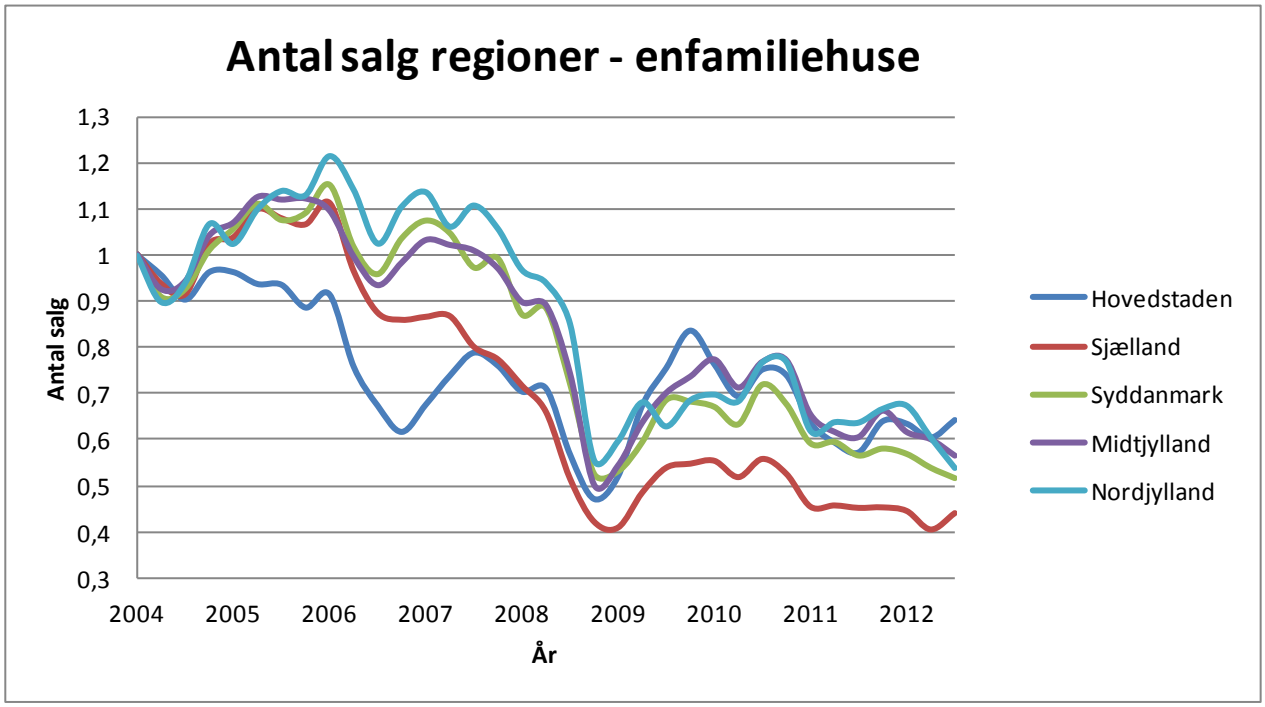
5.3 Udviklingen i antal boligsalg

Antallet af salg bør i høj grad kunne aflæses ud fra liggetiderne, således at lange liggetider er ensbetydende med et lavt antal salg, og at korte liggetider omvendt er ensbetydende med et stort antal salg. Der er naturligvis særligt en ubekendt i den antagelse, nemlig antallet af boliger til salg. Men alt andet lige, så må et stort antal salg betyde, at boligerne ligger kortere tid på markedet. Derudover må det antages, at der sælges flest boliger i de gode tider, hvor vi ser prisstigninger på boligerne. Det er bl.a. ud fra devisen, at folk er mere tilbøjelige til at realisere en gevinst, end de er til at realisere et tab (Kahneman & Tversky, 1979). I forlængelse heraf, så er der også tilfælde, hvor folk ganske enkelt ikke har råd til at reducere salgsprisen grundet gældens størrelse i boligen, hvilket vil medføre, at disse boliger er prisfastsat for højt, og derfor risikerer både lange liggetider og slet ikke at blive solgt. Den sidstnævnte påvirker således direkte antallet af solgte boliger. Ud fra

ovenstående må udviklingen for antallet af salg i nogen grad være modsatrettet udviklingen i liggetider. Vi har valgt at benytte den samme datakilde for antal boligsalg som for liggetiderne, da vi på denne måde bedre kan sammenholde udviklingen i de to dataserier. Vi sår således bort fra SKATs publikationer, hvor vi har halvårlige data fra 1974.

Ser vi først på regionerne, så har udviklingen i antal boligsalg for perioden fra 2004 til 2012 set således ud:

Figur 5.8: Udviklingen i antal salg for enfamiliehuse på regionsniveau 2004-2012, sæsonkorrigeret, indeks (2004=1).



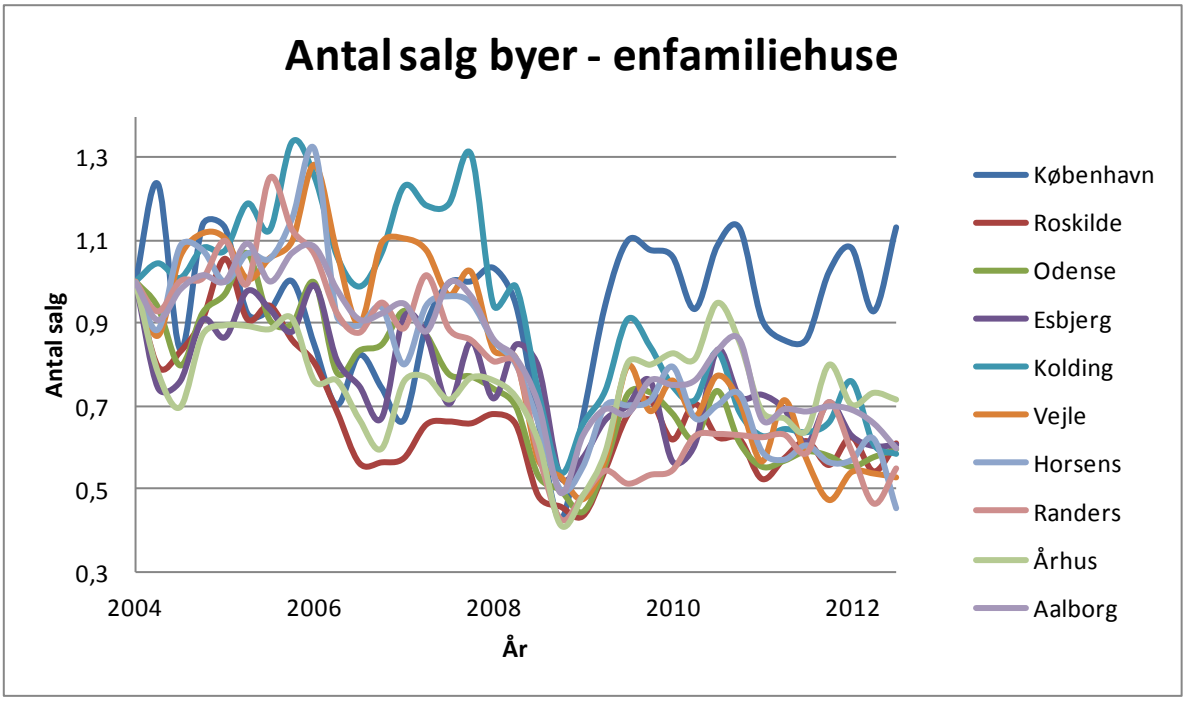
Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Her kan vi se, at udviklingen i Region Hovedstaden er meget forskellig fra de øvrige regioner i særligt de tidlige år på grafen. For alle fem regioner kan der observeres et fald i antal boligsalg i starten af 2004, men hvor Region Hovedstaden fortsætter ned, så kan vi se, at de fire øvrige regioner stiger betragteligt frem til 2006. I 2. kvartal 2006 er der en simultan nedgang i antallet af salg, men hvor Region Hovedstaden fortsætter nedad resten af 2006, så er der i Region Midtjylland, Region Syddanmark og Region Nordjylland optur i antallet af boligsalg i sidste kvartal af 2006. For Region Sjælland ser vi en relativt flad udvikling. I 2007 ser vi igen Region Hovedstaden bevæge sig modsat de øvrige regioner, hvor der observeres et fald. Herefter ser vi i midten af 2008 et mere eller mindre simultant fald, der dog er mindst markant i Region Hovedstaden, hvilket er ensbetydende med, at alle de fem regioner i de fire år fra 2004 til 2008 rammer nogenlunde samme sted på indekset, hvilket indikerer, at der kan eksistere en langsigtsligevægt. Der er dog ikke de store

indikationer på en ripple-effekt, da regionerne i høj grad bevæger sig simultant, hvis vi ser bort fra Region Hovedstaden, der i nogen grad har sin egen udvikling i den første halvdel af dataserien. De sidste fire år kan vi observere, at udviklingen har været nogenlunde identisk i alle regionerne, hvis vi ser bort fra Region Sjælland, der ikke helt oplever de samme positive sving som de andre regioner, og i øvrigt ser ud til at reagere et kvartal senere. De øvrige fire regioner stiger i 1. kvartal 2009 og falder i 1. kvartal 2010, hvor de tilsvarende vendepunkter først indtræffer en periode senere i Region Sjælland. Hvis vi opsummerer, så er der altså indikationer på en langsigtsligevægt imellem regionerne, imens en ripple-effekt er vanskeligere at få øje på.

For byerne ser udviklingen i antallet af salg for enfamiliehuse således ud:

Figur 5.9: Udviklingen i antal salg for enfamiliehuse på byniveau 2004-2012, sæsonkorrigeret, indeks (2004=1).



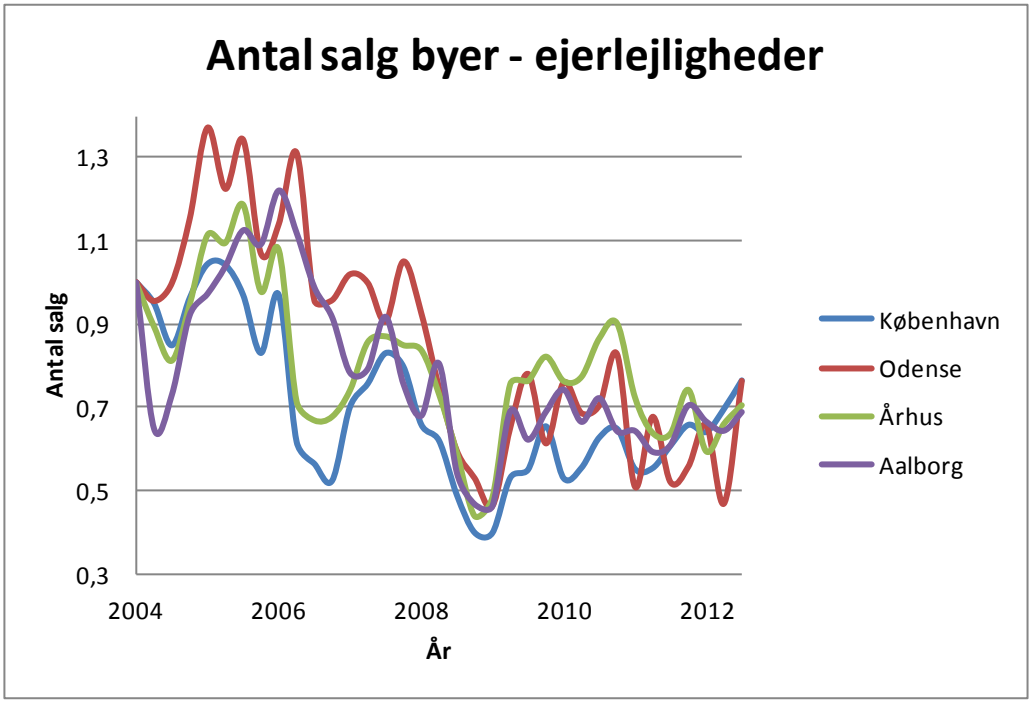
Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Vi kan hurtigt se, at København har en anderledes udvikling, end tilfældet er for de øvrige byer. I starten af 2004 bevæger København sig i den modsatte retning af stort set alle de andre byer, ligesom den positive udvikling fra 2009 adskiller sig markant fra de andre byer. Derudover kan det godt se ud til, at langt de fleste af byerne har en langsigtsligevægt, og kigger vi på slutpunkterne, så er der kun en betydelig afvigelse for København, Århus og til dels Horsens. Herudover kan vi se, at byerne falder mere eller mindre simultant i 2. og 3. kvartal 2008, ligesom opsvinget sker samtidig i 1. og 2. kvartal 2009. Vi kan altså ikke konstatere tydelige tegn på ripple-effekter i antal salg af

enfamiliehuse i byerne. På den anden side ser det ud til, at i hvert fald København afviger fra en langsigtsligevægt.

Går vi videre til ejerlejlighederne, så har vi for alvor et problem med antallet af salg på byniveau. Da der vil ske for voldsom en procentvis ændring ved blot en lille forskydning af antal salg, hvis antallet er for lavt, så mener vi, det er nødvendigt at frasortere byerne med de laveste antal salg i forhold til den senere undersøgelse. Vi har derfor valgt kun at inddrage de fire største danske byer København, Århus, Odense og Aalborg. Her er det særligt nyttigt med en indekseret udvikling, da størrelsesforskellen på antallet af salg imellem byerne ellers udvisker udviklingen i Århus, Odense og Aalborg. Fra en nærmest utydelig udvikling på de numeriske værdier, så kan man i nedenstående graf nu se, at Odense pludselig har markante svingninger, men det skyldes til dels, at antallet af salg er markant lavere der, end det er i de andre tre byer. Det understøtter således vores fravalg af de resterende seks byer.

Figur 5.10: Udviklingen i antal salg for ejerlejligheder på byniveau 2004-2012, sæsonkorrigeret, indeks (2004=1).



Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Ser vi på udviklingen fra 2004 og frem til 2005, så er det præget af nedgang det første halve år, og en opgang i det sidste halve år for alle de fire byer. Der er dog stor forskel på størrelsen af udsvingene, da det for Odense er en relativt svag nedgang, imens den er meget voldsom særligt i Aalborg. Det ser dog ud til, at det er i netop Aalborg og Odense i 2. kvartal 2004, at opgangen i

antal salg først observeres, hvor København og Århus først følger kvartalet efter. Til gengæld er det i Århus og København, at vi for alvor kan se faldet i 2. kvartal 2006, hvilket ligner en hurtig og umiddelbar reaktion på finanskrisen, hvor reaktionen fra særligt Aalborg er mere træg. Det stemmer helt overens med boligprisudviklingen i Figur 5.1, hvor vi også kunne se, at København først reagerede på boligpriserne, og at Aalborg kom noget senere. I den sammenhæng kan vi også observere, at opgangen i udviklingen også ses først i København og Århus i 1. kvartal 2007, imens Aalborg først reagerer et til to kvartaler senere. Det er lidt sværere at sætte Odense ind i sammenligningen for denne periode, da byen har en nogenlunde jævn udvikling. Herefter ser vi et nogenlunde simultant knæk i kurverne i 2. og 3. kvartal 2007. Herfra falder antallet af salg frem til 4. kvartal 2008, hvor der kan konstateres en stigning i Århus, der først følges op af de tre øvrige byer kvartalet efter. De sidste illustrerede år frem til 2. kvartal 2012 er relativt svære at konkludere på, da det ser ud til, at antallet af salg har fundet et nogenlunde stabilt niveau, der dog ligger markant under udgangspunktet i 2004.

6. Undersøgelsesdesign

Vi vil i det følgende afsnit præsentere de metoder, vi har valgt til at undersøge, om der findes ripple-effekter på det danske boligmarked. Metoderne er valgt med udgangspunkt i litteraturstudiet (se tabel 2.1), og fokus vil således være på stationaritet, kointegration og kausalitet.

6.1 Stationaritet

Stationaritet er et begreb, der anvendes inden for statistik. Overordnet handler det om, hvorvidt de bagvedliggende egenskaber for en given stokastisk proces er udsat for ændringer. Såfremt de ikke er udsat for ændringer, så må dataoutputtet forblive det samme (Patterson, 2012). Det er blevet anført, at langt hovedparten af finansielle tidsserier ikke er stationære, da der er trend i tallene. Normalt kan man få en indikation af, hvorvidt der er tale om stationaritet blot ved grafisk at iagttage tidsserien. Er der tale om en op- eller nedadgående trend, så er der ikke tale om stationaritet, hvorimod der oftest er stationaritet, hvis tidsserien svinger omkring en konstant middelværdi med en nogenlunde konstant varians. For tidsserier, der har en naturligt sammenfaldende udvikling med tiden, kan man dog korrigere dataserien for dette.

Man taler om stationaritet af forskellige ordener. Er en dataserie stationær i 0. orden, udtrykt *I(0)*, så vil man kunne forudsige værdien i tidspunkt t på baggrund af værdien i tidspunkt t_0. Er tidsserien ikke-stationær i 0. orden, kan der undersøges for stationaritet af en højere orden, udtrykt *I(d)*, hvor d angiver ordenen. Når vi kigger på stationaritet i 1. orden, tager vi udgangspunkt i udtrykket $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$. 1. orden er altså differensen imellem y_t og y_{t-1}. Her undersøger vi så, om Δy_t er stationær; altså om den følger en *I(1)* proces. Er dette tilfældet, siges det, at y_t er stationær i 1. orden, I(1) (Davidson & MacKinnon, 2004). Ligeledes er 2. orden udtrykt som $\Delta\Delta y_t = \Delta y_t - \Delta y_{t-1}$. Det er blevet anført, at majoriteten af økonomiske og finansielle tidsserier kan udtrykkes ved en *I(1)* proces (Brooks, 2002). Dette er i overensstemmelse med resultaterne fra tidligere undersøgelser omkring ripple-effekt, hvorfor det også er, hvad vi forventer at finde.

Man kan definere stationaritet på flere forskellige måder. Chris Brooks definerer det som en tidsserie med konstant middelværdi, konstant varians og konstant autokovarians for enhver lagperiode (Brooks, 2002). Der er her tale om den såkaldte svage stationaritet. Stationaritet er et vigtigt begreb, der yder stor indflydelse på en dataseries opførsel og egenskaber. Tager vi udgangspunkt i boligmarkedet, så vil et givent chok på boligmarkedet over tiden blive udlignet, hvis der er tale om en stationær tidsserie. Såfremt der er tale om en ikke-stationær tidsserie, vil et chok derimod blive gemt i dataseriens hukommelse, således at chokket har permanent indflydelse på boligmarkedet. I forbindelse med videre undersøgelser er det desuden yderst relevant at kunne

bestemme om tidsserien er stationær, da det har stor betydning for designet af undersøgelsen fremadrettet. Da vi forventer, at hovedparten af vores datatidsserier følger en *I(1)* proces, vil alternative behandlinger af hensyn til opgavens omfang blive udeladt.

I forhold til vores undersøgelse, så er stationaritetsbegrebet væsentligt i forbindelse med kointegrationen af dataserierne. Benytter man dataserier, der er stationære i 0. orden, I(0), i en kointegrationstest, får man et misvisende resultat. To helt uafhængige dataserier vil således kunne få et resultat, der peger i retning af kointegration. Tager vi f.eks. to åbenlyst uafhængige tidsserier, der tilfældigvis kunne være stationære; *antal blomster i haven* og *antallet af regeringsforslag*, så vil spørgsmålet om stationaritet blive tydeligt. Den klare forventning ville jo være, at korrelationen $\rho = 0$, men er der tale om meget stationære tidsserier med en trend, så ville resultatet nærmere være $\rho = -1$ eller $\rho = 1$. Indeholder en undersøgelse på denne måde tidsserier, der er stationære i 0. orden, så er det ikke umiddelbart muligt at undersøge, hvorledes disse serier kointegrerer indbyrdes. Vores undersøgelse er således afhængig af, at tidsserierne ikke følger en *I(0)* proces.

For at undersøge hvorvidt der er tale om stationære tidsserier, benytter vi Dickey-Fullers unit root test. Unit root er et begreb indenfor økonometri, der ligger uden for denne undersøgelses område. For mere omkring Unit root; se Karry Pattersons *Unit Root Test in Time Series Volume 1 – Key Concepts and Problems.* Hypotesetesten går i al sin enkelthed ud på at undersøge for eksistensen af en unit root, og ser således ud:

H_0: Serien indeholder en unit root.

H_1: Serien er stationær.

I sin mest enkle form handler Dickey-Fuller testen nu om udtrykket;

$$y_t = \phi y_{t-1} + u_t, \tag{6.1}$$

hvor u_t er fejlledet – ofte udtrykt ved ε.

Nulhypotesen er nu, at $\phi = 0$. Ved at fratrække y_{t-1} på begge sider af lighedstegnet fås nu følgende udtryk;

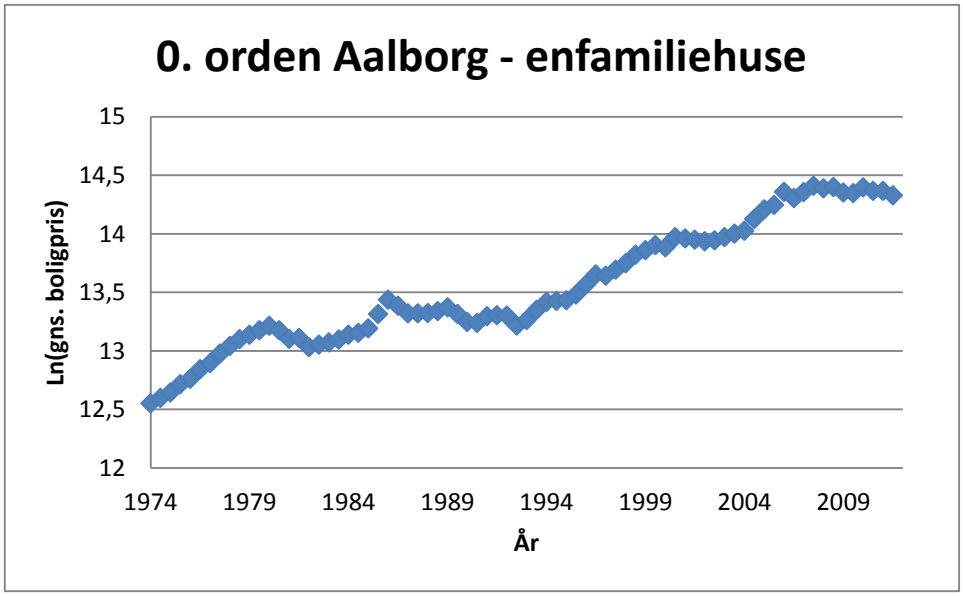
$$\Delta y = \psi y_{t-1} + u_t \tag{6.2}$$

Her optræder ψ som $\phi - 1$, og man skal nu teste for, om $\psi = 1$. Såfremt dette er tilfældet, indeholder tidsserien en unit root, og den er således ikke stationær i 0. orden. Der er altså ikke tale om en *I(0)* proces. Modellen har dog den klare begrænsning, at den ikke tager højde for, om der i tidsserien findes et skæringspunkt eller en tidsdimension. Tidsdimensionen kommer til udtryk ved at datasættet bliver systematisk påvirket i takt med tiden, *t*. Med udgangspunkt i den nominelle prisudvikling er det således naturligt, at inflationen vil medføre stigende værdier. Skæringspunktet er nødvendigt, såfremt udgangspunktet for tidsdataserien ikke starter i 0. I forhold til vores dataserie er boligprisernes værdi i 1974 udgangspunktet. Da disse priser er forskellige fra 0, er det nødvendigt at tilføje en skæring. Hvis dette er tilfældet, kan modellen udtrykkes på følgende måde;

$$\Delta y = \psi y_{t-1} + \mu + \lambda t + u_t, \tag{6.3}$$

hvor μ udtrykker skæringen og λ udtrykker tidsfaktoren. Man kan nu vælge at undersøge et datasæt, hvor man udelukkende forventer en skæring, $\lambda = 0$, eller et datasæt, hvor man både forventer skæring og tidsdimension $\mu \neq 0$ *og* $\lambda \neq 0$. I forhold til vores opgave er det forventeligt, at der findes en klar tidsdimension, da de numeriske huspriser er mangedoblet i takt med inflationen. Det er derfor oplagt, at vi benytter os af det sidste udtryk. Vi har i denne opgave valgt at benytte os af den naturlige logaritme, ln, til dataseriernes værdier. Det har den forklaring, at $\Delta y = ln(y_t) - ln(y_{t-1})$ dermed kan fortolkes som den procentvise ændring imellem værdierne y_t og y_{t-1}. Undersøger vi en tilfældig dataserie – i det følgende eksempel byserien Aalborg – bliver tidstrenden tydelig:

Figur 6.1: Udviklingen i den naturlige logaritme til boligprisudviklingen for enfamiliehuse i Aalborg, 1974-2011



Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg".

Det ses, at der tilnærmelsesvis må findes en positiv lineær sammenhæng imellem ln til den gennemsnitlige boligpris og tiden. De gennemsnitlige priser går fra 282.884 kr. i 1974 i første halvår til 1.655.131 kr. i andet halvår i 2011. Vi benytter nu Excel til at foretage regressionen med skæring og tidsdimension, og opnår følgende regressionsoutput;

Tabel 6.1: Exceloutput til test for stationaritet i 0. orden med tidstrend for enfamiliehuse i Aalborg, 1974-2011.

Regressionsstatistik					
Multipel R	0,223677977				
R-kvadreret	0,050031837				
Justeret R-kvadreret	0,023643833				
Standardfejl	0,048030228				
Observationer	75				
ANAVA					
	fg	*SK*	*MK*	*F*	*Signifikans F*
Regression	2	0,008747807	0,004373903	1,896006847	0,157588972
Residual	72	0,166097001	0,002306903		
I alt	74	0,174844808			
	Koefficienter	*Standardfejl*	*t-stat*	*P-værdi*	*Nedre 95%*
Skæring	-4,856146419	3,479255715	-1,395742888	0,167081378	-11,79191583
X-variabel 1	-0,074423394	0,042839674	-1,737253994	0,086618477	-0,159822722
X-variabel 2	0,002953834	0,002025625	1,458233399	0,149124716	-0,001084175

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg".

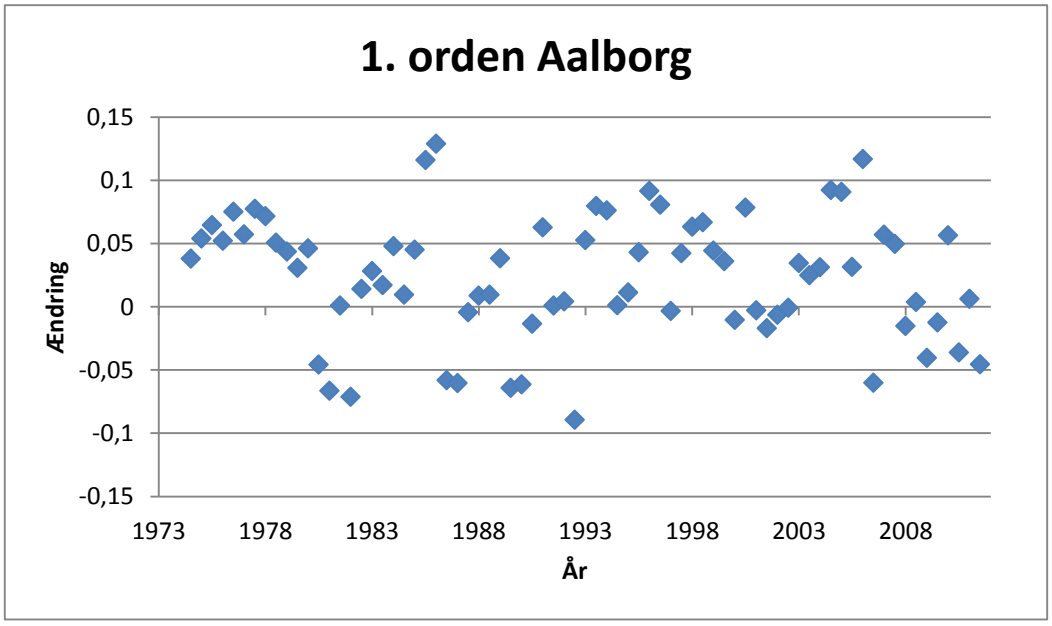
Tolkningen af dette output er ganske simpel. μ optræder her som skæringen, ψ svarer til x-variabel 1 og λ er x-variabel 2. Det næste interessante output er teststatistikken for ψ. Den beregnes på følgende måde;

$$Teststatistik = \frac{\hat{\psi}}{\widehat{SE(\hat{\psi})}} \tag{6.4}$$

Dickey og Fuller har lavet flere forskellige kritiske værdier i forbindelse med de forskellige anvendelsesmuligheder, modellen indeholder. Vi benytter imidlertid de originale værdier fra Fuller (Fuller, 1976). Da vores undersøgelse indeholder 74 observationer, så er den kritiske værdi ved et 10 % signifikansniveau -2,588, imens den ved et 1 % signifikansniveau kan aflæses til -3,520 for 0. orden uden tidsdimensionen. De samme kritiske værdier gør sig gældende ved 1. orden, hvor vi tester uden en tidsdimension. For 0. orden med tidsdimensionen kan de kritiske værdier aflæses til -3,163 og -4,087 ved hhv. 10 og 1 % signifikansniveau.

Det næste trin er nu at undersøge, om tidsserien er stationær i første orden – altså om der er tale om en *I(1)* proces. Den regresserede tidsserie er derfor Δy_t. Grafisk er den udtrykt på følgende måde;

Figur 6.2: Ændringen i den naturlige logaritme til boligprisudviklingen for enfamiliehuse i Aalborg, 1974-2011



Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg".

Tager vi udgangspunkt i illustrationen ovenfor, så er det vanskeligt at argumentere for, at der skulle eksistere en tidstrend i dette datasæt. I forhold til, at det netop illustrerer de procentvise

boligprisændringer, vil en tydelig trend være ensbetydende med, at aktivet vil være prisfastsat forkert, hvorfor brugen af en tidsvariabel blot vil gøre regressionen mindre valid. Vi er således af den opfattelse, at det i 1. orden ikke giver mening at teste for stationaritet med tidstrend. Det er ikke plausibelt, at tiden skulle kunne påvirke den procentvise udvikling i boligpriserne. Var dette tilfældet, så ville ændringen i boligpriserne gå mod uendeligt, hvilket ikke er realistisk.

Da vi som følge af udviklingen indenfor boligpriserne hovedsageligt har positive værdier for Δy_t, giver det i første omgang mening at benytte den Dickey-Fuller test, der tager højde for dette ved at inkludere konstanten μ. Resultatet af denne regression bliver således med Aalborg som eksempel;

Tabel 6.2: Exceloutput til test for stationaritet i 1. orden for enfamiliehuse i Aalborg, sæsonkorrigeret, 1974-2011.

	Koefficienter	*Standardfejl*	*t-stat*
Skæring	0,016082868	0,006136752	2,620746065
X-variabel 1	-0,702897452	0,113772783	-6,178080839

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg".

Det ses, at test-statistikken for ψ, X-variabel 1, bliver -6,178. Ved et signifikansniveau på 1 % og en stikprøvestørrelse på 50 angiver Fuller den kritiske værdi til at være -3,58. Dermed kan vi med meget stor sandsynlighed afvise H_0. Det betyder, at dataserien er konstant ved undersøgelsen af 1. orden. Sammenholdt med vores resultater omkring dataseriens 0. orden bliver resultatet, at dataserien Aalborg kan beskrives som en I(1) proces. Udbygger vi yderligere testen ved at inkludere tidsdimensionen, fås en værdi på -6,18 overfor en kritisk værdi på -4,15 på et 1 % signifikansniveau.

Et alvorligt problem ved den almindelige Dickey-Fuller test er dog, at der stilles en række krav til fejlledet, u_t. Et almindeligt statistisk begreb er, at der skal være tale om hvid støj. I denne type opgave er problemet ofte, at u_t er autokorreleret. Problemet opstår, når den afhængige variabel i regressionen, Δy_t, er autokorreleret. Er dette tilfældet kan *Augmented Dickey-Fuller* testen anvendes. Den ser i sin grundlæggende form ud på følgende måde;

(6.5)

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + \mu + \lambda t + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta y_{t-1} + u_t$$

I denne model er der tilføjet et ekstra led i forhold til den almindelige Dickey-Fuller model. Det ekstra led indeholder lagperioder. Vanskeligheden ved denne model er således at bestemme det

antal lags, *p*, der skal bruges. Benytter man for få lags vil der stadig være mulighed for autokorrelation, hvorimod et for stort antal lags vil betyde en øget standardfejl på de enkelte koefficienter. Chris Brooks anfører to metoder til at fastsætte antallet af lags. Den første metode, der kan anvendes, er *frequency of the data*. Vores datagrundlag bygger i første omgang på halvårlige observationer, så i dette tilfælde vil vi skulle indføre to lagperioder – bruger vi kvartårligt data, skulle vi i stedet benytte fire lagperioder osv. Vi vælger dog alternativet, som er det mere komplekse Information Criterion. Der er en lang række forskellige kriterier, men det ligger uden for denne opgaves rammer at give en præcis redegørelse for de forskellige metoders styrker og svagheder. Vi benytter således Schwarz Info Kriteriet (Schwarz, 1978), da dette er standardvalget i programmet E-Views, som vi vil benytte til udregninger i undersøgelsen. Vi er af den opfattelse, at dette valg spiller en mindre rolle, og det kan ved en hurtig stikprøve ses, at resultaterne af stationaritetstesten ligger i forlængelse af flere af de andre mulige kriterier, f.eks. Akaike Info Criterion og Hannan-Quinn Criterion. Anvendelsen af Augmented Dickey-Fuller i E-Views kan ses i Appendiks 6.1.

6.2 Kointegration

Eftersom formålet med hele undersøgelsen er at undersøge interaktionen områderne imellem, er det vigtigt at kunne fastslå, om der er kointegration. At der ikke er kointegration imellem to områder, det svarer til, at der ikke er nogen langsigtsligevægt for områderne. Resultatet er således, at to byer, såfremt de er kointegrerede, har en langsigtssammenhæng, der forhindrer dem i at drive fra hinanden permanent. Som vi senere vil beskrive, så influerer dette på valg af fremgangsmåde i forbindelse med den endelige test af ripple-effekter.

Da vi har en formodning om, at i hvert fald hovedparten af dataserierne følger en *I(1)* proces, og da vi samtidig - på baggrund af tidligere studier om ripple-effekt - har en formodning om, at nogle af serierne er kointegrerede, så er der flere forskellige metoder til at teste for dette (Brooks, 2002). I tidligere ripple-effektundersøgelser er særligt Engle-Granger og Johansens kointegrationstest benyttet, hvilket også er blandt de metoder Brooks anbefaler.

Engle og Grangers metode kan i det store hele udføres med udgangspunkt i det allerede præsenterede teoretiske framework. Johansens test er mere omfattende og benytter sig bl.a. af matrice udregninger. Da vi i denne opgave har valgt at benytte de økonometriske modeller som

hjælpeværktøjer og ikke som selve udgangspunktet for projektet, vælger vi derfor udelukkende at benytte Engle og Grangers metode.

Engle og Grangers metode blev præsenteret tilbage i 1987, og består af to trin (Engle & Granger, 1987). I det første sikrer man sig, at alle variabler er integrerede i første orden, *I(1)*. Hvis dette er tilfældet, benyttes OLS (Ordinary Least Squares) til at estimere en lineær regression af det følgende udtryk:

$$y(t) = \alpha + \beta x(t) + u(t), (t = 1 \dots . T) \tag{6.6}$$

Det andet trin er en undersøgelse af residualerne, *u(t)*. Foretager man en unit root test på disse, svarer nulhypotesen, H_0 - der findes en unit root, til at der ikke er tale om kointegration imellem *x(t)* og *y(t)*. Ligeledes indebærer alternativet, at $\hat{u}(t)$ kan beskrives ved en *I(0)* proces; altså at *x(t)* og *y(t)* er kointegrerede (Nachane, 2006). Af de forskellige tests for unit root vælger vi her, som anbefalet af Brooks (Brooks, 2002), at benytte ADF-testen med lagperioder givet ud fra Schwarz Info Criterion. De kritiske værdier er her de almindelige værdier fra Fullers artikel fra 1976. Vi er bevidste om, at denne metode er omdiskuteret, da den bl.a. ifølge Nachane har en tendens til at forkaste nulhypotesen for ofte. Dette skyldes, at en regression foretaget på baggrund af OLS netop er skabt ud fra et ønske om at minimere residualerne. Vi benytter igen E-Views til at foretage beregningerne. I appendiks 6.2 findes en specifik gennemgang af metoden.

6.3 Kausalitet

Formålet med kointegrationstestene var at undersøge de forskellige dataseriers langsigtsligevægte. For at undersøge de kortsigtede sammenhænge vælger vi at benytte Grangers kausalitetstest. Det er en hypotesetest, der har til formål at afgøre, hvorvidt en dataserie kan benyttes til at forudsige en anden dataserie. En dataserie, X, siges at være Granger-kausal med dataserien, Y, hvis det kan vises via t og F tests på forskudte værdier af X, at X giver statistisk signifikant information omkring fremtidige værdier af Y. Det er vigtigt, at de kombinerede dataserier alle er af samme orden, da modellen ellers ikke kan benyttes. Ligeledes skal der testes ved den orden, hvor dataserien er stationær. I vores dataserier vil det sige 1. orden. I udgangspunktet findes der to forskellige udgaver af modellen. Den ene benyttes, såfremt der ikke findes en langsigtsligevægt imellem dataserierne. Denne model er udtrykt nedenfor:

(6.7)

$$\Delta x(t) = \alpha + \sum_{j=1}^{L} a_j \, \Delta x(t-j) + \sum_{j=1}^{M} b_j \Delta y(t-j) + u(t)$$

L og *M* er her antallet af lagperioder for henholdsvis dataserierne X og Y. *u(t)* optræder som hvid støj. Hypoteserne, der opstilles, ser således ud:

H_0: y har på kort sigt ingen signifikant betydning for x; $b_1 = b_2 = b... = b_m = 0$.

H_1: y har på kort sigt signifikant betydning for x; $b_1 \neq b_2 \neq b... \neq b_m \neq 0$.

Til at teste denne hypotese benytter vi Wald testen. Denne test undersøger, om der er nogle af de uafhængige variabler i vores model, der kan undværes, uden at modellen ændrer karakter – altså om betaværdien for variablen kan antage værdien 0 (Tabachnick & Fidell, 2001). Vi tester altså for, om både b_1, $b_{2,...}$ og b_m har nogen betydning for modellen.

I forbindelse med prisudviklingen på boligmarkedet er tolkningen således, at prisændringer i et område på kort sigt har indflydelse på prisændringerne i et andet område, såfremt H_0 kan afvises. Der er altså tale om en ripple-effekt, hvor korte prischok forplanter sig fra et sted til et andet. Da vi ikke på forhånd ved, i hvilken geografisk retning disse prisbevægelser går, tester vi begge veje. Der vil altså både blive testet for, om Y påvirker X, og om X påvirker Y.

Hvor model 6.7 benyttes i det tilfælde, hvor der ikke er kointegration imellem dataserierne, så er det nødvendigt at tilføje et fejlkorrektionsled, hvis der skal testes på kointegrerede dataserier (Worthington & Higgs, 2003). Den udvidede model ses her:

(6.8)

$$\Delta x(t) = \alpha + \sum_{j=1}^{r} \psi \Theta_{t-1} + \sum_{j=1}^{L} a_j \, \Delta x(t-j) + \sum_{j=1}^{M} b_j \Delta y(t-j) + u(t)$$

Her er Θ_{t-1} selve fejlkorrektionen, imens ψ er den parameter, der udtrykker, at der er en signifikant langsigtsligevægt. Tolkningen af denne model er den samme som af modellen uden langsigts-ligevægt, men værdien ψ er vigtig, da den fortæller, om y påvirker x på lang sigt. Alternativt kan x påvirke y på lang sigt.

Ved anvendelse af multiple lineære regressioner er der en række krav til modellen, der skal overholdes, hvis resultaterne skal blive pålidelige. Det drejer sig om fravær af endogenitet, indflydelsesrige observationer, stærk multikollinearitet og autokorrelation. Herudover er der krav til, at fejlleddene er normalfordelte, at den afhængige variabel er *lineært* forbundet til de uafhængige samt tilstedeværelse af homoskedasticitet (Strubager & Sønderskov, 2011). Kravet om endogenitet er i forbindelse med undersøgelse for ripple-effekter vanskeligt. Hvis det er vist, at X påvirker Y med en lagperiode på en eller mere, så vil den afhængige variabel påvirke den uafhængige variabel, når man tester for, om Y påvirker X med en lagperiode med mere end en. Da vi netop har besluttet at teste i begge retninger, er dette en relevant problemstilling. Da vi har valgt at teste et stort antal dataserier, er der ikke fundet plads til en kvalitativ bedømmelse af hver enkelt model. Vi accepterer derfor den usikkerhed, der er forbundet med kravet om endogenitet. Forudsætningen om, at sammenhængen imellem den afhængige og de uafhængige variable er lineær, må vi godtage, såfremt vi ønsker at benytte modellen. Kravet om fravær af indflydelsesrige observationer synes overholdt. Der er i figur 6.1 således ikke tegn på, at der findes specielt ekstreme observationer. Vi undersøger ikke dataserierne nærmere for dette.

Når det kommer til, om der imellem de uafhængige variable findes stærk multikollinearitet, så er det et grundvilkår, at boligpriserne imellem byerne og regionerne i Danmark i nogen grad følger hinanden, således at der muligvis vil være en parvis korrelation imellem de forklarende variabler. Dette vi fører til, at t statistikken for de forklarende variable bliver mindre signifikant, da der er flere der kan forklare det samme. Denne problematik har vi dog, som tidlige beskrevet, løst ved at indføre et fejlkorrektionsled (se figur 6,8), så vi mener ikke, at dette er et problem i vores undersøgelse.

Begrebet autokorrelation dækker over, hvorvidt regressionernes fejlled u_t er uafhængigt af u_{t-1} – altså om fejlledet kan forudsiges på baggrund af tidligere fejlled. Er dette tilfældet opstår der en række problemer i forbindelse med modellens forklaringsgrader. $R^{2,}$ t- og F statistikker har således en tendens til at blive overvurderede, hvilket vil være en fejlkilde (Strubager & Sønderskov, 2011).

Der findes en række forskellige metoder til at undgå, at regressionerne bliver påvirket af en eventuel autokorrelation. En af metoderne er at anvende dataserier af en højere differens. Da Grangers kausalitetstest jo netop er af en form, hvor vi benytter første differencen imellem boligpriserne, vil problemet formodentligt være begrænset. Men for løbende at kontrollere modellerne, vælger vi at benytte Durbin-Watsons testmodel for autokorrelation (Brooks, 2002). Modellen er af følgende form:

(6.9)

$$d = \frac{\sum_{t=2}^{T}(\widehat{u_t} - \widehat{u_{t-1}})^2}{\sum_{t=2}^{T}(\widehat{u_t})^2}$$

Da $\sum \hat{u}_t^2$ og $\sum \hat{u}_{t-1}^2$ tilnærmelsesvis er lige store – særligt for tilpas store dataserier - må $\sum_{t=2}^{T}(\widehat{u_t} - \widehat{u_{t-1}})^2$ være lig 2*$\sum_{t=2}^{T}(\widehat{u_t})^2$, såfremt at fejlleddene ikke er korrelerede. Heraf følger, at *d* er lig 2 i dette tilfælde. Er fejlleddene perfekt korrelerede, må det gælde, at $\sum_{t=2}^{T}(\widehat{u_t} - \widehat{u_{t-1}})^2$ = 0, og dermed er *d=0*. Er dataserierne derimod perfekt negativt korrelerede, må d være lig 4 som en konsekvens af, at $(\widehat{u_t} - \widehat{u_{t-1}})$ = 2*$(\widehat{u_t})$. Det gælder således, at d ≈ 2*(1-p), hvor p er korrelationen. Vi tillægger således værdien af d ved alle Granger kausalitetstests for at undersøge, om autokorrelationen kan have indflydelse på resultatet.

Hvad angår de sidste to krav, normaltfordelte fejlled og homoskedasticitet, antager vi, at dette ikke er et problem for vores model. I den forbindelse kan vi nævne, at det ikke har været et tema for forfatterne, der er præsenteret i litteraturstudiet.

Når det kommer til at bestemme antallet af lagperioder, der skal indgå i modellen, så findes der ikke en generel måde at gøre det på. Optimalt set, så bør det være en vurdering fra model til model, hvor man sammenholder en række forskellige faktorer såsom forklaringsgrader, sund fornuft og forventninger. Undersøger vi således, hvorvidt der kan konstateres en Granger kausal sammenhæng fra Region København imod Region Nordjylland for SKATs halvårlige dataserier med fire lagperioder, får vi følgende output i E-Views:

Tabel 6.3: Regressionsoutput fra E-Views til undersøgelse for Granger-kausalietet fra Region Hovedstaden til Region Nordjylland. Gennemsnitspriser for enfamiliehuse, sæsonkorrigeret, 1974-2011.

Dependent Variable: NORDJYLLAND
Method: Least Squares
Date: 01/08/13 Time: 20:06
Sample (adjusted): 5 75
Included observations: 71 after adjustments
NORDJYLLAND = C(1)*NORDJYLLAND(-1) + C(2)*NORDJYLLAND(-2) + C(3)*NORDJYLLAND(-3) + C(4)*NORDJYLLAND(-4) + C(5) *HOVEDSTADEN(-1) + C(6)*HOVEDSTADEN(-2) + C(7) *HOVEDSTADEN(-3) + C(8)*HOVEDSTADEN(-4) + C(9)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.123664	0.166137	-0.744348	0.4595
C(2)	-0.221572	0.166788	-1.328469	0.1889
C(3)	-0.058670	0.171619	-0.341861	0.7336
C(4)	0.165766	0.166742	0.994150	0.3240
C(5)	0.490069	0.153740	3.187657	0.0022
C(6)	0.120958	0.172902	0.699572	0.4868
C(7)	-0.078443	0.165463	-0.474082	0.6371
C(8)	0.110339	0.146869	0.751270	0.4553
C(9)	0.008372	0.006290	1.331020	0.1881

R-squared	0.304628	Mean dependent var	0.021210
Adjusted R-squared	0.214902	S.D. dependent var	0.045057
S.E. of regression	0.039923	Akaike info criterion	-3.485734
Sum squared resid	0.098820	Schwarz criterion	-3.198915
Log likelihood	132.7436	Hannan-Quinn criter.	-3.371675
F-statistic	3.395107	Durbin-Watson stat	2.002597
Prob(F-statistic)	0.002707		

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg".

Her ses det i første omgang, at udviklingen i de tidligere perioder i boligpriserne for både Region Nordjylland og Region Sjælland blot kan forklare 30 % af variansen i boligprisudviklingen i Region Nordjylland. Endvidere ses det, at den eneste variabel, hvorfra t-statistikken er signifikant ved et 5 % signifikansniveau, er *Hovedstaden(-1)*. Ligeledes bør det også vurderes, om det er rimeligt, at der skulle kunne observeres en forsinket effekt, der strækker sig over to år. I dette tilfælde ville det således være fornuftigt at lave en ny model med en til to lagperioder og herefter undersøge denne for en kausal sammenhæng, da de fleste variabler i den præsenterede model blot optræder som støjkilder.

Da vi imidlertid har mange forskellige datakilder med op til 10 forskellige dataserier, hvor der skal testes for kausale sammenhænge i begge retninger, behøver vi et værktøj, der kan bestemme antallet af lagperioder for os. Da der som nævnt ikke er nogen "korrekt" statistisk metode, benytter vi Akaikes *Final Prediction Error(FPE)* (Akaike, 1970). Denne benyttes til at udvælge det korrekte

antal lags, da det er blevet vist, at den er effektiv, når det kommer til at bestemme et antal lags, hvorved man opnår signifikante resultater (Thornton & Batten, 1984).

Et væsentligt problem ved at anvende denne kvantitative metode er, at der ikke bliver taget hensyn til den enkelte models forklaringsgrad, realismen i antallet af lagperioder, eller hvorvidt den fundne kausale sammenhæng er positiv. Det kan således tænkes, at der i enkelte af vores mange kausalitetstests kan findes signifikant forklarende negative værdier for de testede variable. Et sådan resultat er således ikke, hvad vi søger, og det har intet med en ripple-effekt at gøre, men det vil stadig indgå som et resultat af undersøgelsen. Vi forventer dog, at det meget sjældent vil være aktuelt i vores undersøgelse. For en gennemgang af Granger-kausalitet i E-Views, se Appendiks 6.3.

7. Analyse af boligprisudviklingen

Som beskrevet i undersøgelsesdesignet, så består undersøgelsen af tre dele. Først er der en undersøgelse for stationaritet, hvor det er nødvendigt, at regioner og byer er stationære af samme orden, da det ellers ikke er muligt at foretage en kointegrationstest. Netop kointegrationstesten er anden del af undersøgelsen, og den har til formål at fastslå, hvorvidt der forefindes en langsigtsligevægt imellem to områder. Det er samtidig kointegrationstesten, der afgør hvilken model, der skal bruges i den tredje del af undersøgelsen. Den tredje del er den egentlige undersøgelse for ripple-effekt, og det er således den, der skal fastslå, om et område er styrende for et andet. Vi vil i første omgang se på de fem danske regioner, hvorefter vi vil lave en analyse på de ti største danske byer.

Vi har valgt at fastlægge signifikansniveauet til 5 %, og det vil således være den kritiske værdi ved dette niveau, der er afgørende for, hvorvidt vi konstaterer stationaritet i de forskellige ordener. Det samme niveau gør sig også gældende for kointegrations- og kausalitetstesten. Dermed ikke være sagt, at vi ikke skelner til signifikansniveauer på 1 og 10 %, hvor vi finder det relevant, men det vil altså være niveauet på 5 %, der er afgørende for vores konklusioner.

7.1 Analyse af regioner

Vi vil i dette afsnit analysere på fire forskellige dataserier. Først ser vi på SKATs halvårlige dataserier gående fra 1974 til 2011. Dette efterfølges af de kvartårlige dataserier fra Realkreditrådet og Danmarks Statistik fra 1992 til 2012. Afslutningsvis benytter vi igen SKATs halvårlige dataserier, men vi ser her kun på perioden fra 1992 og frem.

7.1.1 SKAT (1974–2011)

Som første led i undersøgelsen har vi Dickey-Fuller testen, der skal afgøre, hvorvidt dataserierne er stationære. På de halvårlige data fra SKAT fra 1974-2012 opnår vi følgende resultater i de fem danske regioner:

Tabel 7.1: Resultater af Dickey-Fuller test for 0. orden med og uden tidsdimension for regioner, enfamiliehuse 1974-2011, halvårlige observationer for gennemsnitspriser.

Region	0. orden uden tidsdimension.	0. orden med tidsdimension
Region Hovedstaden	-1,064	-1,243
Region Sjælland	-1,409	-1,521
Region Syddanmark	-1,692	-1,917
Region Midtjylland	-1,213	-1,718
Region Nordjylland	-1,436	-2,017

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg"

Da den kritiske værdi ved et 10 % signifikansniveau er på -2,588, så kan vi hurtigt konstatere, at vi for ingen af regionerne kan afvise eksistensen af en unit root *(H_0)* i 0. orden – hverken med eller uden en tidsdimension. Dette er helt på linje med vores forventninger, da hovedparten af finansielle tidsserier følger en *I(1)* proces, hvilket vil sige, at de er integrerede af 1. orden.

Ved et 1 % signifikansniveau er den kritiske værdi -3,520, så hvor der ikke er stationaritet i 0. orden, så ser vi til gengæld, at det for alle regioner er gældende, at værdien ved 1. orden ligger under den kritiske værdi, således at H_0 kan afvises. For 1. orden testes som beskrevet i undersøgelsesdesignet uden hensyn til en tidsdimension.

Tabel 7.2: Resultater af Dickey-Fuller test for 1. orden for regioner, enfamiliehuse, 1974-2011, halvårlige observationer for gennemsnitspriser.

Region	1. orden
Region Hovedstaden	-3,979
Region Sjælland	-4,868
Region Syddanmark	-5,037
Region Midtjylland	-5,612
Region Nordjylland	-5,978

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg"

Det betyder altså, at alle regionernes dataserier med meget stor sandsynlighed er stationære i 1. orden. Dette er også, hvad vi umiddelbart kunne forvente, da det som sagt er tilfældet for langt hovedparten af finansielle tidsserier.

Som tidligere beskrevet, så lider den klassiske udgave af Dickey-Fuller testen af et problem, hvad angår fejlledet. Vi vil derfor foretage en Augmented Dickey-Fuller test (ADF). De kritiske værdier for ADF-testen er de samme som for den almindelige Dickey Fuller. Vi benytter programmet E-Views til at foretage beregningerne (se Appendiks 6.1), og resultatet kan ses i nedenstående tabel:

Tabel 7.3: Resultater af Augmented Dickey-Fuller test for 0. og 1. orden for regioner, enfamiliehuse 1974-2011, halvårlige observationer for gennemsnitspriser.

Region	0. orden med tidsdimension	1. orden
Region Hovedstaden	-2,521577	-3,978921
Region Sjælland	-2,428227	-4,867501
Region Syddanmark	-2,441402	-5,037349
Region Midtjylland	-2,171373	-5,612084
Region Nordjylland	-2,331763	-5,977773

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg"

Vi kan tydeligt se, at resultaterne ændrer sig, men vi kan igen konstatere, at ingen af regionerne kan afvise H_0 - altså eksistensen af en unit root – ved et 5 % signifikansniveau, hvor den kritiske værdi er -3,47. Der er altså ikke stationaritet af 0. orden. Kigger vi på 1. orden, så kan vi ligesom i den almindelige Dickey-Fuller test afvise H_0, hvilket vil sige, at der er stationaritet af 1. orden, *I(1)*. Fremadrettet vil vi udelukkende benytte os af ADF-testen, da denne jævnfør undersøgelsesdesignet har bedre egenskaber end den almindelige Dickey-Fuller test. Med de ovennævnte resultater er vi nu klar til at foretage en kointegrationstest af dataserierne.

Hvis vi ser på resultaterne af kointegrationstesten, så kan vi se, at der er flere regioner, der er kointegrerede. De kritiske værdier er hhv. -3,524 og -2,902 ved et 1 og 5 % signifikansniveau. Felterne markeret med grøn illustrerer de kointegrationer, der kan konstateres ved et 1 % signifikansniveau, imens felterne markeret med orange viser kointegrationer ved et 5 % signifikansniveau i tabellen nedenfor. Den hvide baggrund er således ensbetydende med, at der ikke kan konstateres kointegration imellem områderne. Samme farvekoder gør sig gældende, når resultaterne fra kausalitetstestene vises. Den røde markering, der kan findes i nogle af kausalitetstabellerne, indikerer dobbeltkausale sammenhænge imellem områderne.

Tabel 7.4: Resultater af Engle & Grangers kointegrationstest for regioner, enfamiliehuse 1974-2011, halvårlige observationer for gennemsnitspriser.

Kointegration regioner				
Regioner	**Region Hovedstaden**	**Region Midtjylland**	**Region Nordjylland**	**Region Sjælland**
Region Midtjylland	-1,979			
Region Nordjylland	-2,632	-3,400		
Region Sjælland	-3,875	-1,884	-2,379	
Region Syddanmark	-3,055	-4,880	-1,868	-2,705

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg"

Vi ser altså, at den stærkeste forbindelse findes imellem Region Syddanmark og Region Midtjylland, men også Region Hovedstaden og Region Sjælland er kointegrerede ved et 1 % signifikansniveau. Kendetegnende for begge de to kombinationer er, at det er regioner, der grænser op til hinanden. Ved et 5 % signifikansniveau finder vi kointegration imellem Region Midtjylland og Region Nordjylland, hvilket også er geografisk forbundne regioner. Der er altså tegn på, at geografien spiller en væsentlig rolle i forhold til samspillet med en langsigtsligevægt i boligpriserne i Danmark. Endelig, så er Region Hovedstaden og Region Syddanmark også forbundne ved et 5 % signifikansniveau, og dette er således den eneste kombination af kointegrerede regioner, hvor de ikke grænser op til hinanden. I den anden ende af spektret, hvor de mindst kointegrerede regioner befinder sig, finder vi Nordjylland-Syddanmark, Hovedstaden-Midtjylland og Midtjylland-Sjælland; alle kendetegnet ved geografisk adspredelse.

Det sidste step i analysen er at teste for en kausal sammenhæng imellem områderne. Som beskrevet i undersøgelsesdesignet kan der sagtens være kausalitet i prisudviklingen imellem to områder, uden der er konstateret kointegration. Der benyttes dog forskellige formler afhængig af resultatet af kointegrationstesten. Resultaterne af kausalitetstesten kan ses i tabellen nedenfor. Værdierne angiver hvor stor usikkerhed, der er på de kausale sammenhænge. Det betyder, at den maksimale værdi er 1, hvilket er ensbetydende med, at der med 100 % sikkerhed ikke er en kausal sammenhæng. Modsat, så angiver en værdi på under 0,01, at der ved et 1 % signifikansniveau er en kausal sammenhæng fra et område til et andet.

Tabel 7.5: Resultater af Granger kausalitetstest for regioner, enfamiliehuse 1974-2011, halvårlige observationer for gennemsnitspriser.

→→→→→	Hovedstaden	Sjælland	Syddanmark	Midtjylland	Nordjylland
Region Hovedstaden		0,3828	0,0683	0,0028	0,0081
Region Sjælland	0,6385		0,0186	0,0013	0,0002
Region Syddanmark	0,2384	0,3438		0,0249	0,0001
Region Midtjylland	0,3611	0,7701	0,4534		0,0001
Region Nordjylland	0,1453	0,8108	0,5259	0,0477	

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg"

Tager vi først udgangspunkt i Region Hovedstaden, så kan vi se, at der er kausalitet gående i retning af Region Nordjylland og Region Midtjylland, hvilket er ensbetydende med, at udviklingen i boligpriserne i Region Hovedstaden er styrende for de to regioners boligprisudvikling. For begge ripple-effekter kan det konstateres ved et 1 % signifikansniveau. Der er altså den stærkeste påvirkning på de to fjernest liggende region, imens der ikke er tegn på kausalitet på den geografisk nærmeste region, når vi kigger på den halvårlige udvikling fra 1974. Hvad der måske er mindre

overraskende, er, at ingen af de øvrige regioner ser ud til at påvirke boligprisudviklingen i Region Hovedstaden.

For Region Sjællands vedkommende, så er der ingen regioner, der påvirker denne. Til gengæld, så påvirkes både Region Nordjylland og Region Midtjylland af Region Sjælland ved et 1 % signifikansniveau. Udvider vi til et 5 % signifikansniveau, så påvirker Region Sjælland også Region Syddanmark. Der er altså indikationer på, at også Region Sjælland er en styrende faktor for boligprisudviklingen.

Går vi videre til Region Syddanmark, så påvirker denne Region Nordjylland ved et 1 % signifikansniveau. Også Region Midtjylland ser ud til at være styret af Region Syddanmark, hvis vi udvider til et 5 % signifikansniveau. På den anden side er der tegn på, at Region Syddanmark bliver påvirket af Region Sjælland. Der er altså her kausale sammenhænge med de to nærmest liggende regioner.

Ser vi på Region Midtjylland, så er der dobbeltkausalitet i forhold til Region Nordjylland. Det kan selvfølgelig ikke lade sig gøre, hvorfor disse resultater må erklæres uanvendelige. Derimod er der kun kausalitet gående i retning af Region Midtjylland fra både Region Hovedstaden og Region Sjælland, hvilket kan konstateres ved et 1 % signifikansniveau, imens det er tilfældet fra region Syddanmark ved et 5 % signifikansniveau. Endelig har vi Region Nordjylland, hvor boligprisudviklingen ser ud til at være påvirket af alle de fire øvrige regioner og endda ved et 1 % signifikansniveau. På den anden side har Region Nordjylland tilsyneladende ingen indflydelse på de øvrige regioner, hvis vi ser bort fra Region Midtjylland, hvor der som sagt er dobbeltkausalitet. Sammenfattende for regionerne på de halvårlige data fra 1974, så er der tegn på, at Region Hovedstaden og Region Sjælland styrer boligprisudviklingen i den øvrige del af landet. Heriblandt Region Syddanmark, der ligesom de to nævnte regioner også ser ud til at påvirke Region Midtjylland og Region Nordjylland.

7.1.2 Realkreditrådet (1992-2012)

Udover de halvårlige data fra 1974, så er det muligt at finde kvartalsvise data fra Realkreditrådet fra 1992 og frem til i dag. Datasættet består af 82 observationer fra 1. kvartal 1992 til 2. kvartal 2012. Med disse data har vi foretaget en lignende undersøgelse, hvilken vi nu vil præsentere. Vi har endnu engang foretaget en sæsonkorrektion på data, så svingninger imellem årstiderne jævnes ud (se Appendiks 3.4). Som første led foretager vi stationaritetstesten. Vi begrænser os som tidligere nævnt til at udføre Augmented Dickey-Fuller testen. Resultaterne fra testen ser således ud:

Tabel 7.6: Resultater af Augmented Dickey-Fuller test for 0. og 1. orden for regioner, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for kvadratmeterpriser.

Region	0. orden med tidsdimension	1. orden
Hovedstaden	-0,899737	-3,941611
Sjælland	-0,098701	-4,871415
Syddanmark	-1,229254	-3,068429
Midtjylland	-1,650233	-6,090742
Nordjylland	-0,638314	-5,285356

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Billedet på stationaritet er igen det samme, da der ved 0. orden ikke kan afvises eksistens af en unit root ved selv et 10 % signifikansniveau, hvor den kritiske værdi er på -2,588. Derimod kan der ved 1. orden konstateres stationaritet ved et 5 % signifikansniveau for alle regionerne, da værdierne ligger uden for -2,898, der er den kritiske værdi. På baggrund af disse resultater er det således muligt at foretage en kointegrationstest med alle regionerne.

Kointegrationstesten har vi på samme måde som i den foregående undersøgelse udført ved hjælp af E-Views. Resultaterne ser således ud:

Tabel 7.7: Resultater af Engle & Grangers kointegrationstest for regioner, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for kvadratmeterpriser.

Kointegration regioner					
	Hovedstaden	Sjælland	Syddanmark	Midtjylland	Nordjylland
Region Hovedstaden					
Region Sjælland	-1,776				
Region Syddanmark	-2,502	-0,213			
Region Midtjylland	-0,991	0,246	-1,959		
Region Nordjylland	-0,958	-0,071	-1,484	-1,975	

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Overraskende nok kan der ikke engang konstateres kointegration imellem nogle af regionerne ved et 10 % signifikansniveau. Dette står i kontrast til den tidligere undersøgelse, hvor vi fandt to forbindelser ved et 1 % signifikansniveau og yderligere to ved et 5 % signifikansniveau. Det er umiddelbart vanskeligt at finde en forklaring på, hvorfor der ikke er kointegration på disse data. En forklaring kan måske være, at data er indsamlet i en periode, der er præget af en usædvanligt lang optur, hvad angår boligpriserne. I en normal cyklus på boligmarkedet vil de reale boligprisstigninger vare 5-6 år med efterfølgende reale prisfald i 4-5 år (Økonomi- og Erhvervsministeriet, 2010) (André, 2010). Ifølge André varede opturen alene 55 kvartaler i

Danmark fra 2. kvartal 1993 til 1. kvartal 2007. Det gør, at vi, selvom perioden er på over 20 år, måske ikke engang har en hel cyklus at analysere ud fra.

Nærlæser vi resultaterne, så kan vi dog endnu engang se et geografisk mønster. Tager vi f.eks. Region Sjælland, så er værdien til Region Hovedstaden klart den, der kommer nærmest en langsigtsligevægt. Det samme geografiske mønster gør sig gældende for Region Nordjylland, hvor der er størst indikationer på en langsigtsligevægt til Region Midtjylland. Og for Region Midtjylland er det tydeligvis til Region Nordjylland og Region Syddanmark, at indikationerne med hensyn til en langsigtsligevægt på boligpriserne er størst. Den eneste forbindelse, der ikke følger det geografiske mønster, er fra Region Hovedstaden til Region Syddanmark, der tilmed er den relation, der giver de stærkeste indikationer på en ligevægt.

Går vi videre til kausalitetstesten, der skal afsløre eventuelle ripple-effekter, så får vi følgende resultater på de kvartårlige parcelhuspriser:

Tabel 7.8: Resultater af Granger kausalitetstest for regioner, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for kvadratmeterpriser.

→→→→→	Hovedstaden	Sjælland	Syddanmark	Midtjylland	Nordjylland
Region Hovedstaden		0,0001	0,0032	0,0000	0,0007
Region Sjælland	0,0474		0,0047	0,0370	0,0012
Region Syddanmark	0,2666	0,0675		0,1711	0,0022
Region Midtjylland	0,1502	0,2458	0,0123		0,0010
Region Nordjylland	0,5720	0,0258	0,0164	0,0703	

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Vi ser her, at Region Hovedstaden ved et 1 % signifikansniveau er styrende for alle de fire øvrige regioner. Kausaliteten gående imod Region Sjælland er dog dobbeltsidet, idet der her også er en modsatrettet effekt, hvorfor der må tages forbehold for denne relation.

Resultaterne for Region Sjælland ligner på mange punkter Region Hovedstaden. Foruden den dobbelte kausalitet i forhold til Region Hovedstaden, så er Region Sjælland også styrende for de tre øvrige regioner, hvor der dog også er en modsatrettet effekt fra Region Nordjylland. Det skal dog bemærkes, at Durbin Watson-værdien ligger på ca. 1,53 i kausaliteten imod Region Midtjylland, hvorfor der kan være et problem med autokorrelation.

For Region Syddanmark ser det på dette datasæt ud til, at regionen er styret af alle de fire øvrige regioner, hvor der dog er dobbeltkausalitet i forhold til Region Nordjylland. Region Midtjylland ser ud til at ligge i midten af ripple-effekten, idet der kan konstateres kausalitet gående i retning af

regionen fra de to sjællandske regioner, hvorimod Region Midtjylland selv er styrende for de øvrige to regioner. Der er altså indikationer på, at Region Midtjylland først rammes af bølgen, hvorefter effekten fortsætter imod Region Syddanmark og Region Nordjylland.

For Region Nordjylland er resultaterne tæt på identiske i forhold til undersøgelsen på halvårlige data fra 1974. Det ser således ud som om, at regionen er styret af alle de øvrige regioner, men der er dog også modsatrettede effekter gående i retning af Region Syddanmark og Region Sjælland, hvorfor disse to relationer må erklæres ugyldige.

Med lidt tilnærmelse kan man på de kvartalsvise data fra 1992 danne et mønster i ripple-effekten. Først har vi Region Hovedstaden, der er styrende for de øvrige regioner. Som de næste regioner i rækken har vi Region Sjælland og Region Midtjylland, og endelig rammes Region Nordjylland og Region Syddanmark.

7.1.3 Danmarks Statistik (1992-2012)

Tilsvarende findes der data fra Danmarks Statistik, der dækker perioden fra 1992 og frem til i dag med kvartårlige observationer.

Udfører vi først stationaritetstesten, så opnår vi disse resultater:

Tabel 7.9: Resultater af Augmented Dickey-Fuller test for 0. og 1. orden for regioner, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for gennemsnitspriser.

Område	0. orden med tidsdimension	1. orden
Region Hovedstaden	-0,252449	-6,085567
Region Sjælland	0,815707	-4,437829
Region Syddanmark	0,489259	-4,362908
Region Midtjylland	-0,901874	-7,898220
Region Nordjylland	-0,646414	-12,439890

Kilde: Danmarks Statistik; Statistikbanken; EJEN1,EJEN7, EJEN77 kvartårlige observationer.

Da den kritiske værdi ved et 5 % signifikansniveau ligger på -3,467 i 0. orden, så kan der tydeligvis ikke konstateres stationaritet her. Ser vi derimod på værdierne i 1. orden, hvor det tilsvarende signifikansniveau ligger på -2,898, så er der her tale om stationaritet for alle regionerne, hvorfor kointegrationstesten kan medtage alle regionerne. Resultaterne af denne test kan ses i følgende tabel:

Tabel 7.10: Resultater af Engle & Grangers kointegrationstest for regioner, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for gennemsnitspriser.

Kointegration regioner					
Regioner	**Hovedstaden**	**Sjælland**	**Syddanmark**	**Midtjylland**	**Nordjylland**
Region Hovedstaden					
Region Sjælland	-2,678				
Region Syddanmark	-1,577	-1,238			
Region Midtjylland	-1,112	-0,534	-2,456		
Region Nordjylland	-1,850	-0,702	-2,457	-3,125	

Kilde: Danmarks Statistik; Statistikbanken; EJEN1,EJEN7, EJEN77 kvartårlige observationer.

Vi ser her, at der i dataene fra Danmarks Statistik kan konstateres en enkelt langsigtsligevægt ved et 5 % signifikansniveau – nemlig for relationen Region Nordjylland og Region Midtjylland. Resultaterne fra kointegrationstesten giver i øvrigt nogenlunde samme geografiske mønster, som vi så i dataene fra Realkreditrådet. Region Sjælland og Region Hovedstaden har således hinanden som stærkeste indikation på kointegration, ligesom Region Syddanmark har det til Region Midtjylland. Den eneste betydelige forskel i sammenligningen med Realkreditrådets data er, at Region Syddanmark denne gang er mere knyttet til de jyske regioner, men generelt set har vi igen ret svage resultater for kointegrationer imellem regionerne.

Næste trin er kausalitetstesten, der giver disse resultater:

Tabel 7.11: Resultater af Granger kausalitetstest for regioner, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for gennemsnitspriser.

→→→→→	Hovedstaden	Sjælland	Syddanmark	Midtjylland	Nordjylland
Region Hovedstaden		0,0001	0,0005	0,0941	0,3775
Region Sjælland	0,0002		0,0184	0,0008	0,0006
Region Syddanmark	0,0287	0,1100		0,0044	0,0003
Region Midtjylland	0,0204	0,0009	0,0000		0,1166
Region Nordjylland	0,2812	0,2447	0,0020	0,1795	

Kilde: Danmarks Statistik; Statistikbanken; EJEN1,EJEN7, EJEN77 kvartårlige observationer.

Resultaterne er her mindre klare, idet der i langt de fleste af tilfældene er tale om dobbeltkausale sammenhænge. F.eks. kan vi se, at Region Hovedstaden ser ud til at styre boligprisudviklingen i Region Sjælland og Region Syddanmark, men da der i begge tilfælde er en modsatrettet effekt er resultaterne ikke anvendelige.

Nøjes vi med at kommentere på de relationer, hvor der kun er kausalitet gående i én retning, så ser Region Midtjylland nu ud til at styre boligprisudviklingen i Region Hovedstaden. Dette kan konstateres ved et 5 % signifikansniveau. Derudover er der kausalitet gående fra Region Sjælland i

retning af Region Syddanmark og Region Nordjylland – i begge tilfælde ved et 1 % signifikansniveau. Der er altså indikationer på, at Region Sjælland er den styrende region, men resultaterne gør os herudover ikke meget klogere på sammenhængen i ripple-effekterne.

7.1.4 SKAT (1992-2011)

For at understøtte resultaterne fra de kvartårlige data vil vi også foretage undersøgelsen på halvårlige data for perioden 1992-2012. Vi gør opmærksom på, at datamængden dermed er halveret, så den nu indeholder 40 halvårlige observationer, hvilket er ensbetydende med et fald i validiteten i sammenligning med de tidligere undersøgelser. Der er tale om en delmængde af de samme data, som vi benyttede i undersøgelsen fra 1974. Vi når, jævnfør nedenfor, frem til, at Region Nordjylland ikke kan indgå i undersøgelsen, da der her kan konstateres stationaritet af 0. orden, da den kritiske værdi ved et 5 % signifikansniveau er på -3,55.

Tabel 7.12: Resultater af Augmented Dickey-Fuller test for 0. og 1. orden for regioner, enfamiliehuse 1992-2011, halvårlige observationer for gennemsnitspriser.

Region	0. orden med tidsdimension	1. orden
Hovedstaden	-0,848806	-3,237421
Sjælland	0,245415	-4,404091
Syddanmark	-0,804918	-3,110729
Midtjylland	-1,043692	-4,683870
Nordjylland	-3,930270	-5,641529

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg"

De øvrige regioner er stationære i 1. orden ved et 5 % signifikansniveau, hvorfor kointegrationstesten kan udføres på disse. Resultaterne af testen kan ses i nedenstående tabel:

Tabel 7.13: Resultater af Engle & Grangers kointegrationstest for regioner, enfamiliehuse 1992-2011, halvårlige observationer for gennemsnitspriser.

Kointegration regioner				
	Hovedstaden	Sjælland	Syddanmark	Midtjyland
Region Hovedstaden				
Region Sjælland	-3,701			
Region Syddanmark	-1,936	-3,791		
Region Midtjylland	-1,227	-3,102	-2,575	

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg"

Her viser det sig, at der pludselig kan konstateres kointegration imellem flere af regionerne. Fælles for kointegrationerne er, at Region Sjælland er den ene del af alle tre relationer. De stærkeste forbindelser er mindre overraskende til Region Syddanmark og Region Hovedstaden, der begge er geografisk forbundne til Region Sjælland. Men også Region Midtjylland er forbundet til Region Sjælland, hvis vi udvider spændet til et 5 % signifikansniveau. Foruden de tre beskrevne kointegrationer, så opnås den stærkeste forbindelse – dog lige præcis uden for et 10 % signifikansniveau – imellem Region Midtjylland og Region Syddanmark. Der er altså igen tegn på, at geografien har en afgørende rolle i forhold til en langsigtsligevægt, idet kointegrationerne i høj grad er imellem naboregioner, imens de svageste resultater viser sig ved de for hinanden fjernest liggende regioner. Det kan dog undre, at resultaterne er så forskellige fra undersøgelsen foretaget på de kvartårlige data, hvor der slet ikke kunne konstateres nogen sammenhæng i boligprisudviklingen for regionerne i dataene fra Realkreditrådet og kun i et enkelt tilfælde i dataene fra Danmarks Statistik.

Næste trin er undersøgelsen for ripple-effekter. Resultaterne fra kausalitetstesten med de halvårlige data fra 1992 og frem til i dag kan ses i følgende tabel:

Tabel 7.14: Resultater af Granger kausalitetstest for regioner, enfamiliehuse 1992-2011, halvårlige observationer for gennemsnitspriser.

→→→→→	Hovedstaden	Sjælland	Syddanmark	Midtjylland
Region Hovedstaden		0,1095	0,5228	0,0767
Region Sjælland	0,0542		0,3979	0,5138
Region Syddanmark	0,6179	0,6820		0,0775
Region Midtjylland	0,6058	0,7897	0,9273	

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg"

På disse data kan der ikke konstateres ripple-effekter, hvis vi som hidtil benytter et 5 % signifikansniveau. Udvider vi til 10 %, så er der tre observationer, hvor der kan konstateres kausale sammenhænge, men styrken er som sagt af tvivlsom karakter.

Det kan virke overraskende, at der i de kvartårlige data for samme periode kan konstateres tydelige ripple-effekter, når det ser ud til langt fra at være tilfældet på de halvårlige data. Men det må også bemærkes, at datamængden som sagt er halveret. hvilket medfører, at styrken af resultaterne er faldet markant. Det må her bemærkes, at vi ikke kan finde kausale sammenhænge imellem regionerne, hvis ripple-effekterne indtræffer med lags på under et halvt år. Til sammenligning med undersøgelsen på halvårlige data fra 1974, så må det også formodes, at der kan være en forskel på hastigheden af ripple-effekten i 1970'erne og 1980'erne i sammenligning med de seneste årtier. Dette mener vi kan henføres til det faktum, at informationsdelingen alt andet lige må ske hurtigere i dag.

Samler vi op på undersøgelsen af dataserierne for prisudviklingen, så er der klare indikationer på, at Region Hovedstaden og Region Sjælland er styrende for de øvrige regioner. I Realkreditrådets kvartårlige data fra 1992 er der for begge regioner ripple-effekter gående mod de tre øvrige regioner, og i de halvårlige data fra Danmarks Statistik fra 1974 mod hhv. to og tre af de andre regioner. På den anden side er der kun en enkelt ripple-effekt gående mod Region Hovedstaden, hvis vi ser bort fra de tilfælde, hvor der er dobbeltkausalitet. Denne ene kausale sammenhæng kommer fra Region Midtjylland i det kvartalsvise datasæt fra Danmarks Statistik, men til sammenligning er der endnu stærkere tegn på en ripple-effekt den anden vej i Realkreditrådets data for samme periode. Udelukker vi stadig de dobbeltkausale sammenhænge, så er Region Sjælland ikke i et eneste tilfælde styret af boligprisudviklingen i de andre regioner. Ser vi på Region Midtjylland og Region Syddanmark, så er der indikationer på kausalitet gående i retning af Region Nordjylland. Der er altså indikationer på, at Region Hovedstaden og Region Sjælland er styrende for den danske boligprisudvikling, ligesom man kan argumentere for, at Region Syddanmark og Region Midtjylland bliver ramt af første bølge, og at Region Nordjylland følger derefter. En samlet illustration af de Granger-kausale sammenhænge kan ses nedenfor:

Figur 7.1: Ripple-effekter for de danske regioner.

Kilde: Egen tilvirkning.

7.2 Analyse af byer

Vi vil også i dette afsnit analysere på fire forskellige dataserier. I forhold til regionsanalysen har vi ikke data på byniveau fra Danmarks Statistik, men til gengæld findes der i Realkreditrådets dataserier priser på ejerlejligheder. Da bestanddelen af ejerlejligheder i flere af byerne er markant, så må en analyse heraf kunne bidrage til en bedre forståelse af prisbevægelserne imellem de største danske byer.

7.2.1 SKAT (1974-2011)

Ligesom for regionerne har vi valgt også at foretage den simple Dickey-Fuller test for de første dataserier. Resultaterne baseret på SKATs dataserier, ser således ud:

Tabel 7.15: Resultater af Dickey-Fuller test for 0. orden med og uden tidsdimension for byer, enfamiliehuse 1974-2011, halvårlige observationer.

By	0. orden uden tidsdimension.	0. orden med tidsdimension
København	-0,747	-1,194
Roskilde	-1,296	-1,409
Odense	-1,295	-1,667
Esbjerg	-1,711	-2,389
Horsens	-1,195	-1,833
Kolding	-1,595	-1,761
Vejle	-1,808	-2,394
Randers	-1,894	-2,464
Århus	-0,829	-1,503
Aalborg	-1,281	-1,737

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg"

For 0. orden uden tidsdimensionen ses det tydeligt, at H_0 ikke kan afvises, da alle værdier er numerisk højere end den kritiske værdi selv ved et 10 % signifikansniveau. For 0. orden med en tidsdimension kan H_0 ligeledes ikke afvises ved et 10 % signifikantniveau, da de alle er højere end den kritiske værdi på -2,588.

Tester vi for 1. orden uden tidsdimensionen, så kan H_0 derimod afvises, hvilket vil sige, at datasættene alle er stationære af 1. orden. Dette gør sig gældende selv ved et 1 % signifikansniveau.

Tabel 7.16: Resultater af Dickey-Fuller test for 1. orden for byer, enfamiliehuse 1974-2011, halvårlige observationer.

By	1. orden
København	-5,134
Roskilde	-5,574
Odense	-5,605
Esbjerg	-6,175
Horsens	-7,087
Kolding	-7,215
Vejle	-9,161
Randers	-7,722
Århus	-6,437
Aalborg	-6,178

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg"

Ved den simple Dickey-Fuller test har vi altså et identisk billede for både byer og regioner, hvor vi ikke kan afvise, at der er en unit root ved 0. orden hverken med eller uden tidsdimensionen,

hvorimod der kan konstateres stationaritet af 1. orden ved et 1 % signifikansniveau. Vi går nu videre til Augmented Dickey-Fuller, som vi ligesom for regionerne vil benytte i de resterende dataserier.

Tabel 7.17: Resultater af Augmented Dickey-Fuller test for 0. og 1. orden for byer, enfamiliehuse 1974-2011, halvårlige observationer.

By	0. orden med tidsdimension	1. orden
København	-1,887339	-5,133613
Roskilde	-2,209532	-5,574064
Odense	-2,273805	-5,604837
Esbjerg	-2,873716	-6,174908
Horsens	-2,006769	-7,086871
Kolding	-1,760765	-7,214627
Vejle	-2,393828	-9,160599
Randers	-2,464234	-7,721685
Århus	-1,934114	-6,436791
Aalborg	-2,257136	-6,178081

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg"

Vi ser her, at ingen byer i 0. orden kan afvise H_0 ved et 1 % signifikansniveau. Kigger vi derimod på 1. orden, så kan vi ligesom ved den almindelige Dickey-Fuller test afvise H_0. Der er således stationaritet af 1. orden, og vi kan derfor foretage kointegrationstesten uden at frasortere byer.

For de ti største danske byer får vi i sammenligning med regionerne et lidt mere broget billede, der ikke kun viser kointegration imellem geografisk beslægtede byer. Resultaterne fordeler sig således:

Tabel 7.18: Resultater af Engle & Grangers kointegrationstest for byer, enfamiliehuse 1974-2011, halvårlige observationer.

Kointegration byer									
	Aalborg	Århus	Esbjerg	Horsens	Københavı	Kolding	Odense	Randers	Roskilde
Århus	-3,532								
Esbjerg	-3,061	-3,251							
Horsens	-2,814	-6,176	-3,273						
København	-2,973	-1,917	-2,925	-2,089					
Kolding	-3,525	-3,353	-2,905	-2,112	-2,684				
Odense	-4,130	-2,976	-3,712	-5,256	-2,341	-2,910			
Randers	-7,361	-4,720	-3,546	-4,934	-4,165	-4,066	-4,918		
Roskilde	-2,959	-1,252	-2,778	-2,556	-2,073	-2,986	-2,286	-3,024	
Vejle	-2,182	-2,965	-2,162	-1,812	-1,491	-3,190	-1,816	-2,384	-3,656

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg"

Her kan vi se, at Randers med undtagelse af Vejle er kointegreret med samtlige af de øvrige byer. Værdierne, hvor Randers er den ene part, er i det hele taget meget numerisk lave i sammenligning med de øvrige kointegrationer. Det er også værd at lægge mærke til, at fire af de fem stærkeste kointegrationer med Randers er til de fire største danske byer.

Hvis vi kigger på København, så er der i andre undersøgelser set eksempler på, at det økonomiske centrum i et land kan have sin helt egen udvikling indenfor boligpriser. Det ses i Lee & Chiens undersøgelse af boligmarkedet i Taiwan, hvor hovedstaden Taipei City ikke er kointegreret med de øvrige byer, og det begrundes netop med, at det er det økonomiske centrum, og derfor har sin egen økonomiske udvikling. Det samme gør sig i øvrigt gældende i Larraz-Iribas & Alfaro-Navarros undersøgelse af det spanske boligmarked, hvor Madrid ser ud til at have sin helt egen udvikling. Det kan ikke helt siges, at København har sin egen boligøkonomiske udvikling ud fra resultaterne, men det kan måske være en del af forklaringen på, hvorfor København kun er stærkt kointegreret med Randers, imens der ved et 5 % signifikansniveau er kointegration med Esbjerg og Aalborg. Sammenlignet med de andre byer i undersøgelsen, så er København blandt de tre byer, der viser den svageste kointegration til de andre byer. Og endeligt, så kan det også synes lidt mærkværdigt, at det er den vestligste og de to nordligste byer i undersøgelsen, København har en signifikant kointegration med. Det er under alle omstændigheder et helt anderledes resultat, end det vi så i regionsanalysen.

Der er dog også elementer, der peger i retning af en geografisk afsmitning, hvilket bl.a. ses i Århus, hvor de omkringliggende byer Aalborg, Randers og Horsens er kointegrerede med Århus ved et 1 % signifikansniveau. Derudover finder vi, at Århus kointegrerer med Esbjerg, Kolding, Odense og Vejle ved et 5 % signifikansniveau. Det er altså - bortset fra Odense - alle sammen jyske byer, og

signifikansniveauet forværres, jo længere vi bevæger os væk fra Århus. Dette kan indikere, at de midt- og nordjyske byer følger hinanden, hvad angår boligprisudviklingen. Aalborg viser nogenlunde det samme billede, idet der er kointegration med Randers, Århus, Odense og Kolding ved et 1 % signifikansniveau, hvorimod der ved et 5 % signifikansniveau er kointegration med Esbjerg, København og Roskilde. Det er dog igen Odense og de midt- og nordjyske byer, der giver de stærkeste resultater i forhold til Aalborgs boligprisudvikling.

Danmarks tredjestørste by, Odense, er stærkest kointegreret med de jyske byer, idet Horsens, Randers, Esbjerg og Aalborg er kointegrerede med Odense ved et 1 % signifikansniveau. Ved et 5 % signifikansniveau finder vi endnu flere jyske byer, nemlig Århus og Kolding. Der er altså en klar sammenhæng imellem boligprisudviklingen i Odense og de jyske byer, hvor kun Vejle falder udenfor. Til gengæld er der ingen tegn på kointegration imellem Odense og de sjællandske byer, København og Roskilde.

Det er også værd at bemærke, at Roskilde og Vejle generelt ligger numerisk højere, og derfor generelt er mindre kointegrerede med de andre byer - København undtaget. Roskilde og Vejle er dog kointegrerede med hinanden ved et 1 % signifikansniveau. Derudover er Roskilde ved et 5 % signifikansniveau kointegreret med Aalborg, Randers og Kolding. For Vejles vedkommende, så er byen ved et 5 % signifikansniveau kointegreret med Kolding og Århus. Hvor værdierne for Roskilde måske kan forklares ved, at byen er geografisk isoleret fra de andre, så kan det i hvert fald ikke være forklaringen med Vejle, der ligger ret centralt i forhold til de andre byer i undersøgelsen.

Ud fra ovenstående kan man med lidt tilnærmelse inddele Danmark i tre grupper. Den første gruppe består af Aalborg, Århus, Horsens, Odense og Randers. Alle disse byer er ved et 1 % signifikansniveau forbundet med mindst to af de andre byer i gruppen, ligesom de tre stærkeste forbindelser for hver af byerne findes inden for gruppen. Derudover er byerne kendetegnet ved, at de ligger i den lodrette midterakse af Danmark bestående af den østligste del af Syddanmark samt Midt- og Nordjylland.

I den anden gruppe finder vi Esbjerg og Kolding, der dog ikke har nogen indbyrdes relation. De er derimod begge forbundne til den første gruppe, men der er ikke tale om den samme styrke, som tilfældet er for byerne indbyrdes i gruppe 1. Det er således tilfældet for begge byer, at også de har deres tre stærkeste forbindelser til byerne, der ligger i den første gruppe, men da ingen af byerne i gruppe 1 har hverken Esbjerg eller Kolding blandt de tre stærkeste forbindelser, så kan man argumentere for at placere disse to byer lidt uden for gruppen.

Endelig, så har vi gruppe 3, der består af de tre resterende byer, København, Roskilde og Vejle. Fælles for disse er, at forbindelserne til de øvrige byer er svagere, hvis vi ellers ser bort fra Københavns kointegration med Randers, der dog ser ud til at være lidt af et særtilfælde, da Randers som nævnt ovenfor skiller sig ud. Foruden den indbyrdes kointegration imellem Vejle og Roskilde, så tegner der sig ikke noget tydeligt mønster af boligprisudviklingen i disse tre byer.

Samlet set, så består gruppe 1 altså af de stærkest forbundne byer, hvortil gruppe 2 også har tilknytning, men i knap så stærk grad. Gruppe 3 lever derimod i nogen grad deres eget liv. Oversigten ser altså således ud:

Kigger vi på kausalitetstesten, som skal afgøre, hvorvidt der kan findes ripple-effekter imellem de ti største byer i Danmark, så opnår vi følgende resultater:

Tabel 7.19: Resultater af Granger kausalitetstest for byer, enfamiliehuse 1974-2011, halvårlige observationer for gennemsnitspriser.

→→→→→	København	Aalborg	Århus	Esbjerg	Horsens	Kolding	Odense	Roskilde	Vejle	Randers
København		0,0026	0,0003	0,0544	0,0000	0,0002	0,0011	0,0122	0,0001	0,0289
Aalborg	0,0252		0,0199	0,0009	0,0042	0,0059	0,1961	0,2213	0,0020	0,1540
Århus	0,2748	0,3050		0,4886	0,4794	0,0169	0,0573	0,0126	0,0004	0,1404
Esbjerg	0,0509	0,0017	0,0019		0,0310	0,0070	0,2809	0,0373	0,0013	0,0041
Horsens	0,0816	0,0026	0,0021	0,5093		0,0049	0,0480	0,0363	0,0015	0,0029
Kolding	0,0790	0,9235	0,0778	0,2562	0,1281		0,7264	0,2515	0,0002	0,4784
Odense	0,4736	0,0147	0,0009	0,2809	0,0821	0,0028		0,3942	0,0076	0,0376
Roskilde	0,1039	0,0161	0,0000	0,0269	0,0014	0,0005	0,0007		0,0071	0,0019
Vejle	0,0170	0,0116	0,7182	0,0221	0,1169	0,1106	0,0298	0,3665		0,0101
Randers	0,3579	0,4951	0,3730	0,7130	0,8418	0,0271	0,2866	0,0060	0,0016	

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg"

Indsnævrer vi signifikansniveauet til 1 %, så kan vi se, at København styrer udviklingen i seks af de andre byer i undersøgelsen. Derudover er der kausalitet i retning af yderligere to byer ved et 5 % signifikansniveau, således at kun Esbjerg ser ud til ikke at bevæge sig efter Københavns boligprisudvikling. Det skal dog nævnes, at der er tale om dobbeltkausalitet i forhold til Aalborg og Vejle, hvorfor disse resultater ikke kan bruges. Samlet set ser det altså ud til, at København er ledende i forhold til boligpriserne på det danske marked.

Går vi videre til den anden sjællandske by i undersøgelsen, Roskilde, så er der også her otte kausale forbindelser gående fra byen, hvis vi tager et 5 % signifikansniveau. Det er således kun København, der ikke bevæger sig efter Roskildes boligprisudvikling. Der er dog i tre af tilfældene, Århus, Esbjerg og Horsens, tale om kausalitet gående i modsat retning, hvorfor disse forbindelser må erklæres ugyldige.

Kigger vi på de jyske byer, så er det overraskende nok Esbjerg og Horsens, der ser ud til at være mest styrende på boligmarkedet. For hver af de to byer er der ved et 5 % signifikansniveau syv kausale bevægelser gående ud, så det ser ud til, at Esbjerg styrer boligprisudviklingen i alle andre byer i undersøgelsen foruden København og Odense, imens Horsens styrer alle andre på nær København og Esbjerg. Det hører dog med til historien, at der er tre dobbeltkausale sammenhænge for Esbjerg til Aalborg, Roskilde og Vejle, ligesom Horsens har det til Aalborg og Roskilde.

Ser vi på de to største jyske byer, så ser det nærmere ud til, at de er styret af udviklingen, end at de selv styrer den. For Århus er der hele seks kausale sammenhænge gående i retning af byen, hvorimod der kun er tre den anden vej, hvorimod der for Aalborg er seks gående både fra og imod byen, hvoraf de fire dog er dobbeltkausale bevægelser. De resterende er kausalitet gående imod Århus og Randers, hvorimod der er kausalitet gående imod Aalborg fra Odense og Roskilde.

For Vejle er der ved et 1 % signifikansniveau kausalitet gående imod byen fra alle de andre byer i undersøgelsen. Der er dog ved et 5 % signifikansniveau dobbeltkausalitet til fem af de andre byer. Kolding er ved et 5 % signifikansniveau styret af alle andre byer end Vejle, som Kolding selv har kausalitet gående imod.

Samlet set danner der sig et lidt broget billede på de halvårlige data fra 1974. Der er dog indikationer på, at København, Roskilde, Esbjerg og Horsens er dominerende for prisbevægelserne, imens det modsatte er tilfældet for især Kolding og Vejle. Den beskrevne sammenhæng kan ses i følgende figur:

Figur 7.2: Ripple-effekter blandt byerne baseret på SKATs data.

Kilde: Egen tilvirkning.

7.2.2 Realkreditrådet (1992-2012)

Går vi videre til det kvartalsvise datasæt fra Realkreditrådet fra 1992 og frem, så er billedet det samme som ved de halvårlige data fra SKAT fra 1974 og frem, hvad angår ADF-testen:

Tabel 7.20: Resultater af Augmented Dickey-Fuller test for 0. og 1. orden for byer, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for kvadratmeterpriser.

By	0. orden med tidsdimension	1. orden
København	-0,027382	-4,232890
Roskilde	0,039206	-4,568532
Odense	-1,591341	-4,020863
Esbjerg	-2,070969	-12,102830
Horsens	-0,605852	-3,380082
Kolding	-0,692893	-10,789170
Vejle	0,279622	-15,061470
Randers	-0,989015	-9,594497
Århus	-0,871596	-7,236441
Aalborg	-0,527156	-5,043688

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Ingen af byerne har værdier, der i 0. orden er lavere end -2,586, hvilket er grænseværdien ved et 10 % signifikansniveau. I 1. orden er ni af byerne stationære ved et 1 % signifikansniveau, imens

Horsens er det ved et 5 % niveau. Vi kan derfor gå videre til kointegrationstesten med alle byerne. Resultaterne af testen kan ses i følgende tabel:

Tabel 7.21: Resultater af Engle & Grangers kointegrationstest for byer, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for kvadratmeterpriser.

Kointegration byer									
	Aalborg	Århus	Esbjerg	Horsens	København	Kolding	Odense	Randers	Roskilde
Århus	-2,415								
Esbjerg	-2,264	-1,663							
Horsens	-2,640	-4,043	-1,361						
København	-1,572	-1,536	-1,274	-1,871					
Kolding	-1,617	-3,637	-0,392	-2,092	-2,640				
Odense	-2,530	-2,087	-2,267	-7,020	-1,566	-4,209			
Randers	-5,740	-3,921	-1,629	-5,856	-1,569	-5,947	-6,234		
Roskilde	-0,769	-1,756	-0,625	-1,274	-2,212	-2,414	-1,193	-1,106	
Vejle	-3,692	-2,321	-1,383	-3,559	-1,787	-6,224	-3,189	-7,770	-1,743

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Her er det interessant at bemærke, at København, Esbjerg og Roskilde slet ikke er kointegrerede med de andre byer. Fælles for de tre byer er, at de ligger relativt geografisk isoleret i forhold til de andre byer i undersøgelsen. København har som tidligere illustreret haft den mest markante boligprisstigning, hvilket kan være en del af årsagen til den manglende forbindelse til de øvrige store danske byer. De to stærkeste forbindelser er til Kolding og Roskilde, men ingen af dem er signifikante selv ved et 10 % signifikansniveau. Roskilde var også blandt de byer, der viste de svageste tegn på kointegration i de halvårlige data fra 1974 - der var dog kointegration ved et 5 % signifikansniveau til enkelte af byerne. For Roskilde er de stærkeste forbindelser med de kvartalsvise data til Kolding og København, men altså ikke nok til at være signifikant ved 10 %. For Esbjergs vedkommende var der med undtagelse af Vejle kointegration med samtlige jyske og fynske byer i SKATs halvårlige data ved enten 1 eller 5 % signifikansniveau. Det kan derfor undre, at der denne gang ingen forbindelse er til de andre byer. Det tyder således på, at boligprisudviklingen i Esbjerg adskiller sig fra udviklingen i de andre byer.

Endnu engang er det Randers, der er den by, flest byer er kointegreret med. Der er således kointegration ved et 1 % signifikansniveau med Aalborg, Århus, Horsens, Kolding, Odense og Vejle. Randers er således kointegreret med alle byer foruden de tre, der ikke er kointegreret med de andre byer i undersøgelsen. Herefter kommer Vejle, der denne gang er kointegreret med Aalborg, Horsens, Kolding, Randers og Odense. Sammenligner vi med dataserien på de halvårlige observationer fra 1974 og frem, hvor Vejle var kointegreret med Roskilde, Århus og Kolding, så ser vi altså en helt anden udvikling for Vejle fra 1992 og frem.

Århus er igen stærkest kointegreret med de omkringliggende byer, Horsens og Randers, men også Kolding har en lignende udvikling ved et 1 % signifikansniveau. Aalborg er nu kun kointegreret med Randers og Vejle, hvor det før var tilfældet med syv byer – her var Vejle i øvrigt ikke iblandt. Odense, Randers, Horsens, Vejle og Kolding er, med undtagelse af Horsens-Kolding, alle indbyrdes kointegreret denne gang. Der er altså en stærk forbindelse mellem disse fem byer, og også Århus og Aalborg er som sagt tilknyttet denne gruppe med hhv. tre og to kointegrationer til gruppen.

Der tegner sig altså igen et billede af, at midteraksen bestående af de midt- og østjyske byer samt Odense har en fælles langsigtsligevægt inden for boligpriserne. Det går her fra Aalborg, der er kointegreret med to af de andre byer, til Randers, der er kointegreret med samtlige af byerne i denne midterakse. Hvor der før var en opdeling i tre grupper, så vil det her give mere mening at dele byerne ind i midteraksen bestående af Aalborg, Randers, Århus, Horsens, Kolding, Vejle og Odense, imens de tre øvrige byer, København, Roskilde og Esbjerg har hver sin udvikling.

Næste trin i undersøgelsen er kausalitetstesten. Resultaterne er beregnet i E-Views, og kan ses i følgende tabel:

Tabel 7.22: Resultater af Granger kausalitetstest for byer, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for kvadratmeterpriser.

→→→→→	København	Aalborg	Århus	Esbjerg	Horsens	Kolding	Odense	Roskilde	Vejle	Randers
København		0,0122	0,0045	0,0292	0,0047	0,0070	0,0321	0,0000	0,0013	0,0000
Aalborg	0,2334		0,3154	0,0015	0,1050	0,0001	0,0408	0,0008	0,0021	0,1033
Århus	0,0002	0,0100		0,0098	0,8193	0,0301	0,0008	0,0000	0,0000	0,2961
Esbjerg	0,0091	0,1027	0,5935		0,0757	0,0552	0,0711	0,2191	0,0001	0,0015
Horsens	0,4801	0,0000	0,4990	0,0000		0,0084	0,2892	0,0327	0,4467	0,0377
Kolding	0,1661	0,0689	0,0345	0,0014	0,2183		0,0028	0,4574	0,0101	0,0039
Odense	0,0414	0,0000	0,1597	0,0012	0,2797	0,0205		0,0001	0,1149	0,0158
Roskilde	0,4050	0,0000	0,7090	0,0089	0,0022	0,0001	0,2500		0,0001	0,0010
Vejle	0,0269	0,0840	0,3132	0,0130	0,8794	0,0900	0,9064	0,9472		0,0668
Randers	0,0743	0,0822	0,4624	0,3019	0,6351	0,2713	0,1922	0,1449	0,3666	

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Endnu engang kan vi se, at København har stor indflydelse på de øvrige danske byer. Ved et 1 % signifikansniveau kan der således konstateres en ripple-effekt til seks af de ni andre byer i undersøgelsen, og udvider vi til et 5 % signifikansniveau, så er alle byerne ramt af bølgen fra København. Det skal dog med, at der ved fire byer, Århus, Esbjerg, Odense og Vejle, er tale om kausalitet gående i begge retninger, hvorfor de enkelte resultater må erklæres ugyldige.

På disse kvartårlige data er der også tegn på, at Århus spiller en markant rolle, hvad angår boligprisudviklingen. Der er tegn på, at Århus påvirker syv byer ved et 5 % signifikansniveau, men lidt overraskende er de to nærliggende byer, Randers og Horsens ikke iblandt. Der er kausalitet

gående i begge retninger i forhold til København og Kolding. Derudover er der kausalitet gående i retning af Aalborg, Esbjerg, Vejle, Roskilde og Odense.

Ser vi på de andre byer, så kan vi se, at Odense og Roskilde kommer som de næste i rækken med seks kausale sammenhænge gående i retning mod de andre byer. Ser vi kun på de forbindelser, hvor der kun er kausalitet i en retning, så er der en ripple-effekt fra Odense i retning af Roskilde, Esbjerg og Randers, hvor der for Roskilde er ensrettet kausalitet imod Esbjerg, Kolding, Vejle og Randers. Roskilde er ydermere lidt interessant, da byen på den anden side ser ud til at være styret af de tre største danske byer, København, Århus og Odense, hvor det primært er de mindre byer i undersøgelsen, Roskilde selv har ripple-effekter gående imod.

Fra Horsens er der ensrettet kausalitet gående imod fire af de andre byer, hvorimod byen kun selv er påvirket af København. De fire byer, der ved et 5 % signifikansniveau rammes af ripple-effekten er Aalborg, Kolding, Esbjerg og Randers. Ser vi på de byer, der er mest influeret af de andre, så finder vi Esbjerg, Vejle og Randers. Esbjerg var et af de steder, hvor en ripple-effekt kunne se ud til at have sit udspring i de halvårlige data, men denne gang er der hele otte byer - hvoraf der ved de to af dem dog er dobbeltkausale sammenhænge - der ser ud til at influere på Esbjergs boligprisudvikling. Randers er den eneste by i undersøgelsen, der ikke ser ud til at have indflydelse på andre byer, hvor der derimod er seks forbindelser gående i retning af byen. Og endelig er der Vejle, der af ensrettede kausale sammenhænge udelukkende har indgående effekter. De kommer fra Århus, Aalborg, Roskilde og Kolding.

Hvis vi opsummerer, så har vi på disse data København og Århus som de mest indflydelsesrige byer. Dernæst følger Horsens, Roskilde og Odense, der også har flere kausale sammenhænge gående ud fra byerne end den modsatte vej. Derimod ser særligt Esbjerg, Vejle og Randers ud til at blive ramt af ripple-effekter fra boligprisudviklingen i de andre byer. Ripple-effekterne fra Realkreditrådets data kan ses i følgende illustration.

Figur 7.3: Ripple-effekter blandt byerne baseret på Realkreditrådets data.

Kilde: Egen tilvirkning.

7.2.3 SKAT (1992-2011)

Ligesom for regioner, så vil vi også foretage en undersøgelse for samme periode på de halvårlige data fra Danmarks Statistik. Resultaterne fra ADF-testen kan ses i følgende tabel:

Tabel 7.23: Resultater af Augmented Dickey-Fuller test for 0. og 1. orden for byer, enfamiliehuse 1992-2011, halvårlige observationer for gennemsnitspriser.

Byer	0. orden med tidsdimension	1. orden
København	-0,698558	-4,060216
Roskilde	0,020461	-4,502116
Odense	-1,262631	-3,933005
Esbjerg	-1,412672	-5,436703
Horsens	-1,739780	-2,710841
Kolding	0,799941	-6,405016
Vejle	1,356736	-0,787313
Randers	-0,992582	-6,149702
Århus	-1,491007	-4,595977
Aalborg	-0,556477	-5,913014

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg"

Vi kan se, at ingen af byerne er stationære i 0. orden, men otte af byerne er det i 1. orden ved et 5 % signifikansniveau. Det betyder altså, at der i to byer, Vejle og Horsens, ikke kan konstateres stationaritet af 1. orden ved det valgte signifikansniveau, hvor den kritiske værdi er -2,94 og derfor kan disse to byer ikke indgå i undersøgelsen. Vi fortsætter derfor undersøgelsen med de otte resterende byer.

Næste trin i analysen er kointegrationstesten, der skal afgøre, hvorvidt der er en langsigtsligevægt imellem byerne. Resultaterne kan ses her:

Tabel 7.24: Resultater af Engle & Grangers kointegrationstest for byer, enfamiliehuse 1992-2011, halvårlige observationer for gennemsnitspriser.

Kointegration byer							
	Aalborg	**Århus**	**Esbjerg**	**København**	**Kolding**	**Odense**	**Randers**
Århus	-2,491						
Esbjerg	-3,372	-3,125					
København	-2,529	-2,237	-2,052				
Kolding	-3,455	-3,610	-2,083	-2,817			
Odense	-2,916	-2,863	-3,330	-1,476	-2,355		
Randers	-4,570	-2,355	-2,647	-2,747	-5,697	-2,850	
Roskilde	-1,668	-1,147	-1,168	-1,020	-3,881	-1,091	-2,769

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg"

Her kan vi se, at København igen ikke er kointegreret med de andre byer, når vi tager et 5 % signifikansniveau. Randers er også ligesom på de kvartårlige data kointegreret med Aalborg og Kolding ved et 1 % signifikansniveau, men det er til gengæld de to eneste kointegrationer inkluderende Randers. Aalborg og Esbjerg er nu de to byer med flest kointegrationer – med tre hver især. Foruden den indbyrdes kointegration imellem de to, så er Aalborg kointegreret med Randers og Kolding, imens Esbjerg er det med Århus og Odense. Også Århus er kointegreret med de to jyske byer, Esbjerg og Kolding. Den sidste kointegration finder vi imellem Kolding og Roskilde, hvilket er den mest overraskende, hvis vi sammenligner med den forrige kointegrationstest. De øvrige kointegrationer ligger relativt tæt op ad resultaterne på de kvartårlige data.

Vi går nu videre til kausalitetstesten, det giver os følgende resultater:

Tabel 7.25: Resultater af Granger kausalitetstest for byer, enfamiliehuse 1992-2011, halvårlige observationer for gennemsnitspriser.

→→→→→	København	Aalborg	Århus	Esbjerg	Kolding	Odense	Roskilde	Randers
København		0,1677	0,0141	0,0790	0,2152	0,4048	0,0560	0,0905
Aalborg	0,5266		0,1138	0,0119	0,0250	0,2578	0,2906	0,1201
Århus	0,1160	0,4436		0,9575	0,0623	0,1854	0,5833	0,6424
Esbjerg	0,8599	0,3565	0,2777		0,5174	0,8915	0,8486	0,8526
Kolding	0,0382	0,3142	0,2073	0,0125		0,0550	0,3071	0,9175
Odense	0,4996	0,0077	0,0236	0,3554	0,3619		0,1040	0,1074
Roskilde	0,3328	0,8932	0,2691	0,4720	0,7750	0,5930		0,5737
Randers	0,7591	0,7095	0,3674	0,5740	0,1411	0,8848	0,7081	

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg"

Vi har i undersøgelsen konstateret flere observationer, hvor lagperioden er angivet til nul. Da det ikke giver nogen mening, at antallet af lagperioder er nul, så har vi i disse tilfælde sat lagperioden til den kortest mulige meningsgivende periode, hvilket i dette tilfælde er et halvt år. Det skal dog nævnes, at ingen af disse lagkorrektioner giver sig udslag i en ripple-effekt ved et 5 % signifikansniveau.

Resultaterne viser, at København påvirker Århus ved et 5 % signifikansniveau. Sammenligner vi med undersøgelsen af de kvartårlige data, hvor København viste stærk påvirkning på otte af de ni andre byer, så er Københavns indflydelse altså væsentligt svagere på de halvårlige data for samme periode. Derudover ser København ud til at følge bevægelserne fra Kolding. Det er i denne undersøgelse Odense, der giver de stærkeste resultater, da byen ved et 1 % signifikansniveau har kausalitet gående i retning af Aalborg og ved et 5 % signifikansniveau i retning af Århus.

De færre observationer gør, at resultaterne slet ikke er af samme styrke som på de kvartalsvise data. Til sammenligning er der kun syv kausale sammenhænge fra de otte byer i undersøgelsen, hvorimod der kunne konstateres hele 48 på de kvartalsvise data, hvor ti byer indgik i undersøgelsen. Resultaterne adskiller sig altså markant fra de to første undersøgelser, og de relativt svage resultater må derfor tages med forbehold. Der er i hvert fald ingen tegn, der understøtter resultaterne i undersøgelsen på de kvartalsvise data, der ellers er på den samme tidsmæssige periode. På grund af de svage resultater udarbejder vi ikke en figur baseret på disse data.

7.2.4 Ejerlejligheder

En anden ting, der kan være interessant at undersøge, er ejerlejlighedsmarkedet. Mange af undersøgelserne af ripple-effekter har haft hovedstæder som fokuspunkt – f.eks. London, Helsinki

og Stockholm. Det er derfor interessant at se, hvad København har af betydning for det danske boligmarked. Resultaterne i undersøgelsen på halvårlige data fra 1974 og frem til i dag giver et indtryk af, at København har ret stor indflydelse på boligprisudviklingen i resten af landet, men indflydelsen er af svingende karakter, når vi kigger på de forskellige datasæt. En af årsagerne kan være, at boligudbuddet i København hovedsageligt består af lejligheder, hvilket ikke er inkluderet i den første undersøgelse, hvor data er på enfamiliehuse. Vi har på dette område valgt kun at se på byerne.

Desværre er der ikke tilgængelige data på ejerlejligheder i byerne fra før 1992, hvorfra det er muligt at få kvartårlige data. Antallet af lejligheder i Danmark er ifølge Danmarks Statistik på nogenlunde samme niveau som antallet af parcelhuse (Danmarks Statistik, 2010). Og særligt i de fire største byer; København, Århus, Odense og Aalborg, er andelen af lejligheder høj (Danmarks Statistik, 2012). Det må således også betyde, at billedet kan ændre sig, når vi ser på ejerlejligheder frem for enfamiliehuse – særligt for København, da boligerne i Københavns Kommune ifølge kilden består af ikke mindre end 86 % lejligheder.

Resultaterne fra stationaritetstesten ser således ud:

Tabel 7.26: Resultater af Augmented Dickey-Fuller test for 0. og 1. orden for byer, ejerlejligheder 1992-2012, kvartårlige observationer for kvadratmeterpriser.

By	0. orden med tidsdimension	1. orden
København	-0,767379	-4,364387
Roskilde	-0,229506	-8,236614
Odense	-0,432633	-12,347530
Esbjerg	-3,605866	-5,992869
Horsens	-2,195313	-13,775080
Kolding	-1,010307	-15,096060
Vejle	-4,265978	-10,022810
Randers	-2,303332	-10,391360
Århus	-1,320444	-4,573364
Aalborg	-1,786908	-3,524210

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Vi kan nu se, at Esbjerg og Vejle ved et 5 % Signifikansniveau kan afvise H_0 i 0. orden. Der er dermed indikationer på, at de to byer er stationære, hvilket er ensbetydende med, at de ikke kan indgå i kointegrationstesten, hvor der er krav om, at dataserierne er stationære af samme orden. De øvrige otte byer kan ligesom i de tidligere undersøgelser afvise stationaritet i 0. orden, imens de er

stationære i 1. orden. Disse kan derfor indgå i kointegrationstesten, hvor resultaterne ses i følgende tabel:

Tabel 7.27: Resultater af Engle & Grangers kointegrationstest for byer, ejerlejligheder 1992-2012, kvartårlige observationer for kvadratmeterpriser.

Kointegration byer							
By	Aalborg	Århus	Horsens	København	Kolding	Odense	Randers
Århus	-2,284						
Horsens	-3,310	-3,422					
København	-1,864	-1,339	-1,997				
Kolding	-5,909	-5,831	-7,440	-1,955			
Odense	-3,047	-2,294	-6,246	-1,370	-6,267		
Randers	-3,933	-3,514	-6,090	-2,102	-6,570	-6,408	
Roskilde	-1,275	-1,935	-1,559	-3,551	-1,659	-1,496	-2,431

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Vi kan her se, at Horsens, Kolding, Odense og Randers indbyrdes er de mest kointegrerede byer. Samtlige kombinationer af de fire byer er således kointegreret ved et 1 % signifikansniveau. Herudover er Kolding og Randers også kointegrerede med Århus og Aalborg ved et 1 % niveau, imens det er tilfældet for Horsens med begge de to byer ved et 5 % signifikansniveau, ligesom tilfældet er det for Odense med Aalborg. Resultaterne er således i god overensstemmelse med undersøgelsen af de halvårlige data fra 1974 og frem, hvor vi så på enfamiliehuse. Her kunne vi også se, at Odense, Randers og Kolding var stærkt kointegrerede med de øvrige jyske byer. Til gengæld kan vi nu se, at København på lejlighedsmarkedet udelukkende er kointegreret med Roskilde, hvor der ved enfamiliehusene var forbindelse til Randers, Esbjerg og Aalborg. Det er dog ikke direkte sammenligneligt, da perioden og dataintervallet er forkortet. Vi har altså på den ene side fire jysk-fynske byer, der boligprismæssigt har en langsigtsligevægt, og hvor også Aalborg og Århus har tilknytning, og på den anden side har vi de sjællandske byer, der kun indbyrdes er kointegrerede.

Sammenligner vi derimod med undersøgelsen på de halvårlige data for enfamiliehuse fra 1992 og frem, så opnår vi væsentligt stærkere resultater på det kvartårlige datasæt med lejligheder. Det skal dog igen bemærkes, at dataintervallet er forskelligt på de to undersøgelser, og at lejlighedsdatasættet derfor har det dobbelte antal observationer.

Går vi videre til kausalitetstesten, der er beregnet i E-Views, så opnår vi følgende resultater:

Tabel 7.28: Resultater af Granger kausalitetstest for byer, ejerlejligheder 1992-2012, kvartårlige observationer for kvadratmeterpriser.

→→→→→	København	Aalborg	Århus	Horsens	Kolding	Odense	Roskilde	Randers
København		0,0013	0,0020	0,0097	0,0052	0,0006	0,0000	0,0188
Aalborg	0,6836		0,5089	0,4186	0,0003	0,0091	0,0254	0,0006
Århus	0,4927	0,0018		0,4098	0,9108	0,0000	0,0000	0,4425
Horsens	0,2863	0,4081	0,1141		0,8374	0,3078	0,0340	0,1486
Kolding	0,8368	0,9006	0,9176	0,2228		0,1679	0,2178	0,4977
Odense	0,1269	0,5395	0,6172	0,5520	0,7074		0,0001	0,3955
Roskilde	0,3982	0,3451	0,2170	0,0102	0,0040	0,0573		0,0059
Randers	0,4632	0,7482	0,0059	0,1855	0,4561	0,1596	0,0196	

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Vi kan nu tydeligt se, at København er styrende for boligprisudviklingen i de øvrige større byer i Danmark. Der kan således konstateres en stærkt signifikant ripple-effekt gående fra København til seks af de syv øvrige byer i undersøgelsen. Den sidste by, Randers, er også styret af København, men her må vi dog tage et 5 % signifikansniveau i brug for at konstatere effekten.

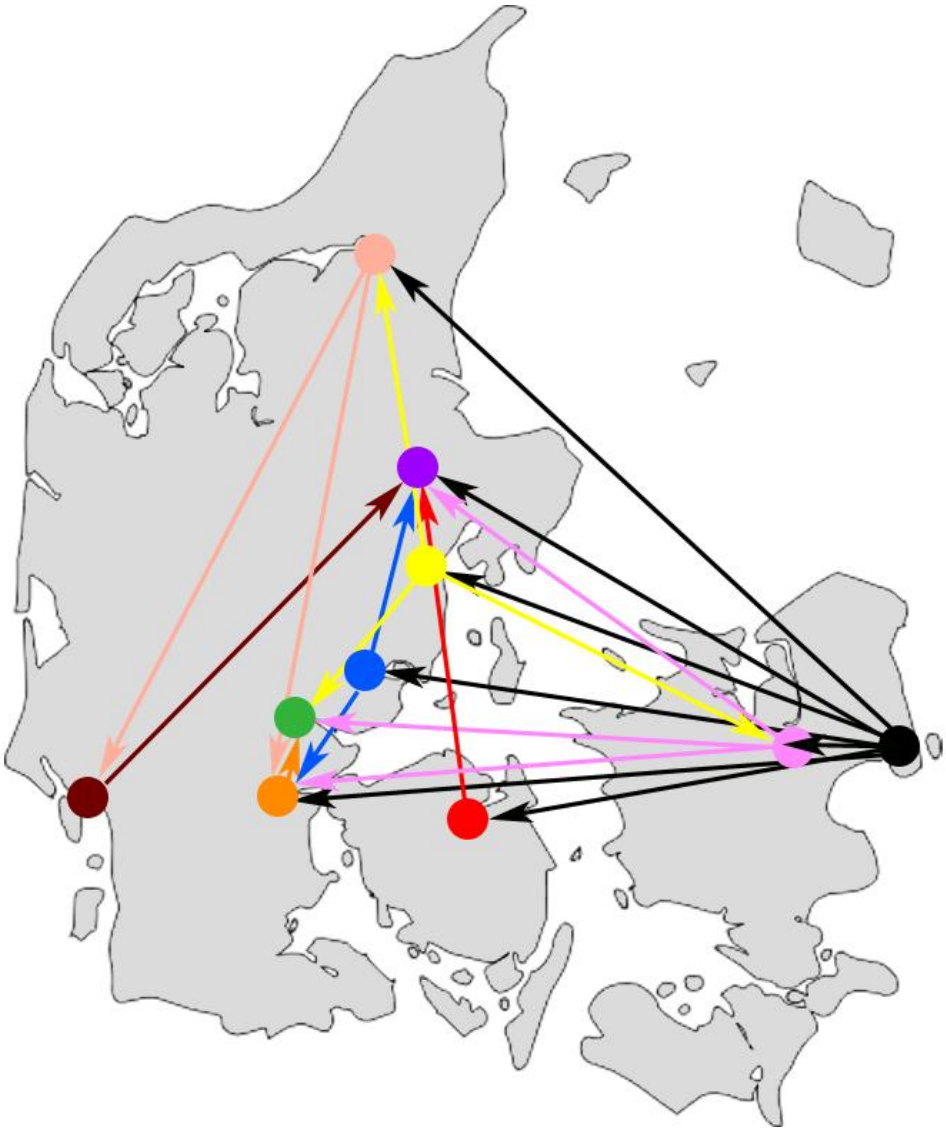
Går vi trinnet længere ned, og ser på Århus og Roskilde, så har de hver især tre ripple-effekter gående i retning af de andre byer. Fra Århus er det til den tredje- og fjerdestørste by, Odense og Aalborg, imens den sidste går imod Roskilde. Ser vi nærmere på Roskilde, så er resultaterne mere tvetydige. Godt nok er der tre kausale sammenhænge gående fra Roskilde, men på den anden side er der også fem gående i retning af Roskilde. Nøjes vi med at tage de ensrettede kausale sammenhænge, så er Roskilde styrende for Kolding og Randers, men samtidig er der kausalitet gående imod Roskilde fra alle de øvrige byer. Endeligt, så er resultaterne fra Aalborg også interessante, idet byen opnår de stærkeste resultater i undersøgelsen, hvis vi ser bort fra København. Der er således stærkt signifikante ripple-effekter gående mod Kolding, Odense og Randers. Foruden de tre nævnte forbindelser, så har Aalborg også kausalitet gående imod Roskilde ved et 5 % signifikansniveau. Det er også værd at bemærke, at Horsens på dette datasæt ikke opnår de samme stærke resultater, som tilfældet var ved enfamiliehuse. De fundne ripple-effekter kan ses her:

Figur 7.4: Ripple-effekter blandt byerne baseret på Realkreditrådets data.

Kilde: Egen tilvirkning.

Vi har i undersøgelsen af de fire datasæt fundet adskillige Granger-kausale sammenhænge imellem de ti byer. Vi kan derfor konkludere, at der er et samspil i korttidsprisbevægelserne. Derudover kan vi i hvert fald to klare tendenser i datasættene. Den første er, at der samlet set er tegn på, at særligt København styrer boligprisudviklingen i Danmark. Byen befinder sig i første lag i de tre undersøgelser, der gav brugbare resultater (se Figur 7.1, 7.2 og 7.3). Kausalitetstesten understøtter således vores formodning om, at en eventuel dansk ripple-effekt har sit udgangspunkt i København. Et andet klart resultat er, at Vejle, Randers og til dels Kolding synes at være de byer, der ligger nederst, og derfor synes at være mest påvirkede af boligprisudviklingen blandt de ti byer i undersøgelsen. For de øvrige byer er billedet mere blandet. Esbjerg og Århus indtager en særstilling i undersøgelsen, da de begge præsterer at ligge i hhv. øverste og nederste lag. Her kan dataseriernes forskellige tidsperioder have en forklarende indflydelse. Det kan tænkes, at det danske boligmarked har forandret karakter fra 1974 og frem til 1992, hvor det kvartalsvise datasæt starter. Det ligger dog uden for vores opgave at lave en nærmere undersøgelse af dette. Derudover har vi set, at Odense og de jyske byer kointegrerer på boligprisudviklingen. Særligt Horsens, Randers, Kolding og Odense har lignende udvikling, men også Århus og Aalborg kobler sig på denne gruppe. Derimod synes langsigtsligevægten mere tvivlsom til København, Roskilde og Esbjerg. Nedenfor ses ripple-effekterne grafisk illustreret.

Figur 7.5: Ripple-effekter for de danske byer.



Kilde: Egen tilvirkning.

7.3 Variansanalyse af boligmarkedet

Som beskrevet i litteraturstudiet, så har Meen påpeget det faktum, at udgangspunktet for eventuelle ripple-effekter er kendetegnet ved en højere varians i udviklingen af boligpriserne. Vi har i forlængelse af de andre undersøgelser valgt at undersøge, om dette også gør sig gældende på det danske boligmarked, og om det kan understøtte eventuelle ripple-effekter. Datagrundlaget udgøres i dette kapitel af de dataserier, der omhandler kvadratmeterpriser og gennemsnitspriser som beskrevet i kapitel 3.

Vi har valgt at beregne standardafvigelsen for de procentvise ændringer i boligpriserne udtrykt i procentpoint. Som vist i kapitel 5.1, så har særligt hovedstadsområdet været kendetegnet af en højere faktorudvikling end resten af landet, hvorfor den gennemsnitlige procentvise ændring i boligprisudviklingen også har været højere her. Man kan derfor argumentere for, at den relative standardafvigelse må være mere sigende end den absolutte værdi. Vi beregner således også standardafvigelsen divideret med den gennemsnitlige procentvise ændring udtrykt i procent.

Undersøger vi i første omgang regionerne, så må den klare forventning, på baggrund af litteraturstudiet og vores resultater tidligere i kapitel 7, være, at vi har en højere varians i Østdanmark end i Vestdanmark. Resultaterne for dataserierne fra SKAT ser ud på følgende måde:

Tabel 7.29: Resultater af variansanalyse for enfamiliehuse i gennemsnitspriser på regionsniveau, 1974-2011.

SKAT 1974-2012 Regioner					
	Hovedstaden	**Sjælland**	**Syddanmark**	**Midtjylland**	**Nordjylland**
Gennemsnit	0,0274	0,0253	0,0241	0,0256	0,0235
Standardafvigelse	0,0552	0,0515	0,0431	0,0441	0,0448
Std.afv./Gennemsnit	2,0154	2,0332	1,7916	1,7243	1,9055

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg".

Ser vi udelukkende på standardafvigelsen, så er den højest i Region Hovedstaden efterfulgt af Region Sjælland. Herefter følger regionerne Nordjylland, Midtjylland og Syddanmark med meget ens absolutte udsving. Når det kommer til de relative afvigelser, så er det Sjælland, der har den højeste værdi efterfulgt af Region Hovedstaden. Resultaterne stemmer således godt overens med resultaterne af Grangers kausalitetstest (Se tabel 7.5). Benytter vi Realkreditrådet som datagrundlag bliver outputtet som følger:

Tabel 7.30: Resultater af variansanalyse for enfamiliehuse i kvadratmeterpriser på regionsniveau, 1992-2012.

RKR varians 1992-2012 Regioner					
	Hovedstaden	**Sjælland**	**Syddanmark**	**Midtjylland**	**Nordjylland**
Gennemsnit	0,0139	0,0112	0,0114	0,0126	0,0117
Standardafvigelse	0,0320	0,0292	0,0200	0,0216	0,0236
Std.afv./Gennemsnit	2,2950	2,5975	1,7553	1,7109	2,0064

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Igen ses det, at den højeste standardafvigelse findes i Region Hovedstaden og i Region Sjælland. Ligeledes er den relative standardafvigelse igen størst i Region Sjælland efterfulgt af Region Hovedstaden. Disse resultater stemmer overens med Grangers kausalitetstest for samme dataserier, hvor Sjælland og Hovedstaden havde en styrende effekt på de andre regioner. Det observeres også

igen, at boligprisudviklingen for enfamiliehuse i Nordjylland faktisk både absolut og relativt varierer mere end regionerne Midtjylland og Syddanmark. Dette stemmer modsat ikke overens med teorien. Bruger vi endeligt Danmarks Statistik som datagrundlag, så får vi følgende output:

Tabel 7.31: Resultater af variansanalyse for enfamiliehuse i gennemsnitspriser på regionsniveau, 1992-2012

Danmarks Statistik 1992 -2012 Regioner					
	Hovedstaden	Sjælland	Syddanmark	Midtjylland	Nordjylland
Gennemsnit	0,0153	0,0131	0,0123	0,0140	0,0122
Standardafvigelse	0,0351	0,0288	0,0217	0,0284	0,0302
Std.afv./Gennemsnit	2,2929	2,1909	1,7587	2,0319	2,4714

Kilde: Danmarks Statistik; Statistikbanken; EJEN1,EJEN7, EJEN77 kvartårlige observationer.

Her ses det noget overraskende, at det relativt er Region Nordjylland, der har den højeste varians. Dette kan i nogen grad tilskrives det faktum, at regionen samtidig har den laveste gennemsnitlige procentvise boligprisændring. Igen er det værd at bemærke, at regionerne Hovedstaden og Sjælland har større varians - både absolut og relativt – end Syddanmark og Midtjylland. Resultaterne af Grangers kausalitetstest for denne dataserie var blandede (Se tabel 7.11), hvilket jo også må siges at være tilfældet her. Sammenfatter vi de tre dataserier på regionsniveau, så er det tydeligt, at de østdanske boligpriser både relativt og absolut har en højere varians end de vestdanske områder. Dette stemmer således fint overens med Meens observationer for det britiske boligmarked.

Går vi et niveau ned, og undersøger variansen på boligpriserne for de ti udvalgte byer, så får vi mere blandede resultater. Tager vi i første omgang udgangspunkt i dataserierne fra SKAT på enfamiliehuse, så får vi følgende resultater:

Tabel 7.32: Resultater af variansanalyse for enfamiliehuse i gennemsnitspriser på byniveau, 1974-2011.

SKAT 1974 -2011 Enfamiliehuse					
	København	Roskilde	Odense	Esbjerg	Horsens
Gennemsnit	0,0317	0,0262	0,0240	0,0225	0,0264
Standardafvigelse	0,0628	0,0641	0,0497	0,0463	0,0594
Std.afv./Gennemsnit	1,9795	2,4454	2,0745	2,0614	2,2530
	Kolding	Vejle	Randers	Århus	Aalborg
Gennemsnit	0,0244	0,0235	0,0238	0,0280	0,0236
Standardafvigelse	0,0563	0,0656	0,0574	0,0537	0,0483
Std.afv./Gennemsnit	2,3102	2,7963	2,4162	1,9193	2,0419

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg".

Landets to største byer, København og Århus, udviser den laveste relative standardafvigelse, hvorimod Vejle, Roskilde og Randers på denne parameter ligger højt. På de absolutte værdier er det

Vejle, Roskilde og København, der ligger højt, hvorimod Esbjerg og Aalborg ligger lavt på denne parameter. Disse resultater ligger således ikke i umiddelbar forlængelse af vores resultater fra Grangers kausalitetstest (se tabel 7.19). Her var det først og fremmest København, Roskilde, Horsens og Esbjerg, der så ud til at have indflydelse på de andre byer. Vejle, der har ligget højt på begge parametre, ser ud til at være en by, der er under påvirkning fra en lang række andre byer i Granger-testen.

Undersøger vi den tilsvarende dataserie fra Realkreditrådet får vi følgende output:

Tabel 7.33: Resultater af variansanalyse for enfamiliehuse i kvadratmeterpriser på byniveau, 1992-2012.

RKR varians 1992-2012 Enfamiliehuse					
	København	**Roskilde**	**Odense**	**Esbjerg**	**Kolding**
Gennemsnit	0,0184	0,0146	0,0129	0,0124	0,0121
Standardafvigelse	0,0415	0,0453	0,0300	0,0399	0,0432
Std.afv./Gennemsnit	2,2512	3,1012	2,3316	3,2136	3,5552
	Vejle	**Horsens**	**Randers**	**Århus**	**Aalborg**
Gennemsnit	0,0129	0,0137	0,0123	0,0150	0,0135
Standardafvigelse	0,0507	0,0391	0,0383	0,0320	0,0322
Std.afv./Gennemsnit	3,9391	2,8634	3,1093	2,1375	2,3781

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Her er det på den relative standardafvigelse København, Århus og Odense, der har de laveste værdier. I den anden ende af skalaen ligger Vejle, Kolding og Randers. På de absolutte værdier er det Vejle, Roskilde og Kolding, der ligger højest, hvorimod Odense, Århus og Aalborg har en lille varians i boligprisudviklingen. Sammenholder vi det igen med Grangers kausalitetstest (se tabel 7.22), så ses det her, at det først og fremmest er fra København, at der kunne observeres en effekt. Det kan ligeledes observeres fra Århus, Odense og Roskilde. Igen synes vores variansanalyse altså ikke at understøtte kausalitetstesten.

Når det kommer til ejerlejlighederne, må vi tage det forbehold, at det kun er for et begrænset antal af byerne, at ejerlejlighedsmarked har en betydelig størrelse. De interessante byer er her jf. Appendiks 3.3 således kun København, Århus, Odense og Aalborg. For de andre byer gælder, at vi vurderer, at det heterogene element er for stort, hvilket betyder, at priserne i for høj grad influeres af enkelte handler. Outputtet for alle byer er dog som følger:

Tabel 7.34: Resultater af variansanalyse for ejerlejligheder i kvadratmeterpriser på byniveau, 1992-2012.

RKR varians 1992-2012 Ejerlejligheder					
	København	**Roskilde**	**Odense**	**Esbjerg**	**Kolding**
Gennemsnit	0,0165	0,0119	0,0108	0,0114	0,0110
Standardafvigelse	0,0388	0,0480	0,0544	0,0565	0,1015
Std.afv./Gennemsnit	2,3574	4,0259	5,0202	4,9439	9,2101
	Vejle	**Horsens**	**Randers**	**Århus**	**Aalborg**
Gennemsnit	0,0138	0,0160	0,0107	0,0139	0,0129
Standardafvigelse	0,1034	0,1005	0,0576	0,0371	0,0362
Std.afv./Gennemsnit	7,4855	6,2781	5,3971	2,6614	2,8166

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Her ses det igen, at den laveste relative værdi findes i den københavnske dataserie efterfulgt af Århus. Sammenholder vi dette med resultaterne af Grangers kausalitetstest (tabel 7.28), så ses det, at det netop er København, der er den styrende by i denne serie. Her synes variansanalysen altså igen ikke at understøtte kausalitetstesten.

Sammenfatter vi kort resultaterne af variansanalysen, så synes den på regionsniveau at understøtte de resultater, vi har opnået tidligere i kapitel 7, hvor særligt boligprisudviklingen i Region Hovedstaden og Region Sjælland er styrende for boligprisudviklingen i de resterende regioner. Modsat synes variansanalysen på byniveau næsten at modsige kausalitetstesten, og resultaterne understøtter ikke vores tidligere opnåede resultater. København er her i de fleste tilfælde den by, der har haft den laveste relative varians.

8. Analyse af boligernes liggetider og antal boligsalg

Foruden analysen på priserne, så vil vi som tidligere nævnt også undersøge for ripple-effekter på boligernes liggetider og antallet af boligsalg. . Vi har desværre kun data for liggetiderne fra 2004 til og med tredje kvartal 2012, hvilket er ensbetydende med 35 observationer. Vi har af denne årsag valgt at benytte samme dataserie til analysen på antallet af salg, da vi på denne måde bedre kan sammenligne de to datasæts resultater.

8.1 Analyse af boligernes liggetider

Undersøgelsen på liggetiderne er bygget op på samme måde som undersøgelserne i det forudgående kapitel. Det vil sige en test for stationaritet, en test for kointegration og en test for kausalitet. Vi ser igen først på de fem regioner, hvorefter byerne behandles for både enfamiliehuse og ejerlejligheder.

8.1.1 Regioner

For stationaritetstesten gælder det både for liggetiderne og antallet af salg, at vi tester 0. orden uden tidstrend, da en sådan ikke bør eksistere. Det må således antages, at der ikke er en sammenhæng imellem tiden og de to dataserier. Ser vi først på regionerne, så opnår vi i stationaritetstesten følgende resultater:

Tabel 8.1: Resultater af Augmented Dickey-Fuller test for 0. og 1. orden for regioner, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for liggetider.

Region	0. orden *uden* tidsdimension	1. orden
Region Hovedstaden	-2,413669	-2,188314
Region Sjælland	0,320333	-3,934070
Region Syddanmark	0,694175	-3,980500
Region Midtjylland	-0,679496	-3,107919
Region Nordjylland	0,394049	-7,711408

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

De kritiske værdier ligger ved et 5 % signifikansniveau på imellem -2,96 og -2,97. Vi kan altså for alle fem regioner afvise stationaritet i 0. orden. Ser vi derimod på 1.orden, hvor der skal kunne konstateres stationaritet, så er det ikke tilfældet for Region Hovedstaden. Vi må derfor fortsætte undersøgelsen med de fire resterende regioner.

Vi undersøger nu de fire regioner for kointegration, hvilket giver følgende resultater:

Tabel 8.2: Resultater af Engle & Grangers kointegrationstest for regioner, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for liggetider.

Kointegration regioner				
	Sjælland	Syddanmark	Midtjylland	Nordjylland
Region Sjælland				
Region Syddanmark	-1,463			
Region Midtjylland	-2,537	-1,379		
Region Nordjylland	-3,639	-1,818	-1,748	

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Hvor vi tidligere har kunnet se et geografisk mønster i langsigtsligevægten, så er det i hvert fald ikke tilfældet her. Der er kointegration ved et 1 % signifikansniveau imellem Region Sjælland og Region Nordjylland, imens det klart kan afvises for alle de øvrige forbindelser ved et 5 % signifikansniveau, hvor den kritiske værdi er -2,95. Vi ser faktisk, at de svageste resultater opnås imellem Region Midtjylland og Region Syddanmark samt Region Sjælland og Region Syddanmark – i begge tilfælde geografisk forbundne regioner.

Som tredje led i undersøgelsen har vi kausalitetstesten, der giver følgende resultater:

Tabel 8.3: Resultater af Granger kausalitetstest for regioner, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for liggetider.

→→→→→	Sjælland	Syddanmark	Midtjylland	Nordjylland
Region Sjælland		0,3633	0,7004	0,1332
Region Syddanmark	0,0957		0,2188	0,0032
Region Midtjylland	0,0055	0,0136		0,0116
Region Nordjylland	0,4063	0,9551	0,0227	

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Vi kan se, at særligt Region Midtjylland er styrende for boligprisudviklingen i Danmark. Der er således kausalitet gående i retning af Region Sjælland ved et 1 % signifikansniveau og i retning af Region Syddanmark ved et 5 % signifikansniveau. Derudover finder vi kausalitet i retning af Region Nordjylland, men da der samtidig er en modsatrettet effekt, så må dette resultat erklæres for ugyldigt. Endelig finder vi også kausalitet gående fra Region Syddanmark i retning af Region Nordjylland, hvilket kan konstateres ved et 1 % signifikansniveau.

8.1.2.1 Byer

Bevæger vi os videre til byerne, så opnår vi følgende resultater i stationaritetstesten for enfamiliehuse:

Tabel 8.4: Resultater af Augmented Dickey-Fuller test for 0. og 1. orden for byer, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for liggetider.

By	0. orden *uden* tidsdimension	1. orden
København	-1,357491	-5,904116
Roskilde	-0,982238	-2,742193
Odense	-1,130307	-6,629871
Esbjerg	-0,096121	-8,951497
Kolding	-0,773287	-6,650926
Vejle	0,183285	-9,044656
Horsens	-0,319419	-7,830181
Randers	-0,467313	-6,127522
Århus	-0,535688	-3,534119
Aalborg	-0,828743	-4,423076

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Med en kritisk værdi på ca. -2,97 ved et 5 % signifikansniveau kan vi afvise, at byerne er stationære i 0. orden. På den anden side kan vi konstatere stationaritet i 1. orden for ni af de ti byer i undersøgelsen. Den sidste by, Roskilde, er derfor ikke med i den videre undersøgelse. Det næste trin er kointegrationstesten, der giver følgende resultater:

Tabel 8.5: Resultater af Engle & Grangers kointegrationstest for byer, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for liggetider.

Kointegration byer								
	Aalborg	Århus	Esbjerg	Horsens	Københav	Kolding	Odense	Randers
Århus	-1,268							
Esbjerg	-4,626	-0,780						
Horsens	-3,241	-1,459	-1,544					
København	-1,664	-3,065	-1,506	-2,221				
Kolding	-4,735	-1,724	-2,919	-2,871	-1,819			
Odense	-4,512	-0,740	-1,944	-5,747	-1,639	-5,415		
Randers	-4,226	-1,033	-3,484	-3,068	-1,602	-4,829	-5,348	
Vejle	-3,606	-0,588	-7,049	-1,430	-1,490	-3,124	-3,131	-2,244

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Vi ser her et ret interessant billede, idet København og Århus foruden den indbyrdes langsigtsligevægt ikke kointegrerer med de øvrige byer i undersøgelsen. Da vi tidligere så

liggetiderne grafisk illustreret, kunne vi netop se, at København og Århus var blandt de byer med de korteste liggetider, og at de samtidig fulgtes relativt pænt ad i udviklingen.

For de resterende syv byer kan der til gengæld konstateres en høj grad af kointegration. For Aalborg er der en langsigtsligevægt til alle de seks andre byer, og for Randers og Odense kan det konstateres til fem af de seks andre byer. Det mindste antal kointegrerede relationer for de syv byer er tre, men det er svært at gennemskue et egentligt mønster i langsigtsligevægtene. Der er dog nogle af de samme indikationer som ved prisudviklingen, idet særligt de østjyske byer og Odense ser ud til at have et samspil.

Kausalitetstesten for enfamiliehusene giver os følgende resultater:

Tabel 8.6: Resultater af Grangers kausalitetstest for byer, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for liggetider.

→→→→→	København	Aalborg	Århus	Esbjerg	Horsens	Kolding	Odense	Vejle	Randers
København		0,1720	0,8328	0,3280	0,1209	0,1107	0,0129	0,2176	0,0584
Aalborg	0,1327		0,7482	0,4769	0,0286	0,5663	0,0157	0,6546	0,0536
Århus	0,0124	0,7702		0,0552	0,0261	0,0062	0,0118	0,6482	0,0003
Esbjerg	0,2820	0,5345	0,6147		0,2289	0,7253	0,2722	0,6410	0,3568
Horsens	0,0371	0,2939	0,3878	0,4976		0,7353	0,9970	0,8082	0,1468
Kolding	0,5029	0,0007	0,9048	0,2057	0,5885		0,2922	0,3376	0,8933
Odense	0,1125	0,3383	0,7173	0,9071	0,1818	0,8703		0,1818	0,8895
Vejle	0,5995	0,8077	0,6094	0,2554	0,3094	0,0311	0,3846		0,3624
Randers	0,9912	0,1732	0,3959	0,1327	0,0004	0,7735	0,3713	0,0009	

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Her ser vi, at særligt Århus er styrende, idet vi kan finde ikke mindre end fem kausale sammenhænge, der udspringer i Århus. Lidt overraskende ser Århus ud til at være styrende for Københavns liggetider, hvilket kan konstateres ved et 5 % signifikansniveau. Mindre overraskende er det derimod, at også Horsens og Randers er styret af Århus, da der er tale om de to nærmest liggende byer. Derudover kan vi også konstatere kausalitet gående i retning af Odense og Kolding. Går vi lidt videre, så kan vi tilmed se, at Randers er styrende for Vejle og Horsens, at Horsens er styrende for København, og at Kolding er styrende for Aalborg. Disse kausale sammenhænge er noget overraskende, og man kan med lidt tilnærmelse tro, at de udspringer af Århus' indflydelse på de førstnævnte byer.

Af øvrige observationer er det værd at lægge mærke til, at Esbjerg slet ikke indgår i nogen kausal sammenhæng med de otte øvrige byer, hvilket måske kan forklares med den geografiske beliggenhed på vestkysten. Herudover er det også interessant, at der er kausalitet gående i retning af

Odense fra København, Århus og Aalborg, der er de tre største byer i undersøgelsen foruden Odense selv.

8.1.2.2 Ejerlejligheder

I stationaritetstesten for ejerlejlighederne i de ti største byer opnår vi disse resultater:

Tabel 8.7: Resultater af Augmented Dickey-Fuller test for 0. og 1. orden for byer, ejerlejligheder 1992-2012, kvartårlige observationer for liggetider.

By	0. orden *uden* tidsdimension	1. orden
København	-1,231053	-4,878270
Roskilde	-1,306448	-9,410841
Odense	-0,680750	-7,855479
Esbjerg	-0,796805	-7,062090
Kolding	-1,963541	-7,569447
Vejle	-1,686936	-7,133062
Horsens	-1,190955	-6,461032
Randers	-1,149981	-6,289951
Århus	-1,468641	-8,171639
Aalborg	-0,782930	-6,292196

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Den kritiske værdi ligger stadigvæk på ca. -2,97, hvorfor vi for samtlige byer kan afvise stationaritet i 0. orden, ligesom vi tilsvarende kan konstatere stationaritet i 1. orden. Vi kan derfor fortsætte undersøgelsen med alle de ti byer. Kointegrationsresultaterne kan ses her:

Tabel 8.8: Resultater af Engle & Grangers kointegrationstest for byer, ejerlejligheder 1992-2012, kvartårlige observationer for liggetider.

Kointegration byer									
	Aalborg	Århus	Esbjerg	Horsens	Københav	Kolding	Odense	Randers	Roskilde
Århus	-1,558								
Esbjerg	-9,381	-0,852							
Horsens	-5,529	-1,528	-5,450						
København	-1,558	-3,513	-1,598	-1,595					
Kolding	-4,439	-2,983	-6,698	-4,605	-2,296				
Odense	-4,366	-1,385	-7,473	-3,415	-3,787	-4,100			
Randers	-2,838	-1,629	-4,139	-3,694	-1,430	-3,933	-2,911		
Roskilde	-3,421	-2,798	-5,688	-0,637	-3,097	-4,056	-4,162	-3,819	
Vejle	-5,799	-1,961	-2,174	-5,116	-2,212	-3,709	-3,232	-4,481	-2,754

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

For København er der en langsigtsligevægt med den nærmeste by i undersøgelsen, Roskilde, ligesom det også kan konstateres til Danmarks anden- og tredjestørste by, Århus og Odense. For Århus er der foruden langsigtsligevægten med København også kointegration med Kolding. Igen er det klart Århus og København, der skiller sig ud, da der for alle de øvrige byer kan konstateres fra fem til otte kointegrationer.

Går vi videre til kausalitetstesten, så får vi følgende resultater:

Tabel 8.9: Resultater af Granger kausalitetstest for byer, ejerlejligheder 1992-2012, kvartårlige observationer for liggetider.

→→→→→	København	Aalborg	Århus	Esbjerg	Horsens	Kolding	Odense	Roskilde	Vejle	Randers
København		0,6518	0,9968	0,8881	0,7238	0,5201	0,5818	0,0054	0,6165	0,1335
Aalborg	0,5285		0,2755	0,1824	0,4128	0,6247	0,2272	0,9323	0,1576	0,4521
Århus	0,3421	0,9695		0,0134	0,7769	0,6905	0,0149	0,8979	0,0018	0,3996
Esbjerg	0,9632	0,3629	0,1736		0,0028	0,3047	0,6840	0,4331	0,9397	0,0435
Horsens	0,0165	0,2461	0,0584	0,0842		0,0134	0,4073	0,0018	0,0082	0,0860
Kolding	0,7278	0,0094	0,5617	0,8108	0,1522		0,4149	0,3071	0,0775	0,2039
Odense	0,6137	0,2981	0,8386	0,0003	0,0121	0,0170		0,598	0,4231	0,1053
Roskilde	0,1783	0,4229	0,8966	0,3226	0,0411	0,0627	0,2422		0,2232	0,6249
Vejle	0,6029	0,7718	0,6203	0,3772	0,2072	0,1901	0,3226	0,0205		0,0812
Randers	0,2474	0,2975	0,2367	0,3550	0,3052	0,6194	0,5391	0,3489	0,8759	

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Her får vi lidt mærkværdige resultater, hvis vi tager udgangspunkt i Horsens. Det ser nemlig ud til, at Horsens er styrende for fire af de andre byer, men da to af dem har den modsatrettet effekt, så må disse annulleres. Der er dog også to ensrettede kausale sammenhænge gående i retning af Horsens fra Esbjerg og Odense. Blandt de to effekter med udgangspunkt i Horsens finder vi mærkelig nok København, der altså både på enfamiliehuse og ejerlejligheder ser ud til at være styret af Horsens' liggetider. Det lyder meget usandsynligt, hvorfor det nok skal tages med forbehold. Det samme må tilfældet siges at være med kausaliteten gående fra Kolding mod Aalborg, hvilket i øvrigt også var tilfældet for enfamiliehusene.

Ser vi bort fra Horsens, så er det igen Århus, der er den dominerende by, hvad angår ripple-effekten. Der er dog tale om andre byer i forhold til for enfamiliehusene, da der denne gang er kausalitet gående i retning af Esbjerg, Vejle og den eneste genganger Odense. Ligesom før er der ingen kausalitet gående imod Århus. Fra København er der stærke indikationer på en ripple-effekt gående imod Roskilde, hvilket ikke kommer som en overraskelse, da det som sagt er nærmeste by i undersøgelsen. Herudover ser det denne gang ud til, at Odense er en styrende by, idet der er ripple-effekter gående imod Esbjerg, Horsens og Kolding.

Samler vi op på liggetiderne, så har vi fået lidt blandede resultater. I kointegrationstestene har København og Århus skilt sig ud fra mængden, da de foruden den indbyrdes langsigtsligevægt kun har ganske få kointegrationer med de resterende otte byer. De otte byer har derimod adskillige indbyrdes langsigtsligevægte, hvorfor man med rette kan inddele de ti byer i de to grupper.

Hvad angår ripple-effekten, så er den eneste tydelige information ud fra resultaterne, at Århus er den klart mest dominerende by på liggetiderne. Der er således konstateret sammenlagt otte kausale sammenhænge gående ud fra Århus, og disse ser i øvrigt ud til at sprede sig til resten af landet. Derudover har vi som sagt fået enkelte resultater, der næppe kan være sandsynlige. F.eks. har vi set, at Kolding skulle være styrende for Aalborg, og at Horsens skulle være styrende for København.

8.2 Analyse af antal boligsalg

Vi går nu videre til antallet af boligsalg. Accepterer vi antagelsen om, at lange liggetider er ensbetydende med et lavt antal salg, så kan vi forvente, at resultaterne vil afspejle, hvad vi nåede frem til for liggetiderne. Der kan dog særligt ved byerne være et mindre problem, idet antallet af salg er ret lavt, hvilket bringer tilfældighederne i spil, hvad angår udviklingen. Der vil være relativt stor forskel ved bare en lille forskubbelse af salgene, når antallet af salg ligger på under 150 salg, hvilket er tilfældet i flere af områderne. Det kan både medføre udviskede ripple-effekter og lidt tilfældige resultater. Problemet er væsentligt mindre for regionerne, hvor antallet naturligvis er markant større.

8.2.1 Regioner

Ser vi i første omgang på regionerne, så giver stationaritetstesten følgende resultater:

Tabel 8.10: Resultater af Augmented Dickey-Fuller test for 0. og 1. orden for regioner, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for antal boligsalg.

Region	0. orden *uden* tidsdimension	1. orden
Region Hovedstaden	-2,649394	-4,453761
Region Sjælland	-0,997595	-3,771533
Region Syddanmark	-0,562018	-4,604254
Region Midtjylland	-0,852088	-4,367065
Region Nordjylland	-0,688419	-5,657898

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Med en kritisk værdi ved et 5 % signifikansniveau kan vi afvise stationaritet for alle regionerne i 0. orden. På samme måde kan vi konstatere stationaritet i 1. orden, hvilket er ensbetydende med, at alle regioner kan indgå i den videre undersøgelse. Ser vi på kointegrationerne regionerne imellem, så får vi disse resultater:

Tabel 8.11: Resultater af Engle & Grangers kointegrationstest for regioner, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for antal boligsalg.

Kointegration regioner					
	Hovedstaden	Sjælland	Syddanmark	Midtjylland	Nordjylland
Region Hovedstaden					
Region Sjælland	-2,973				
Region Syddanmark	-2,714	-2,327			
Region Midtjylland	-2,041	-3,143	-3,371		
Region Nordjylland	-2,868	-2,775	-4,624	-2,678	

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

For Region Hovedstaden kan der ved et 5 % signifikansniveau konstateres en langsigtsligevægt med Region Sjælland, men ellers er regionen ikke kointegreret med de øvrige regioner. Region Sjælland er derimod også kointegreret med Region Midtjylland, der i øvrigt også har en langsigtsligevægt med Region Syddanmark. Derudover kan vi også konstatere en stærk signifikant langsigtsligevægt imellem Region Nordjylland og Region Syddanmark. Resultaterne adskiller sig her væsentligt fra den tilsvarende dataserie på liggetiderne, hvor kun Region Nordjylland og Region Sjælland var kointegrerede.

Går vi videre til kausalitetstesten, så får vi følgende resultater:

Tabel 8.12: Resultater af Granger kausalitetstest for regioner, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for antal boligsalg.

→→→→→	Hovedstaden	Sjælland	Syddanmark	Midtjylland	Nordjylland
Region Hovedstaden		0,9487	0,3361	0,1668	0,0613
Region Sjælland	0,0752		0,0262	0,4214	0,0011
Region Syddanmark	0,7102	0,6296		0,5955	0,1077
Region Midtjylland	0,7662	0,0444	0,3653		0,1127
Region Nordjylland	0,2923	0,2725	0,4841	0,6093	

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Vi ser her, at Region Hovedstaden ikke har nogen kausal sammenhæng med de andre regioner. Region Sjælland har derimod kausalitet gående imod Region Syddanmark og Region Nordjylland ved et hhv. 5 og 1 % signifikansniveau. Region Sjælland ser dog selv ud til at være styret af boligprisudviklingen i Region Midtjylland, hvilket også var tilfældet i analysen på liggetiderne.

8.2.2.1 Byer

Går vi videre til byerne, så ser resultaterne for stationaritetstesten for antal salg af enfamiliehuse i byerne således ud:

Tabel 8.13: Resultater af Augmented Dickey-Fuller test for 0. og 1. orden for byer, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for antal boligsalg.

By	0. orden med tidsdimension	1. orden
København	-3,572147	
Roskilde	-2,189448	-5,694624
Odense	-1,798380	-5,624013
Esbjerg	-3,380521	
Kolding	-1,204105	-5,934350
Vejle	-1,329191	-6,772344
Horsens	-1,017584	-4,092187
Randers	-1,279697	-5,991192
Århus	-2,955860	
Aalborg	-1,416054	-6,220242

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Da den kritiske værdi ved et 5 % signifikansniveau i 0. orden er på -2,951, så kan vi ikke afvise, at København, Århus og Esbjerg er stationære i 0. orden. Den fortsatte undersøgelse bliver således uden de tre byer. Da vi mangler de to største byer, der samtidig har været de klart mest markante i de foregående undersøgelser, så bliver sammenligningsgrundlaget til de øvrige undersøgelser lidt tyndt. For en god ordens skyld vil vi dog gennemføre undersøgelsen. I kointegrationstesten får vi følgende resultater:

Tabel 8.14: Resultater af Engle & Grangers kointegrationstest for byer, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for antal boligsalg.

Kointegration byer							
	Aalborg	Horsens	Kolding	Odense	Randers	Roskilde	Vejle
Aalborg							
Horsens	-1,678						
Kolding	-1,955	-5,214					
Odense	-5,486	-4,413	-3,904				
Randers	-4,860	-2,595	-3,457	-4,411			
Roskilde	-3,303	-3,148	-2,853	-2,874	-2,751		
Vejle	-5,750	-5,176	-4,653	-4,729	-4,002	-2,614	

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Vi kan her se, at der eksisterer en langsigtsligevægt i langt hovedparten af tilfældene. Kun Roskilde stikker lidt ud, da der kun kan konstateres kointegration med Aalborg og Horsens ved et 5 % signifikansniveau. Ellers er det generelle billede med kun ganske få undtagelser, at alle de jyske og fynske byer kointegrerer ved et 1 % signifikansniveau.

Går vi videre til kausalitetstesten, så finder vi ganske få ripple-effekter i sammenligningen med de øvrige undersøgelser:

Tabel 8.15: Resultater af Grangers kausalitetstest for byer, enfamiliehuse 1992-2012, kvartårlige observationer for antal boligsalg.

→→→→→	Aalborg	Horsens	Kolding	Odense	Randers	Roskilde	Vejle
Aalborg		0,0828	0,7814	0,5726	0,8012	0,1709	0,7775
Horsens	0,5378		0,2589	0,7125	0,9442	0,0979	0,9862
Kolding	0,0311	0,1379		0,3976	0,9024	0,0938	0,3011
Odense	0,5062	0,5422	0,9720		0,5835	0,0484	0,2340
Randers	0,2083	0,0829	0,0621	0,0974		0,2818	0,3367
Roskilde	0,0593	0,0106	0,0603	0,0151	0,8987		0,9332
Vejle	0,8297	0,9358	0,3877	0,4554	0,1749	0,1799	

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Vi kan her konstatere en ripple-effekt fra Roskilde i retning af Horsens, hvilket kan konstateres ved et 5 % signifikansniveau. Effekten fra Roskilde i retning af Odense er dobbeltsidet, og derfor må den erklæres ugyldig. Endelig kan vi også endnu engang konstatere en ripple-effekt fra Kolding i retning af Aalborg. Om end det virker noget usandsynligt, så var det også tilfældet i liggetiderne for både enfamiliehuse og ejerlejligheder.

8.2.2.2 Ejerlejligheder

For ejerlejlighedsmarkedet har vi som tidligere beskrevet et problem med data, da der i flere byer er så lavt et antal salg, at de procentvise ændringer ikke er brugbare i analysen. Vi har derfor kun medtaget de fire største byer. Foretager vi stationaritetstesten, så får vi følgende resultater:

Tabel 8.16: Resultater af Augmented Dickey-Fuller test for 0. og 1. orden for byer, ejerlejligheder 1992-2012, kvartårlige observationer for antal boligsalg.

By	0. orden med tidsdimension	1. orden
København	-2,074047	-5,288299
Odense	-1,176341	-8,479831
Århus	-2,589600	-5,181428
Aalborg	-2,147615	-7,032580

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Med en kritisk værdi på ca. -2,95 ved et 5 % signifikansniveau for begge de to ordener kan vi afvise stationaritet i 0. orden, ligesom vi klart kan konstatere stationaritet af 1. orden. Vi fortsætter derfor undersøgelsen med kointegrationstesten indeholdende alle fire byer.

Tabel 8.17: Resultater af Engle & Grangers kointegrationstest for byer, ejerlejligheder 1992-2012, kvartårlige observationer for antal boligsalg.

Kointegration byer				
	København	**Odense**	**Århus**	**Aalborg**
København				
Odense	-3,327			
Århus	-1,960	-1,732		
Aalborg	-2,423	-1,702	-2,913	

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Her finder vi, at København og Odense har en langsigtsligevægt ved et 5 % signifikansniveau. Forbindelsen imellem Århus og Aalborg ligger lige præcis uden for 5 % signifikansniveauet, imens vi for alle andre kombinationer af byer klart kan afvise en langsigtsligevægt. Endelig foretager vi Grangers kausalitetstest, der giver følgende resultater:

Tabel 8.18: Resultater af Granger kausalitetstest for byer, ejerlejligheder 1992-2012, kvartårlige observationer for antal boligsalg.

→→→→→	**København**	**Odense**	**Århus**	**Aalborg**
København		0,0085	0,5198	0,2923
Odense	0,9991		0,1428	0,0127
Århus	0,6248	0,0006		0,1139
Aalborg	0,8825	0,0038	0,8802	

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Vi kan her se, at København og Århus påvirker Odense ved et 1 % signifikansniveau. Derudover kan der ikke observeres kausale sammenhænge imellem de fire byer. Med antallet af salg in mente kan det diskuteres, hvor brugbar denne undersøgelse er på byniveau, da tilfældigheder kan spille ind. Særligt ved så kort en dataserie, som der her er tale om, er der fare for, at enkelte observationer kan påvirke det samlede billede. Ser vi på udviklingen i antallet af salg og de kointegrationer, der dannes på baggrund heraf, så kan vi se, at der ser ud til at være en langsigtsligevægt imellem de fleste af byerne. Det er måske nærmere dette resultat, der er interessant i undersøgelsen på antallet af salg.

Samler vi op på analysen for liggetider og antallet af boligsalg, så er der for regionerne indikationer på, at Region Midtjylland er udgangspunktet for en ripple-effekt gående imod Region Sjælland og

Region Syddanmark, hvorefter den fortsætter videre imod Region Nordjylland. Derimod kan vi ikke observere, at Region Hovedstaden indgår i en kausal sammenhæng med de øvrige regioner. Det må dog bemærkes, at Region Hovedstaden ikke indgår i analysen af liggetiderne, da vi ikke kunne afvise stationaritet i 0. orden. For byerne ser Århus ud til at være udgangspunktet for en ripple-effekt. Der er således kausale sammenhænge gående fra Århus i de tre undersøgelser, hvor Århus har indgået, hvorimod ingen kausale sammenhænge har kunnet konstateres imod byen. Odense synes for liggetiderne på ejerlejligheder at være en styrende by, men ser vi på liggetider for enfamiliehuse og antal salg af ejerlejligheder, så er indtrykket lige modsat. For København er resultaterne svage for liggetiderne, men der er indikationer på, at København kan være styrende for Odense i antallet af salg for ejerlejligheder.

Formålet med at behandle liggetiderne og antallet af boligsalg var at underbygge resultaterne fra boligprisudviklingsanalysen i kapitel 7. Det har imidlertid vist sig, at resultaterne afviger på en række områder. I overensstemmelse med resultaterne fra kapitel 7, så har Region Nordjylland vist sig at være den sidste region i en ripple-effekt. På den anden side, så har vi set, at Region Midtjylland i disse data synes at være udgangspunktet for ripple-effekten. Der er ligeledes indikationer på, at Region Sjælland er næste led i effekten, der fortsætter videre imod regionerne Syddanmark og Nordjylland. Region Sjælland har altså vist sig knap så indflydelsesrig, som tilfældet var for boligprisudviklingen, og endelig er det i modsætning til den tidligere analyse vanskeligt at konkludere noget på Region Hovedstaden. Et nogenlunde sammenligneligt billede har vist sig for byerne. Her er det i høj grad Århus, der er udgangspunktet for en ripple-effekt, hvor det var København i den tidligere undersøgelse. Århus viste sig dog også som en indflydelsesrig by i undersøgelsen af Realkreditrådets boligprisdata fra 1992 til 2012. Da dette kapitel indeholder data fra 2004 til 2012, så kan det til dels understøtte resultaterne i kapitel 7. Resultaterne for liggetiderne og antallet af salg har dog generelt vist færre kausale sammenhænge, end tilfældet var for boligprisudviklingen. Resultaterne i dette kapitel understøtter således kun i nogen grad resultaterne i kapitel 7.

9. Danmark i international kontekst

Vi vil nu se på, hvordan det danske boligmarked bevæger sig i forhold til udvalgte internationale lande og storbyer. Først præsenteres datagrundlaget, hvorefter vi vil anvende den tidligere beskrevne fremgangsmåde til at teste for ripple-effekter imellem de valgte internationale byer og lande i forhold til hhv. København og Danmark.

9.1 Internationale datagrundlag

Datagrundlaget for den internationale del af undersøgelsen kan bero på flere kilder. Et godt sted at indhente data er hos *Bank for International Settlement* – fremadrettet forkortet BIS. Der er tale om en international organisation, hvis medlemmer er 58 centralbanker. Det interessante med hensyn til vores opgave er, at banken har en stor offentligt tilgængelig statistikdatabase, der bl.a. indeholder en stor mængde data om boligpriser på nationalt niveau. Fælles for datakilderne er, at de er indhentet fra datakilder af høj validitet. Det drejer sig om centralbanker, statistik- og regeringskontorer samt i nogle tilfælde private organisationer (Bank of International Settlements, 2012). Prisstatistikken omfatter i øjeblikket data fra 46 lande, og det er tilgængeligt med forskellige dataintervaller. Dataenes type varierer betydeligt fra land til land, f.eks. i form af kilder, boligtype og sæsonkorrektion. Dette afspejler to generelle problemstillinger i forbindelse med datasammenligning imellem lande. For det første, at de processer, der er forbundet med at købe og sælge en ejendom, varierer fra land til land, hvilket betyder, at datagrundlaget vil variere fra land til land. For det andet, at der i øjeblikket ikke findes specifikke internationale standarder for ejendomsprisstatistik (Bank of International Settlements, 2012). Dette gør naturligvis, at en direkte sammenligning vil være influeret af bias. Vi mener dog stadig, at grundlaget er af en sådan kvalitet, at undersøgelsen af ripple-effekter kan foretages.

Den internationale undersøgelse, der som netop beskrevet beror på BIS statistikken, indeholder en lang række forskelligartede data. Det er således nødvendigt, at vi udvælger data, der er umiddelbart sammenligneligt med de danske dataserier. BIS indeholder hovedsageligt data på månedsvis, kvartalsvis og årlig basis. Da vi ikke har månedlige data for Danmark, er de månedlige dataserier således ikke anvendelige. Ligeledes er vi af den opfattelse, at lagintervaller på et år er for grov en inddeling til, at vi kan opnå valide resultater. Vi vælger derfor udelukkende at benytte dataserier med kvartårlige intervaller. I første omgang undersøger vi de data, der er tilgængelige på de nordiske landes boligprisudvikling.

For Sverige og Island findes der i BIS kun data for det samlede boligmarked – *All types of dwellings.* Dette kan ikke umiddelbart sammenlignes med vores danske dataserier, der jo som

bekendt, enten indeholder priser på lejligheder eller enfamiliehuse. For Norge findes der en serie, der indeholder *Enfamiliehuse – løsrevne*, hvilket er ensbetydende med fritliggende enfamiliehuse. For Finland findes den samme serie – dog opgjort *pr. kvadratmeter*. Blandt de nordiske lande er det i første omgang således kun Norge og Finland, hvorfra vi kan benytte data til at undersøge en eventuel ripple-effekt.

Inddrager vi nu de nordlige vesteuropæiske lande, får vi en række forskelligartede dataserier, der kan benyttes. For Tyskland findes der udelukkende dataintervaller på et år, hvorfor landet ikke kan indgå i vores undersøgelse. For Storbritanniens vedkommende findes der i databasen udelukkende data for det samlede boligmarked – altså en kombination af forskellige boligformer. For Irland findes der en lang række data opgjort på månedsbasis for enfamiliehuse og ejerlejligheder. Det kan naturligvis omgøres til kvartalsvise data, men desværre går de anvendelige dataserier for enfamiliehuse og ejerlejligheder blot tilbage til 2004. Da dataserierne omgjort til kvartalsvise data kun udgør 27 observationer, og man samtidig tager Irlands særlige økonomiske udvikling i denne periode i betragtning, vælger vi at se bort fra Irland. For Holland er der også tale om data opgjort på månedsbasis, men her går det tilbage til 1994. Det er på denne baggrund muligt at benytte dataserien *Enfamiliehuse på landsplan opgjort pr. hus* til undersøgelsen. For Belgiens vedkommende findes der en lignende brugbar dataserie, hvor intervallet dog er kvartårligt. Når det kommer til Frankrig er der to interessante dataserier – *Lejlighedspriser i Paris opgjort på kvartårligt niveau pr. kvadratmeter* og *Enfamiliehuse i hele landet pr. hus*. Den sidste serie indeholder desværre kun data for nybyggeri, så den må vi se bort fra. For Schweiz kan vi benytte dataserien *enfamiliehuse på landsplan opgjort pr. hus.* Et problem er her, at dataserien bygger på de priser, som boligerne udbydes til i aviserne. Vi medtager dog i første omgang serien med forbehold for dette faktum. For Østrigs vedkommende har vi to anvendelige dataserier. Det drejer sig om *lejligheder opgjort pr. kvadratmeter i Wien* og *enfamiliehuse pr. kvadratmeter i hele landet* (Her er Wien dog ikke medregnet).

De sidste lande vi medtager i Europa er Østersølandene Polen, Letland, Estland og Litauen. For Litauen og Letland findes der blot én dataserie pr. land, og de er ikke sammenlignelige med de danske dataserier. For Estland findes der fem dataserier for lejlighedspriserne i landet. Desværre starter denne statistik først i 2003 og vi medtager den derfor ikke. Dette sker ud fra en betragtning om, at der er forholdsvis få observationer, og at der må være en begrænset sammenhæng i forhold til Danmark. Det samme problem gør sig gældende for Polen og vi har således ingen sammenlignelige dataserier fra den ikke-nordiske Østersøregion. Kigger vi endeligt på det

amerikanske boligmarked, så indeholder BIS-statistikken en dataserie omhandlende *enfamiliehuse på landsplan opgjort pr hus.* (Denne serie medtager ikke nybyggeri). Nedenfor ses en opstilling over de dataserier vi medtager fra BIS-databasen.

Tabel 9.1: Oversigt over valgte dataserier fra BIS-databasen.

Land	Boligform	Datainterval	Område	Datakilde	Datastart	Opgørelsesmetode
Østrig	Enfamilieshuse	Kvartårlig	Hele landet	Landets centralbank	31-03-2000	Indeks, 2000=100
Østrig	Lejligheder	Kvartårlig	Hovedstaden	Landets centralbank	31-03-2000	Indeks, 2000=100
Belgien	Enfamilieshuse	Kvartårlig	Hele Landet	Landets centralbank	31-03-1973	Indeks, 2005=100
Schweiz	Enfamilieshuse	Kvartårlig	Hele Landet	Private sektor	31-03-1970	Indeks, 1970=100
Finland	Enfamilieshuse	Kvartårlig	Hele Landet	Nationale statistikkontor	31-03-2000	Indeks, 1985=100
Frankrig	Lejligheder	Kvartårlig	Hovedstaden	Private sektor	31-03-1999	Euro
Holland	Enfamilieshuse	Månedlig	Hele Landet	Regeringstal	31-01-1995	Euro
Norge	Enfamilieshuse	Kvartårlig	Hele Landet	Nationale statistikkontor	31-03-1992	Indeks, 2005=100
USA	Enfamilieshuse	Kvartårlig	Hele Landet	Regeringstal	31-03-1975	Indeks, 1980=100

Kilde: Bank of International Settlements.

Da vi i BIS-databasen ikke kan finde relevante dataserier for Sverige, Tyskland og Storbritannien der må antages at være blandt de vigtigste lande i forbindelse med en eventuel ripple-effekt gående fra eller imod Danmark, så har vi forsøgt at indhente data fra deres officielle nationale statistikkontorer.

For Sverige har vi fundet data fra Statistiska Centralbyrån, der er Sveriges svar på Danmarks Statistik, for Stockholm, Göteborg og Malmø. Data er opgjort som gennemsnitlige salgspriser for *småhus*, hvilket vi oversætter til enfamiliehuse (Statistiska Centralbyrån, 2012). Da vi mener, at Sveriges har overordentlig høj relevans i forhold til en ripple-effekt med Danmark – og i særdeleshed København – så har vi valgt at foretage en analyse på trods af, at de relevante data i de danske serier findes som gennemsnitlige kvadratmeterpriser. Dette gør vi med tanke på den store korrelation, der er imellem udviklingen i gennemsnitspriser og udviklingen i kvadratmeterpriser i Danmark. For Tyskland, har vi ikke været i stand til at finde data, der er sammenlignelige med de danske dataserier. For Storbritannien findes kun kvartalsvise opgørelser for blandede boligformer (Gov.uk, 2012). Vi mener, at særligt London har en vigtig position i Europa, hvorfor vi har valgt at medtage en serie med blandede boligformer til sammenligning med udviklingen i København. Holly, Pesaran & Yamagata har tidligere vist, at London indgår i en international ripple-effekt. Derfor finder vi dataserien relevant, og vi må således i resultaterne tage forbehold for de forskellige datagrundlag. Vores datagrundlag udgøres altså af 13 dataserier fra 10 lande.

9.2 Forventninger til internationale ripple-effekter

Vores forventninger til den internationale undersøgelse er, at der i de områder, der ligger geografisk nærmest Danmark, er den største sandsynlighed for at finde en ripple-effekt gående fra eller imod Danmark. Derudover har vi i litteraturen også set, at samhandel er en væsentlig faktor, hvad angår ripple-effekter, hvorfor vi også har forventninger til at kunne finde en ripple-effekt med de lande, Danmark har den største samhandel med. På baggrund af disse to mulige årsager til ripple-effekter, så er det nok mest sandsynligt, at boligprisudviklingen i Skandinavien kan have indflydelse på eller være influeret af det danske boligmarked. Derudover har vi også en forventning om, at der kan være ripple-effekter gående imod Danmark fra Tyskland og England, da de er blandt Danmarks største handelspartnere, ligesom de i denne kontekst ligger i en geografisk overkommelig afstand til Danmark. Ser vi kun på handelstallene, så er der også overvejende sandsynlighed for, at Holland kan have et samspil med Danmark, da Holland er et af de lande i undersøgelsen, Danmark importerer mest fra – i hvert fald, hvis vi kigger på de seneste års handelstal fra Danmarks Statistik (Danmarks Statistik, 2012).

9.3 Resultaterne af den internationale undersøgelse

Vi anvender som i den nationale danske undersøgelse en tre-trins-model bestående af Dickey & Fullers Augmented stationaritetstest, Engle & Grangers kointegrationstest og Grangers kausalitetstest. Resultaterne af stationaritetstesten kan ses i følgende tabel:

Tabel 9.2: Resultater af Augmented Dickey-Fuller tests.

Region	0. orden med tidsdimension	1. orden
Holland	1,679852	-2,931968
Belgien	-2,799152	-3,271468
Østrig	-4,640250	
Schweiz	-2,039450	-3,129698
USA	-2,383526	-1,733548
Finland	-1,814697	-9,690525
Norge	-2,688341	-9,071732
Wien	-1,605149	-7,071666
Paris	-2,256028	-3,118697
London	-1,812099	-8,278382
Stockholm	-1,963909	-4,170202
Malmø	-2,589946	-3,921824
Gøteborg	-4,291193	
Danmark (Kvm)	-2,186428	-2,400054
Danmark	-2,097035	-4,085510
København	-0,810813	-4,347533

Kilder: Danmarks Statistik, Realkreditrådet, Bank of International Settlements, Statistiska Centralbyrån og gov.uk.

Den kritiske værdi for serierne er ikke helt den samme, da der er forskel på tidsserierne, der er til rådighed for de enkelte områder. De ligger dog alle ved et 5 % signifikansniveau imellem -3,506 til -3,449 for testen i 0. orden og imellem -2,925 og -2,887 i 1. orden. De præcise kritiske værdier kan findes i appendiks 9.1. Med de nævnte værdier er der nogle områder, der falder ud. For Østrig og Gøteborg kan vi ikke afvise stationaritet af 0. orden, og for USA kan vi ikke konstatere stationaritet i 1. orden. Derudover har vi et problem med Finland, da priserne her er opgjort i kvadratmeterpriser. For den finske dataserie er der ingen problemer, men i den tilsvarende danske serie kan vi ikke konstatere stationaritet i 1. orden, hvorfor det ikke er muligt at foretage kointegrationstesten og kausalitetstesten. Finland udgår derfor af undersøgelsen. I alle de resterende områder kan vi afvise stationaritet i 0. orden og tilsvarende konstatere den i 1. orden. Vi får derfor en undersøgelse med Holland, Belgien, Schweiz og Norge på landeniveau, og på byniveau får vi en undersøgelse med Wien, Paris, Stockholm, Malmø og London.

Vi går nu ned til kointegrations- og kausalitetstestene, hvor vi har opdelt behandlingen efter kilder, opgørelsesmetoder og byer/lande. Ser vi først på de områder, hvor dataserierne fra BIS er opgjort som gennemsnitlige handelspriser pr. enfamiliehus, dvs. Belgien, Schweiz, Norge og Holland, får vi følgende resultater af kointegrationstesten med Danmark:

Tabel 9.3: Resultater af Engle & Grangers kointegrationstest for gennemsnitspriser for enfamiliehuse.

Kointegration	
	Danmark
Belgien	-1,773
Schweiz	-1,220
Norge	0,085
Holland	-1,894

Kilder: Bank of International Settlements & Danmarks Statistik

De kritiske værdier er igen marginalt forskellige pga. forskellen på dataserierne længder, men de ligger alle fire imellem -2,887 og -2,906 ved et 5 % signifikansniveau. Der er altså ikke kointegration imellem Danmark og de fire lande.

Sidste trin i modellen er Grangers kausalitetstest, der giver følgende resultater:

Tabel 9.4: Resultater af Grangers kausalitetstest for gennemsnitspriser for enfamiliehuse.

→→→→	Danmark	Belgien	→→→→	Danmark	Holland
Danmark		0,0502	Danmark		0,0703
Belgien	0,1478		Holland	0,7666	
→→→→	Danmark	Schweiz	→→→→	Danmark	Norge
Danmark		0,6645	Danmark		0,4206
Schweiz	0,4433		Norge	0,0018	

Kilder: Bank of International Settlements & Danmarks Statistik

Det står ganske klart, at der ikke er ripple-effekter imellem Danmark og Schweiz, hvor værdierne ligger langt over de 0,05, der er den kritiske værdi, vi hidtil har benyttet os af. Det kommer heller ikke som en stor overraskelse, da der næppe kan redegøres for en kausal sammenhæng i udviklingen imellem boligpriserne i Danmark og Schweiz.

Holder vi fast i signifikansniveauet på 5 %, så er tilfældet det samme med Belgien og Holland, hvor der heller ikke kan konstateres en ripple-effekt. Betragter man tallene, så er der ikke tegn på en effekt gående fra Holland og Belgien imod Danmark, men ser vi på den modsatrettet effekt, så er der visse indikationer på, at en ripple-effekt kan gå fra Danmark imod de to lande. Havde vi således udvidet signifikansniveauet til 10 %, så skulle forbindelserne godtages. Det er tidligere set, at

samhandel kan være en betydende faktor, hvad angår ripple-effekt. Og da Holland er et af de lande, hvormed der er mest handel, så kan indikationerne på en ripple-effekt måske være opstået heraf (Danmarks Statistik, 2012). Det kan i øvrigt bemærkes, at tallene for import klart overstiger tallene for eksport, hvorfor de danske forbrugeres privatøkonomi har større indflydelse på Hollands økonomi end omvendt. Samhandlen med Belgien er dog væsentligt mindre, så ripple-effekten dertil er mere overraskende jf. Holly, Pesaran & Yamagata.

Endelig har vi Norge, hvor der er stærke indikationer på en ripple-effekt gående imod Danmark, hvilket kan konstateres helt ned til et 1 % signifikansniveau. Det var også her, vi forventede at finde de stærkeste resultater, så det kan tyde på, at geografi og samhandel også i vores undersøgelse har en relativt stor indflydelse. Det er i øvrigt også værd at bemærke, at eksporten til Norge er markant større end importen derfra (Danmarks Statistik, 2012). Den danske Økonomi er således mere afhængig af udviklingen i Norge end omvendt. En af årsagerne til Ripple-effekten fra Norge mod Danmark kan måske være netop det faktum, at det ikke er ubetydeligt, hvordan den norske økonomi – og herunder de norske forbrugere – klarer sig. Man kan således forestille sig, at en generel økonomisk konjunkturændring i Norge har en forsinket effekt på udviklingen i Danmark, hvilket smitter af på boligmarkedet.

Vi går nu videre til byerne, der skal sammenlignes med København. Først udføres kointegrationstesten, hvor resultaterne her kan ses:

Tabel 9.5: Resultater af Engle & Grangers kointegrationstest. Paris og Wien er opgjort ved kvadratmeterpriser for ejerlejligheder, London ved gennemsnitspriser for alle boligformer, og Stockholm og Malmø ved gennemsnitspriser for enfamiliehuse. København er opgjort i kvadratmeterpriser for både ejerlejligheder og enfamiliehuse afhængig af den modsvarende serie.

Kointegration	
	København
Paris	-1,409
Wien	-2,096
London	-0,959
Stockholm	-1,810
Malmø	-2,022

Kilder: Realkreditrådet, Bank of International Settlements, Statistiska Centralbyrån og gov.uk.

Da de kritiske værdier i serierne ligger imellem -2,89 og -2,93, så er der altså ikke nogen langsigtsligevægt til København for nogen af byerne. Derfor udelades fejlledet i Grangers kausalitetstest. Ser vi først på Paris og Wien, så opnår vi følgende resultater i kausalitetstesten:

Tabel 9.6: Resultater af Granger kausalitetstest for København, Paris og Wien opgjort ved kvadratmeterpriser for ejerlejligheder.

→→→→	København	Paris
København		0,0001
Paris	0,4696	
→→→→	København	Wien
København		0,7494
Wien	0,5892	

Kilder: Realkreditrådet, Bank of International Settlements.

Umiddelbart ser det ud til, at boligprisudviklingen i København klart er styrende for Paris. Det kan dog ses i Excel-bilagene, at værdien af Durbin-Watson testen kun er på 0,84 ved denne observation, hvorfor den må erklæres ugyldig. De øvrige tre resultater er derimod valide, men det er tydeligt, at der ikke eksisterer ripple-effekter i relationerne. Her kan vi igen henvise til Holly, Pesaran & Yamagatas artikel fra 2011, hvor boligprisudviklingen i Paris heller ikke havde en kausal sammenhæng med London.

For London, Stockholm og Malmø er vores forventninger derimod større, da det må antages, at handlen og graden af sameksistens med disse byer er væsentligt større, ligesom især de to svenske byer er geografisk nærmere København end Paris og Wien. Udfører vi Grangers kausalitetstest opnår vi nedenstående resultater:

Tabel 9.7: Resultater af Engle & Grangers kointegrationstest. London er opgjort ved gennemsnitspriser for alle boligformer, og Stockholm og Malmø ved gennemsnitspriser for enfamiliehuse. København er opgjort i kvadratmeterpriser for enfamiliehuse.

→→→→	København	London
København		0,1123
London	0,0252	
→→→→	København	Stockholm
København		0,0138
Stockholm	0,1923	
→→→→	København	Malmø
København		0,1387
Malmø	0,8738	

Kilder: Realkreditrådet, Statistiska Centralbyrån og gov.uk.

Tager vi først London, så kan vi se, at der ved et 5 % signifikansniveau er en ripple-effekt gående i retning af København. I Holly, Pesaran & Yamagatas artikel fra 2011 viste de, at der ikke var en ripple-effekt fra London mod Paris, så det er meget interessant, at det kan konstateres i retning af København. Herudover kan vi se, at der også er en ripple-effekt fra København mod Stockholm ved

et 5 % signifikansniveau. Hvor retningen fra London til København var ventet - i det tilfælde vi kunne finde en ripple-effekt – så var den kausale sammenhæng fra København til Stockholm lidt mere uventet. Man kunne måske snarere forvente, at København ville have indflydelse på boligpriserne i Malmø, men det lader ikke til at være tilfældet. Selv hvis vi udvider kausalitetstesten til et 10 % signifikansniveau, så kan vi ikke konstatere en ripple-effekt imellem København og Malmø.

Vi har i ovenstående afsnit set, at vi ikke kan finde kausale sammenhænge til Belgien, Holland og Schweiz til og fra Danmark ved et 5 % signifikansniveau. Derimod har vores model vist tydelige indikationer på, at udviklingen i de norske boligpriser er styrende for de danske. I undersøgelsen for de internatonale byer er vi nået frem til, at London påvirker udviklingen i Københavns boligpriser, imens København påvirker Stockholms boligpriser. På den anden side, har vi ikke fundet noget, der peger i retning af kausale sammenhænge imellem København og hhv. Malmø, Paris og Wien. Vores resultater stemmer således godt overens med vores forventninger, men det kan dog undre, at København ikke påvirker boligprisudviklingen i Malmø, når det er tilfældet for Stockholm. Hvis der findes en ripple-effekt fra København i retning af Malmø, så kan en årsag til vores manglende resultat i denne henseende skyldes, at effekten indtræffer med en lagperiode, der er kortere end et kvartal. Øresundsintegrationen har i det sidste årti øget samspillet imellem København og Malmø, således at man i nogle henseender kan betragte byerne som et samlet urbant område. Oikarinen har i sit studie fra 2006 påvist en kortsigtet bevægelse fra forstæderne omkring Helsinki og ind imod centrum. Da vores datagrundlag består af kvartalsvise observationer, så vil en ripple-effekt på kortere intervaller ikke blive opfanget i resultaterne. Endvidere har Øresundsintegrationen betydet en øget migration mellem Malmø og København (Skovgaard & Iversen, 2009). Netop migrationen er en af de faktorer der benyttes som forklaring på ripple-effekters opståen (Meen, 1999) (Yang & Turner, 2004) (Giussani & Hadjimatheou, 1991).

10. Konklusion

Vi har i denne opgave vist, at der findes ripple-effekter på det danske boligmarked. Det gælder både på regions- og byniveau. For boligprisudviklingen har vi sandsynliggjort, at en overordnet ripple-effekt går fra Østdanmark imod Vestdanmark. Vi har fundet indikationer på, at boligprisudviklingen i særligt Region Hovedstaden og Region Sjælland har en forklarende effekt på de tre øvrige regioner. Ligeledes har vi vist, at Region Syddanmark og Region Midtjylland delvist kan forklare boligprisudviklingen i Region Nordjylland. En variansanalyse af prisudviklingen på boligmarkedet synes endvidere - som teorien foreskriver - at understøtte Region Hovedstaden og Region Sjælland som udgangspunktet for den nationale ripple-effekt. For de ti største danske byer, har vi vist, at boligprisudviklingen i København i høj grad er styrende for de øvrige byer. Vi har herudover sandsynliggjort, at Roskilde, Horsens og til dels Århus og Esbjerg i nogen grad bidrager til denne effekt. De fem resterende byer, Aalborg, Randers, Vejle, Kolding og Odense bliver således i større eller mindre omfang præget af prisudviklingen i de førnævnte byer. Variansanalysen kan for byerne ikke understøtte ripple-effekten.

En analyse af liggetiderne og antallet af salg understøtter kun til dels de identificerede ripple-effekter for boligprisudviklingen. Vi har her vist, at Region Midtjylland og Århus er udgangspunkter for den nationale ripple-effekt. Her kan der ikke findes tydelige indikationer på, at Region Hovedstaden og København har indflydelse. Foruden mønstrene af ripple-effekter, så har vi sandsynliggjort, at der for Odense og de øst- og nordjyske byer i undersøgelsen eksisterer en langsigtsligevægt. En sådan er vanskeligere at påvise for Esbjerg og i særdeleshed for København og Roskilde i relation til de øvrige byer.

I den internationale del af undersøgelsen har vi vist, at Danmark og København indgår i en ripple-effekt med flere af de nærliggende lande og byer. Vi har påvist, at boligprisudviklingen i Norge på kort sigt har en forklarende effekt på prisudviklingen på det danske boligmarked. På den anden side har vi ikke kunnet konstatere en kausal sammenhæng i prisudviklingen imellem Danmark og hhv. Belgien, Holland, Schweiz, Østrig, USA og Finland. I retning af København har vi identificeret en ripple-effekt med udgangspunkt i London, og fra København har vi vist, at der findes en Granger-kausal sammenhæng i retning af boligprisudviklingen i Stockholm. Vi har modsat ikke kunnet konstatere en ripple-effekt imellem København og Malmø, men vi er på baggrund af litteraturstudiet af den overbevisning, at det er plausibelt, at en sådan sammenhæng eksisterer. Vi har derimod ikke kunnet finde kausale sammenhænge imellem København og hhv. Wien, Paris og Gøteborg.

Litteraturliste

Akaike, H., 1970. Statistical Predictor Identification. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, Volume 22, pp. 203-217.

Alexander, C. & Berry, M., 1994. Seasonality and Cointegration of Regional House Prices in the UK. *Urban Studies*, 31(10), pp. 1667-1689.

André, C., 2010. A Bird's Eye View of OECD Housing Markets, OECD.

Bank of International Settlements, 2012. *BIS.org.* [Online]
Available at: http://www.bis.org/statistics/pp.htm
[Accessed 30 11 2012].

Berg, L., 2002. Prices on the Second-Hand Market for Swedish Family Houses: Correlation, Causation and Determinants. *European Journal of Housing Policy*, 2(1), pp. 1-24.

Bøye, E. M., 2004. *Statistikhjælperen.* Århus: Forlaget Swismark.

Brooks, C., 2002. *Introductory Econometrics for Finance.* Cambridge University Press.

Clapp, J. M., Dolde, W. & Tirtiroglu, D., 1995. Imperfect Information and Investor Inferences from Housing Price Dynamics. *Real Estate Economics*, 23(3), pp. 239-269.

Clapp, J. M. & Tirtiroglu, D., 1994. Positive Feedback Trading and Diffusion of Asset Price Changes: Evidence from Housing Transactions. *Journal of Economic Behaviour and Organisation*, Volume 24, pp. 335-355.

Danmarks Statistik, 2010. *Danmark i tal*, Danmarks Statistik.

Danmarks Statistik, 2011. *Indvandrere i Danmark*, Danmarks Statistik.

Danmarks Statistik, 2012. *NYT fra Danmarks Statistik; Boligopgørelsen 1. januar 2012*, Danmarks Statistik.

Danmarks Statistik, 2012. *www.dst.dk.* [Online]
Available at:
http://www.statistikbanken.dk/statbank5a/SelectVarVal/Define.asp?Maintable=RNAT11&PLanguage=0
[Accessed 29 December 2012].

Davidson, R. & MacKinnon, J. G., 2004. *Econometric Theory and Methods.* Oxford University Press.

Engle, R. F. & Granger, C. W. J., 1987. Cointegration and Error Correction Representation: Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2), pp. 251-276.

Fuller, W. A., 1976. *Introduction to Statistical Time Series.* New York: Wiley.

Giussani, B. & Hadjimatheou, G., 1991. Modeling Regional House Prices in the United Kingdom. *The Journal of the Regional Science Association International*, 70(2), pp. 201-219.

Goodhart, C. & Hofmann, B., 2007. *House Prices and the Macroeconomy.* Oxford University Press.

Gov.uk, 2012. *gov.uk.* [Online]
Available at: https://www.gov.uk/government/statistical-data-sets/simple-average-house-prices [Accessed 1 December 2012].

Grossman, S. J. & Stiglitz, J. E., 1976. Information and Competitive Price Systems. *The American Economic Review*, Maj, 66(2), pp. 246-253.

Holly, S., Pesaran, M. H. & Yamagata, T., 2011. The Spatial and Temporal Diffusion of House Prices in the UK. *Journal of Urban Economics*, Volume 69, pp. 2-23.

http://www.realkreditraadet.dk, 2012. *http://www.realkreditraadet.dk.* [Online]
Available at: http://www.realkreditraadet.dk/Statistikker/Boligmarkedsstatistik/Metode.aspx [Accessed 29 Juni 2012].

Huang, F., Li, C. & Li, Y., 2010. Ripple Effect of Housing Prices among Chinese Deputy Provincial Cities Based on an Alternative Approach. *International Journal of Business Administration*, November, 1(1), pp. 19-24.

Huang, F.-X., Zhou, Y. & Li, C., 2010. Ripple Effect of Housing Prices Fluctuations among Nine Cities of China. *Management Science and Engineering*, 4(3), pp. 41-54.

Hui, H.-C., 2010. House Price Diffusions across Three Urban Areas in Malaysia. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 10(4), pp. 369-379.

Kahneman, D. & Tversky, A., 1979. Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 47(2).

Kim, Y. S. & Rous, J. J., 2012. House Price Convergence: Evidence from US State and Metropolitan Area Panels. *Journal of Housing Economics*, Juni, 21(2), pp. 169-186.

Larraz-Iribas, B. & Alfaro-Navarro, J.-L., 2008. Asymmetric Behaviour of Spanish Regional House Prices. *International Advances in Economic Research*, 14(4), pp. 407-421.

Leamer, E. E., 2007. Housing is the Business Cycle. *Federal Reserve Bank of Kansas City*, September, pp. 149-233.

Lee, C.-C. & Chien, M.-S., 2011. Empirical Modelling of Regional House Prices and the Ripple Effect. *Urban Studies*, Januar, 48(10), pp. 2029-2048.

Lunde, J., 1999. *Dansk boligbeskatning set i ejendoms- og boligøkonomisk perspektiv*, Copenhagen Business School.

Luo, Z. Q., Liu, C. & Picken, D., 2007. Housing Price Diffusion Pattern of Australia's State Capital Cities. *International Journal of Strategic Property Management*, Volume 11, pp. 227-242.

MacDonald, R. & Taylor, M. P., 1993. Regional House Prices in Britain. *Scottish Journal of Political Economy*, 40(1), pp. 43-55.

Meen, G., 1999. Regional House Prices and the Ripple Effect: A New Interpretation. *Housing Studies*, 14(6), pp. 733-753.

Nachane, D. M., 2006. *ECONOMETRICS - Theoretical Foundations and Empirical Perspectives.* 1 e New Delhi: Oxford University Press.

Oikarinen, E., 2006. The Diffusion of Housing Price Movements from Center to Surrounding Areas. *Journal of Housing Research*, 15(1), pp. 3-28.

Oikarinen, E., 2007. *Studies on Housing Price Dynamics*, Tampere: Turku School of Economics.

Økonomi- og Erhvervsministeriet, 2010. *Boligmarkedet og boligejernes økonomi*, Økonomi- og Erhvervsministeriet.

Patterson, K., 2012. *Unit Root Tests in Time Series.* Palgrave MacMillan.

Realkreditrådet, 2012. *http://www.realkreditraadet.dk.* [Online]
Available at: http://www.realkreditraadet.dk/Statistikker/Boligmarkedsstatistik/Metode.aspx
[Accessed 29 Juni 2012].

Schwarz, G., 1978. Estimating the Dimension of a Model. *Annals of Statistics*, 6(2), pp. 461-464.

Shiller, R. J., 2000. *Irrational Exuberance.* Princeton University Press.

Shi, S., Young, M. & Hargreaves, B., 2009. The Ripple Effect of Local House Price Movements in New Zealand. *Journal of Property Research*, 26(1), pp. 1-24.

Skovgaard, L. E. & Iversen, C., 2009. *Buisness.dk.* [Online]
Available at: http://www.business.dk/bolig/danskere-i-sverige-vender-hjem
[Accessed 20 December 2012].

Statistiska Centralbyrån, 2012. *www.scb.se.* [Online]
Available at: http://www.ssd.scb.se/databaser/makro/Produkt.asp?produktid=BO0501
[Accessed 1 December 2012].

Stevenson, S., 2004. House Price Diffusion and Inter-regional and Cross-border House Price Dynamics. *Journal of Property Research*, 21(4), pp. 301-320.

Strubager, R. & Sønderskov, K. M., 2011. *Forudsætninger for lineær regression og variansanalyse efter mindste kvadraters metode*, Institut For Statskundskab Aarhus Universitet.

Tabachnick, B. G. & Fidell, L. S., 2001. *Using Mulitvariate Statistics.* Pearson.

Thornton, D. L. & Batten, D. S., 1984. *Lag Length Selection and Granger Causality*, FEDERAL RESERVE BANK OF ST. LOUIS.

Worthington, A. C. & Higgs, H., 2003. Comovements in UK Regional Property Markets: A Multivariate Cointegration Analysis. *Journal of Property Investment & Finance*, 21(4), pp. 326-347.

Yang, Z. & Turner, B., 2004. The Dynamics of Swedish National and Regional House Price Movement. *Urban Policy and Research*, 22(1), pp. 49-58.

Appendiks

Appendiks 3.1

Behandling af kvartårlige data fra DST.

Det er ikke muligt at konstruere en dataserie indeholdende de 10 byer. Det er dog muligt – tilnærmelsesvist - at undersøge udviklingen imellem regionerne. Vi benytter følgende tre statistikker fra statistikbanken på www.dst.dk.

- Ejen1
- Ejen7
- Ejen77

I de første to statistikker kan man finde den gennemsnitlige købesum og antallet af handler på amtsniveau. Ejen1 løber fra 1. kvartal 1992 til 4. kvartal 2002, og Ejen7 løber fra 1. kvartal 2002 til 4. kvartal 2006. Af disse amter konstrueres nu de nye regioner, således at Region Hovedstaden indeholder Københavns Kommune, Frederiksberg Kommune, Københavns Amt, Frederiksborg Amt og Bornholms Amt. Region Sjælland bliver dannet af Roskilde Amt, Vestsjællands Amt og Storstrøms Amt. Region Syddanmark bliver til ved at samle Fyns Amt, Ribe Amt, Sønderjyllands Amt og Vejle Amt. Region Midtjylland bliver en samling af Viborg Amt, Århus Amt og Ringkøbing Amt. Slutteligt består Region Nordjylland blot af Nordjyllands Amt. Dataserierne konstrueres ved, at den adderede handelspris indenfor de enkelte amter udregnes (gns. pris.* antal salg). Den adderede handelspris findes nu indenfor de nye regioner, og gennemsnittet bestemmes ved at dividere med det samlede antal handler indenfor regionen. Herefter tilkobles dataserien Ejen77, der indeholder de gennemsnitlige handelspriser og antallet af salg på regionsniveau i perioden 1. kvartal 2006 til 2. kvartal 2012. Herefter følger der en sæsonkorrektion af data, og dermed er datagrundlaget til undersøgelsen klar. Dette kan ses i Excel-bilaget *Datagrundlag Danmarks Statistik*.

Appendiks 3.2

For at danne en længerevarende sammenhængende dataserie omkring boligprisudviklingen på det danske marked er det nødvendigt at tilpasse dataseriernes formater. For SKATs publikation *"Ejendomssalg"* (1974-2011) er det nødvendigt at lave en række korrektioner. Vi benytter som nævnt dataserien *Salg af 1-familiehuse i enkelte skyld og vurderingskredse/Ejendomssalg på*

landsdels/kommune basis. De bagvedliggende beregninger kan ses i Excel-bilaget *Datagrundlag SKAT*.

Som nævnt i opgaven, findes der fra 1974 1. halvår til 1981 2. halvår kun prioriterede værdier. Fra 1982 1 halvår til 1985 1. halvår er der valgmulighed imellem prioriteret pris og kontantpris. Efterfølgende findes kun kontantværdier. Vi benytter prioriterede priser frem til 1985 2. halvår, hvor vi overgår til kontantpriser.

For både regioner og byer gælder det, at priserne fra 1974 1. halvår til 1984 2. halvår er givet som summeret pris af alle bolighandler. Samtidigt oplyses det bagvedliggende antal salg. På regionsniveau er der for imellem 1974 1. halvår og 2001 1. halvår en inddeling på 27 delamter. Da vi blot ønsker fem regioner, fordeler vi blot disse delamter geografisk på regionerne. Resultatet bliver:

Region Hovedstaden = (København + Frederiksberg) kommuner + Københavns Amt N +Københavns Amt S + Frederiksborgs Amt V + Frederiksborgs Amt Ø + Bornholms Amt

Region Sjælland = Roskilde Amt + Vestsjællands Amt N + Vestsjællands Amt S + Storstrøms Amt N + Storstrøms Amt S.

Region Syddanmark = Fyns Amt N + Fyns Amt V + Fyns Amt Ø + Sønderjyllands Amt N +Sønderjyllands Amt S + Ribe Amt + Vejle Amt S.

Region Midtjylland = Vejle Amt N + Ringkøbing Amt + Århus Amt NØ + Århus Amt SØ + Århus Amt V +Viborg Amt S

Region Nordjylland = Viborg Amt N + Nordjyllands Amt N + Nordjyllands Amt S

Da priserne i publikationen fra 1. halvår 1985 og frem er opgjort som kvadratmeterpriser, beregnes den summerede pris for alle amter. Efter dette skema summerer vi således antallet af salg og de summerede handelspriser for de enkelte regioner, så vi på denne baggrund kan beregne gennemsnitspriserne i de enkelte regioner.

Fra 2001 2. halvår bliver dette antal reduceret til 16 amter. Disse 16 amter bliver ligeledes fordelt på de fem regioner. Her opstår der imidlertid problemer omkring Vejle, Århus og Viborg amter, da disse amter blev delt op ved strukturreformen af 1. januar 2007. For Århus Amt blev størstedelen af området placeret i Region Midtjylland (Mariager kommune undtaget), så vi vælger at placere amtet i Region Midtjylland. Vejle og Viborg korrigeres via gennemsnitsberegninger. Vi beregner det

gennemsnitlige antal salg pr. halvår fra 1996 2. halvår til 2001 1 halvår – dvs. 10 halvår – og finder således den relative andel for hhv. nord og syd. Ligeledes beregnes gennemsnittet for de seneste 10 halvår af den summerede handelspris og gennemsnitspriserne. Dette bruges til at finde den faktor, der skal multipliceres med på gennemsnitspriserne for de nye amter under hensynstagen til det relative antal salg (se Excel-bilaget *Data SKAT /Told & Skat amter*). Vi har således kunstigt konstrueret amterne ”Viborg N”, ”Viborg S”, ”Vejle N”, ”Vejle S”

- Region Hovedstaden = København Kommune + Frederiksberg Kommune + Københavns Amt + Frederiksborgs Amt + Bornholms Amt
- Region Sjælland = Roskilde Amt + Vestsjællands Amt + Storstrøms Amt
- Region Syddanmark = Fyns Amt + Sønderjyllands Amt + Ribe Amt + Vejle S
- Region Midtjylland = Vejle N + Ringkøbing Amt + Århus Amt +Viborg S
- Region Nordjylland = Viborg Amt N + Nordjyllands Amt

Da priserne i publikationen fra 1. halvår 1985 og frem er opgjort som kvadratmeterpriser beregnes, som fra 1974 til 2001, den summerede pris for alle amter. Efter dette skema summerer vi således antallet af salg og de summerede handelspriser for de enkelte regioner, så vi på denne baggrund kan beregne gennemsnitspriserne i de enkelte regioner.

Fra 2. halvår 2006 inddeler SKAT publikationen i 10 landsdele. Disse samles på følgende måde:

- Region Hovedstaden = Hovedstaden + Nordøstsjælland + Bornholm.
- Region Sjælland = Lolland Falster og Vest- og Sydsjælland.
- Region Syddanmark = Fyn + Sønderjylland
- Region Midtjylland = Vestjylland + Østjylland
- Region Nordjylland = Nordjylland

Da denne landsdelsopdeling ikke følger vores regioner foretages igen en række korrektioner på kommuneniveau:

- Greve, Solrød, Roskilde og Køge flyttes fra Nordøstsjælland, der ellers er en del af Region Hovedstaden til Region Sjælland.
- Billund og Varde flyttes til Region Syddanmark fra Vestjylland, der ellers er en del af Region Midtjylland. Fredericia, Kolding og Vejle flyttes til Region Syddanmark fra Østjylland, der ellers er en del af Region Midtjylland.

For byernes vedkommende er der to problemer. For det første skal der igen omregnes til gennemsnitspriser. Dette løses på samme måde som for regionerne. Desuden har vi her igen tre forskellige opgørelsesmetoder. Første metode går fra 1974 1. halvår til 2001 1. halvår. Her består de enkelte byer oftest af flere underområder – f.eks. Aalborg Nord, Syd, Øst og Vest. For en præcis inddeling henvises her til Excel-bilaget *Datagrundlag SKAT /[bynavn]*. Fra 2001 2. halvår oplyses blot en samlet værdi, og fra 2006 synes bygrænserne at have ændret sig – f.eks. går Vejle fra blot 259 salg med en gennemsnitspris på 1.811.362 kr. til 464 salg og en gennemsnitspris på 1.659.189 kr. Dette ses for flere byer, og det synes ikke at være i overensstemmelse med den generelle markedsudvikling for ejendomsprisudviklingen. Se figur 3.1.

Appendiks 3.3

Datagrundlaget for SKATs publikationer på regionsniveau ses i skemaet nedenfor.

Datagrundlag for regioner 1974-2011. Statistik for antallet af salg af enfamiliehuse og antallet af observationer i datagrundlaget.

Datagrundlag for regioner - SKAT 1974 -2011					
Region	**Hovedstaden**	**Sjælland**	**Syddanmark**	**Midtjylland**	**Nordjylland**
Antal observationer	76	76	76	76	76
Gns. antal salg	4568	4132	5351	5241	2757
Min. antal salg	2443	1836	3087	3213	1449

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg".

Det ses her, at det mindste antal salg, der optræder for enfamiliehuse, er 1449 for en observation i Region Nordjylland, hvor gennemsnittet i øvrigt er 2757 handler. Der er som nævnt tale om halvårlige publikationer, hvor første udgivelse er 1. halvår 1974, hvilket giver 76 observationer. Vi er af den opfattelse, at denne mængde handler er tilstrækkeligt til at minimere problemet med boliggodets heterogenitet. For de ti byer er datagrundlaget følgende:

Datagrundlag for byer 1974-2011. Statistik for antallet af salg af enfamiliehuse og antallet af observationer i datagrundlaget.

Datagrundlag for byer - SKAT 1974 -2011					
By	**København**	**Roskilde**	**Odense**	**Esbjerg**	**Horsens**
Antal observationer	76	76	76	76	76
Gns. antal salg	381	188	707	340	372
Min. antal salg	172	113	370	185	211
By	**Kolding**	**Vejle**	**Randers**	**Århus**	**Aalborg**
Antal observationer	76	76	76	76	76
Gns. antal salg	334	241	241	802	571
Min. antal salg	197	103	142	435	371

Kilde: SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg".

Her ses det, at det mindste antal handler datasættet indeholder findes i Vejle, hvor der er observeret et minimum på 103 handler. Vi vælger imidlertid igen at benytte de gennemsnitlige priser frem for afstandsprocenten, da vi er af den opfattelse, at fejlkilden omhandlende heterogenitet er mindre end fejlkilden omkring de ændrede grundværdier.

Den næste datakilde er Danmarks Statistik. Den beror på den aggregerede regionsstatistik på følgende datagrundlag:

Datagrundlag for regioner 1992-2012. Statistik for antallet af salg af enfamiliehuse og antallet af observationer i datagrundlaget.

Datagrundlag for regioner - Statistikbanken 1992-2012					
	Hovedstaden	**Sjælland**	**Syddanmark**	**Midtjylland**	**Nordjylland**
Antal observationer	82	82	82	82	82
Gns. antal salg	2234	2089	2990	2585	1239
Min. antal salg	1007	896	1431	1304	746

Kilde: Danmarks Statistik; Statistikbanken; EJEN1,EJEN7, EJEN77 kvartårlige observationer.

Her er det minimale antal handler 746 og det mindste gennemsnitlige antal handler 1239. Begge tal er for Region Nordjylland. Der er som sagt tale om kvartårlig data fra 1992 og frem, hvilket giver 82 observationer. Vi er af den opfattelse, at dette er tilstrækkeligt til at give et valid billede af prisbevægelserne på regionsniveau for gennemsnitspriser.

For Boligmarkedsstatistikken er det kun muligt at indhente oplysninger om antallet af handler fra 2004 og frem, men da datagrundlaget fra før 2004 er det offentlige register SVUR, må det tilnærmelsesvis være på linje med dataene fra SKAT. Fra 2004 og frem er datagrundlaget følgende for de fem regioner indeholdende 35 observationer.

Datagrundlag for regioner 2004-2012. Statistik for antallet af salg af enfamiliehuse og antallet af observationer i datagrundlaget.

Datagrundlag for regioner - Boligmarkedsstatistikken 2004 -2012					
Region	**Hovedstaden**	**Sjælland**	**Syddanmark**	**Midtjylland**	**Nordjylland**
Antal observationer	35	35	35	35	35
Gns. antal salg	1857	1677	2232	2205	1116
Min. antal salg	1028	893	1290	1175	649

Kilde: Realkreditrådet; Boligmarkedsstatistikken.

Her er det minimale antal handler 649, og det laveste gennemsnit er 1116. Igen er det Region Nordjylland, der indeholder færrest handler. For enfamiliehuse i byerne er datagrundlaget følgende:

Datagrundlag for byer 2004-2012. Statistik for antallet af salg af enfamiliehuse og antallet af observationer i datagrundlaget.

Datagrundlag for enfamiliehuse - Boligmarkedsstatistikken 2004 -2012					
Byer	**København**	**Roskilde**	**Odense**	**Esbjerg**	**Kolding**
Antal observationer	35	35	35	35	35
Gns. antal salg	145	128	287	181	170
Min. antal salg	56	73	163	111	88
Byer	**Vejle**	**Horsens**	**Randers**	**Århus**	**Aalborg**
Antal observationer	35	35	35	35	35
Gns. antal salg	202	165	169	330	300
Min. antal salg	101	90	80	158	163

Kilde: Realkreditrådet; boligmarkedsstatistikken.

Det ses, at det laveste antal handler findes i København med blot 56 handler, og at det laveste gennemsnit findes i Roskilde med 128 handler pr. kvartal. Vi vurderer, at der ved 56 handler vil opstå problemer omkring de såkaldte ekstreme handler. Det er dog en hjælp, at denne dataserie består af gennemsnitlige kvadratmeterpriser, således at der i nogen grad er en indbygget kvalitetsjustering.

Når det kommer til ejerlejlighederne får vi følgende dataserie:

Datagrundlag for byer 2004-2012. Statistik for antallet af salg af ejerlejligheder og antallet af observationer i datagrundlaget.

Datagrundlag for ejerlejligheder - Boligmarkedsstatistikken 2004 -2012					
Byer	**København**	**Roskilde**	**Odense**	**Esbjerg**	**Kolding**
Antal observationer	35	35	35	35	35
Gns. antal salg	907	58	96	42	21
Min. antal salg	465	26	50	20	8
Byer	**Vejle**	**Horsens**	**Randers**	**Århus**	**Aalborg**
Antal observationer	35	35	35	35	35
Gns. antal salg	30	26	72	302	174
Min. antal salg	12	14	22	144	90

Kilde: Realkreditrådet; boligmarkedsstatistikken.

Her ses det, at det laveste antal salg findes i Kolding med blot otte handler. Det laveste gennemsnit findes ligeledes i Kolding, og er på 28. Det er kun i København, Århus og Aalborg, at det kvartalsvise gennemsnitlige salg overstiger 100 handler. I Roskilde, Odense og Randers har vi dog over 50 handler. Det er klart, at det er problematisk, at en dataserie består af observationer, der kun dækker otte handler. Imidlertid er denne dataserie den eneste, der kan fortælle os noget om udviklingen imellem byerne for ejerlejligheder. Særligt imellem de store byer vil en sådan undersøgelse være interessant, og vi vælger at bibeholde denne serie med forbehold for den fejlkilde, de få handler er. Det skal her bemærkes, at vi altid sammenligner tidsserierne en og en, således at dette ikke er et problem imellem f.eks. København og Århus.

Appendiks 3.4

I første omgang undersøger vi, om prisændringerne i de to halvår er forskellige. For det samlede land har vi beregnet gennemsnitsændringerne for første halvår til 3,516 % kontra 1,297 % i andet halvår. Det kan således tyde på, at der en sæsonforskel i de danske boligprisændringer. For at verificere forskellen, så foretager vi en statistisk sammenligning af de to middeltal. Vi har valgt at anvende en z-test, hvor formlen ser således ud:

$$Z_{obs} = \frac{(\bar{x}-\bar{y})-(\mu_x-\mu_y)}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x}+\frac{\sigma_y^2}{n_y}}} \tag{3.1}$$

(Bøye, 2004)

Der er tale om en hypotesetest, hvor vi ønsker at teste, om der er forskel på de to middeltal:

H_0: Middeltallet for første halvår er *ikke* større end for andet halvår; $\bar{x} \ngtr \bar{y}$

H_1: Middeltallet for første halvår er større end for andet halvår; $\bar{x} > \bar{y}$

Tabel 3.7: Z-værdier for sammenligning af to middeltal med formålet at undersøge nødvendigheden af sæsonkorrektion. Beregninger foretaget på halvårlige observationer 1974-2011 for enfamiliehuse.

Resultat af Z-test for sammenligning af to middeltal				
Danmark				
		-2,2116		
Regioner				
Hovedstaden	**Sjælland**	**Syddanmark**	**Midtjylland**	**Nordjylland**
-1,3093	-3,1035	-2,0238	-1,9168	-1,4148
Byer				
København	**Roskilde**	**Odense**	**Esbjerg**	**Horsens**
-0,0689	0,4221	-0,3703	-1,6064	-1,5347
Kolding	**Vejle**	**Randers**	**Århus**	**Aalborg**
-1,3776	-1,4739	-0,6755	-0,9366	-1,2582

Kilde: Beregninger foretaget på baggrund af SKATs halvårlige publikationer "Ejendomssalg".

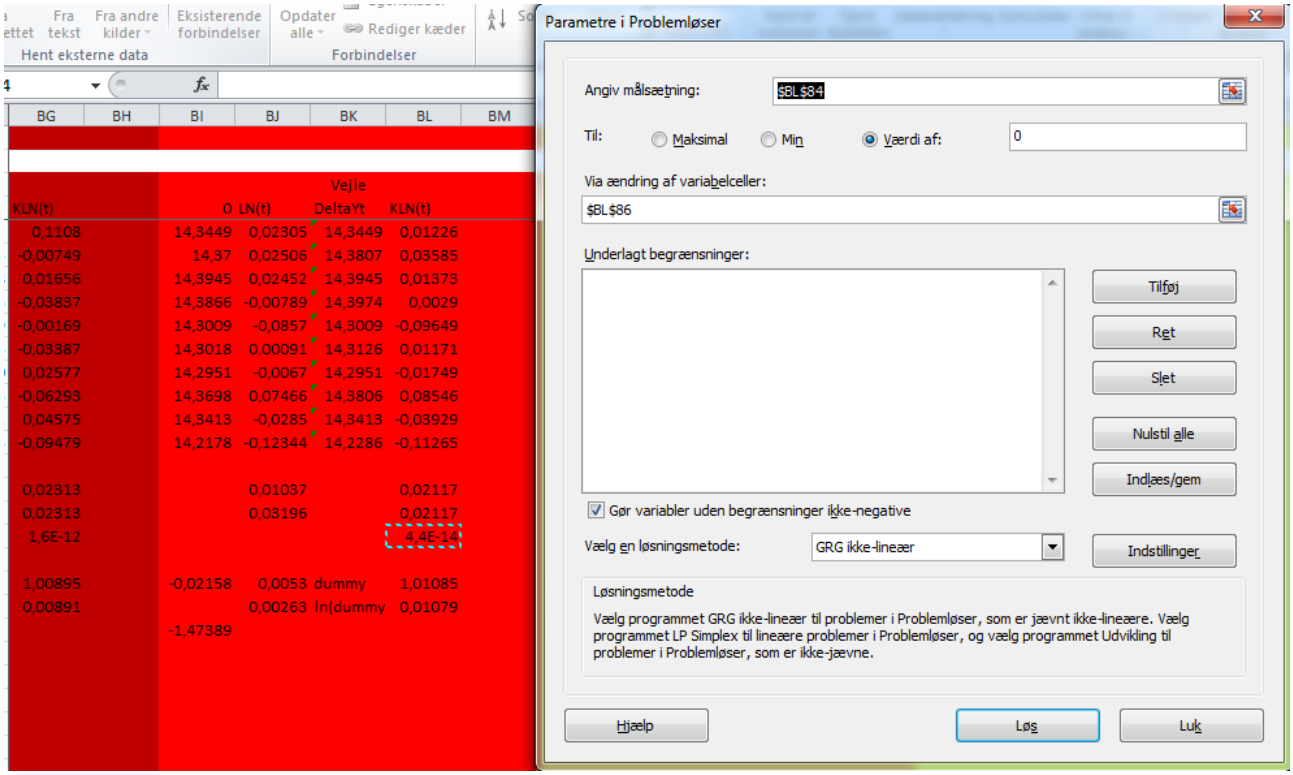
Da den kritiske værdi ved et 95 % konfidensinterval på en ensidet test er på 1,645, kan vi således afvise H_0, når vi ser på det samlede danske boligmarked, hvor z-værdien er -2,2116. På regionsniveau har vi Region Sjælland, Region Syddanmark og Region Midtjylland til at have signifikant større middelværdier i første halvår ved et 5 % signifikansniveau, imens det gør sig gældende ved et 10 % signifikansniveau for Region Hovedstaden og Region Nordjylland. For byerne viser der sig svagere tegn på signifikante sæsonudsving, da kun Esbjerg, Horsens, Kolding og Vejle ved et 10 % signifikansniveau kan afvise H_0, imens de øvrige byer viser endnu svagere tegn derpå. For Roskilde er der omvendt fortegn på sæsonudsvinget, således at de gennemsnitlige prisændringer er størst i andet halvår. Ud fra ovenstående er det tydeligt, at der er et problem med sæsonudsving i nogle af dataserierne, hvorfor en korrektion er nødvendig. Vi vælger således at sæsonkorrigere alle dataserier. Vores test af sæsonudsving er foretaget i Excel ved først at beregne gennemsnittene for hvert af de to halvår.

Der findes en hel række metoder til at korrigere for sæsonudsving i dataserier. Da vores statistiske modeller bygger på regressioner, er det en mulighed at tilføje en dummyvariabel i regressionen. Vælger man denne løsning, skal man tilføje denne dummy i de tilfælde, hvor forskellen er signifikant. Dette er ligetil, når det drejer sig om at undersøge for stationaritet, men det bliver vanskeligere at indarbejde i modellerne for kointegration og Granger-kausalitet. Vi har derfor valgt

en alternativ fremgangsmåde, hvor vi sikrer, at alle halvår/kvartaler har samme middelværdier. Tager vi således udgangspunkt i den halvårlige dataserie, så skal middelværdien af den procentvise ændring i priserne for alle 1. halvår være lig den tilsvarende for 2. halvår. Vi har to metoder til at løse dette problem. For de halvårlige dataserier benytter vi Excels problemløsningsfunktion til at bestemme størrelsen på dummyen, der skal bruges til at korrigere data. Denne metode kan dog ikke anvendes på kvartalsvise data, da resultatet vil være uendeligt mange løsninger. Her vælger vi derfor at benytte os af regnereglerne for naturlige logaritmer. Begge de to beskrevne metoder kan ses nederst i dette appendiks.

Selvom der for alle dataserier ikke er en entydig signifikant forskel på prisændringerne i første og andet halvår, så vælger vi som tidligere beskrevet at korrigere samtlige dataserier. Da der er tydelige tegn på, at første halvårs prisændringer i alle dataserier på nær Roskilde er større end i andet halvår, kan dette pege i retning af, at der skal ske en positiv korrektion af andet halvårs dataværdier. Med en individuel dummyværdi for hver enkelt af serierne vil ændringen være størst i de signifikante områder, hvorimod den i f.eks. København vil være tæt på ubetydelig. Derfor mener vi ikke, at der er noget problem i at tilføje en dummyværdi til alle dataserier, da de korrigeres alt efter, hvor stærke sæsonudsvingene er.

For de halvårlige data benytter vi Excels solver-funktion. Udgangspunktet er, at vi blot ændrer ln(boligprisen) for det ene halvår. Vi beregner således, hvad Δln(boligprisen) for det ene halvår skal korrigeres med, så vi opnår en ens gennemsnitsudvikling for de to halvår:



Ved de kvartårlige dataserier benytter vi den egenskab, at Δln(boligpriserne) netop er den procentvise ændring i boligpriserne. Korrektionen foregår på følgende måde. Først bestemmes Δln(boligprisen) ud fra ln(boligprisen). Af disse findes henholdsvis det totale, og de enkelte kvartalers gennemsnit. Ved at udregne differencen imellem det enkelte kvartals gennemsnit og hele landet, kan vi bestemme, hvor meget det enkelte kvartal skal korrigeres med for at opnå et ens kvartalsvist gennemsnit. Dette ses udført i illustrationen nedenfor:

3		Liggetid	LN(Liggetid)	dLN(Liggetid)	DLN(Liggetid) korr.	LN(liggetid) korr.
34	2011K3	124	4,820281566	0,21511138	0,208713089	4,88168076
35	2011K4	142	4,955827058	0,135545492	0,057668227	4,939348988
36	2012K1	156	5,049856007	0,09402895	0,110507019	5,049856007
37	2012K2	151	5,017279837	-0,03257617	0,035221315	5,085077322
38	2012K3	134	4,8978398	-0,119440037	-0,125838328	4,959238995
39						
40	Ændring 1. kvartal		-0,011670762	korrektioner	0,01647807	
41	Ændring 2. kvartal		-0,062990178		0,067797486	
42	Ændring 3. kvartal		0,011205598		-0,006398291	
43	Ændring 4. kvartal		0,082684572		-0,077877265	
44						
45	Gennemsnitlig kvartalsvis ændring		0,004807307			

Disse korrektioner tilføjes nu til hver enkelt Δln(boligprisen) alt efter, hvilket kvartal det drejer sig om. På denne måde får vi Δln(boligprisen) korr. På denne baggrund kan vi ud fra den tidligste værdi

af ln(boligprisen) beregne en ln(boligprisen), der er sæsonkorrigeret ved at addere med Δln(boligprisen) korr.

Appendiks 5.1

Oversigt over vendepunkter i realboligprisudviklingen.

År	Københav	Roskilde	Odense	Esbjerg	Horsens	Kolding	Vejle	Randers	Århus	Aalborg
1974	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1974,5	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1975	0,946231	0,99325	0,962475	1,001837	0,912153	0,952731	1,077783	0,983866	0,944972	1,007983
1975,5	0,979128	0,990152	0,989473	1,022541	0,944456	1,05396	0,996234	0,992617	0,981378	1,02707
1976	1,024395	0,977127	1,001946	1,044805	0,945358	1,095577	1,074615	0,973436	0,989315	1,03651
1976,5	1,075458	1,06081	1,034759	1,148183	1,050637	1,128545	1,154763	1,046844	0,988363	1,070105
1977	1,069371	1,04818	1,05643	1,167602	1,034131	1,150223	1,090211	1,098387	1,051749	1,075056
1977,5	1,143198	1,133188	1,088335	1,198529	1,070243	1,131767	1,213928	1,08691	1,066462	1,101906
1978	1,206684	1,207406	1,11272	1,232416	1,117852	1,177741	1,181527	1,095697	1,059191	1,128581
1978,5	1,232084	1,14941	1,108685	1,239314	1,118518	1,195106	1,167554	1,092494	1,076822	1,131791
1979	1,193796	1,206686	1,066705	1,185673	1,13081	1,167365	1,076905	1,098686	1,072509	1,129095
1979,5	1,223809	1,29653	1,0605	1,16429	1,071524	1,154041	1,131247	1,061529	1,076401	1,112087
1980	1,173471	1,199029	1,027888	1,108667	1,063185	1,068163	1,076361	1,025163	1,03054	1,098861
1980,5	1,101203	1,049258	0,955098	0,983782	0,98004	1,024595	0,983375	0,946417	0,946555	0,990569
1981	0,936016	0,934718	0,895574	0,872551	0,867152	0,891626	1,042193	0,859159	0,838076	0,877091
1981,5	0,842638	0,830057	0,830688	0,823232	0,756117	0,824907	0,809569	0,791798	0,750535	0,830594
1982	0,754751	0,755308	0,733544	0,75491	0,700045	0,701058	0,739941	0,671668	0,684474	0,737098
1982,5	0,680511	0,682186	0,691286	0,713268	0,630587	0,649301	0,681704	0,645683	0,628421	0,712348
1983	0,72481	0,717366	0,68334	0,774003	0,609759	0,614901	0,65014	0,664986	0,639073	0,708726
1983,5	0,734795	0,719807	0,715639	0,743806	0,626444	0,6533	0,708811	0,638532	0,648216	0,69726
1984	0,773343	0,765047	0,699798	0,780294	0,63981	0,668294	0,687135	0,656063	0,664095	0,709462
1984,5	0,780557	0,784572	0,681742	0,774426	0,628617	0,660778	0,681271	0,638644	0,670603	0,69464
1985	0,831072	0,840524	0,697828	0,77321	0,656508	0,684194	0,70742	0,669682	0,685067	0,710073
1985,5	0,910299	0,918727	0,738501	0,841333	0,736285	0,745	0,83017	0,70527	0,760666	0,779286
1986	0,958605	1,002251	0,82469	0,889392	0,843773	0,840093	0,879622	0,782948	0,75629	0,870511
1986,5	0,910183	0,910074	0,751446	0,812154	0,734317	0,765134	0,831143	0,737282	0,774237	0,806579
1987	0,848137	0,837164	0,703968	0,755854	0,695415	0,708453	0,785098	0,677818	0,717164	0,744498
1987,5	0,795458	0,801741	0,661092	0,743254	0,659253	0,671928	0,718458	0,640777	0,692265	0,726782
1988	0,768371	0,779534	0,661886	0,735988	0,671626	0,670186	0,764668	0,654793	0,697889	0,717193
1988,5	0,765983	0,805363	0,672366	0,715963	0,683545	0,712868	0,699316	0,678429	0,700576	0,708347
1989	0,73019	0,793135	0,691746	0,714568	0,704664	0,689855	0,73713	0,659223	0,702178	0,718844
1989,5	0,675122	0,725503	0,659414	0,680576	0,633636	0,653588	0,717669	0,616087	0,667225	0,658567

1990	0,653699	0,70933	0,606133	0,632877	0,607871	0,618433	0,696916	0,596508	0,651053	0,611459
1990,5	0,631088	0,674531	0,598667	0,614134	0,606434	0,624921	0,715789	0,57077	0,612751	0,595605
1991	0,655409	0,681528	0,604944	0,633269	0,633546	0,635312	0,71024	0,579475	0,635609	0,626703
1991,5	0,653694	0,672058	0,624626	0,638687	0,618433	0,632574	0,674394	0,569854	0,608785	0,619919
1992	0,635701	0,642665	0,592703	0,631611	0,581864	0,640243	0,720896	0,569391	0,629105	0,616072
1992,5	0,627167	0,608682	0,571067	0,603979	0,579729	0,593121	0,66867	0,530279	0,599209	0,557561
1993	0,610539	0,575616	0,572934	0,587878	0,559723	0,606455	0,671577	0,502631	0,575454	0,58384
1993,5	0,682233	0,656973	0,597653	0,652712	0,633201	0,631015	0,736636	0,560306	0,625161	0,628161
1994	0,7229	0,716982	0,64707	0,709022	0,66118	0,696892	0,767973	0,621467	0,676	0,671226
1994,5	0,686343	0,703917	0,640024	0,708463	0,647031	0,690996	0,732473	0,595793	0,640918	0,665393
1995	0,699686	0,722514	0,656118	0,705322	0,683179	0,7088	0,793294	0,6335	0,684585	0,666017
1995,5	0,731745	0,795457	0,697993	0,733745	0,700322	0,751409	0,822348	0,640256	0,693939	0,688052
1996	0,811003	0,814276	0,728251	0,765496	0,72867	0,778934	0,817277	0,692366	0,78015	0,746161
1996,5	0,82114	0,890829	0,791657	0,803024	0,783597	0,836701	0,874839	0,733281	0,817474	0,800389
1997	0,902129	0,89218	0,786289	0,807657	0,771995	0,867576	0,883865	0,748297	0,852521	0,789138
1997,5	0,900981	0,914048	0,799884	0,796847	0,790827	0,878872	0,946661	0,764116	0,829918	0,814418
1998	0,970861	0,957762	0,850607	0,822129	0,845479	0,913444	0,986922	0,794299	0,864369	0,859793
1998,5	1,071312	1,014745	0,892813	0,844641	0,866998	0,94017	0,999857	0,816021	0,92187	0,911103
1999	1,127346	1,076609	0,909989	0,853222	0,933072	1,015478	1,055141	0,821556	0,949719	0,940582
1999,5	1,163338	1,107279	0,881738	0,861587	0,915408	0,971288	1,019836	0,808895	0,978724	0,962999
2000	1,222188	1,139894	0,902375	0,855923	0,957314	1,012668	1,134715	0,843334	0,957034	0,939418
2000,5	1,31372	1,229111	0,902045	0,848633	0,918632	1,068083	1,0757	0,841542	0,956694	1,001683
2001	1,364677	1,226367	0,888071	0,860163	0,945097	1,041905	1,112891	0,866958	0,986151	0,986925
2001,5	1,414343	1,236872	0,899384	0,831623	0,921131	1,005785	1,087356	0,886847	1,000734	0,958767
2002	1,409309	1,259328	0,904926	0,837357	0,930648	1,008316	1,058749	0,864402	1,009539	0,941367
2002,5	1,394033	1,32008	0,886482	0,825219	0,930819	1,075943	1,124749	0,857719	1,032408	0,929486
2003	1,457214	1,265417	0,880927	0,849084	0,938921	1,103419	1,105731	0,887785	1,060909	0,952126
2003,5	1,473436	1,331267	0,826902	0,866903	0,980912	1,136981	1,129646	0,872367	1,069862	0,965898
2004	1,635456	1,405716	0,945482	0,941683	1,019985	1,1452	1,169215	0,903392	1,171027	0,990448
2004,5	1,787382	1,480809	0,994964	0,931571	1,085828	1,149461	1,256521	0,937797	1,240473	1,079653
2005	2,009021	1,584342	1,082549	0,991779	1,162453	1,320913	1,353408	1,011057	1,359849	1,171667
2005,5	2,342282	1,818456	1,193535	1,107005	1,307616	1,32039	1,374257	1,105949	1,495075	1,198353
2006	2,598025	2,028036	1,320846	1,153903	1,491861	1,379325	1,477978	1,215575	1,788659	1,334017
2006,5	2,735071	2,072955	1,424172	1,078219	1,451674	1,317618	1,341132	1,085869	1,759025	1,244269
2007	2,564637	1,963357	1,451233	1,134166	1,610202	1,47272	1,36089	1,158478	1,875915	1,30594
2007,5	2,455854	1,932867	1,438859	1,110128	1,568647	1,436598	1,383709	1,197719	1,813175	1,360845
2008	2,345973	1,795826	1,394206	1,191363	1,562177	1,449225	1,394545	1,187445	1,666082	1,317898
2008,5	2,242008	1,701911	1,355843	1,126667	1,408644	1,359376	1,360649	1,098123	1,575597	1,300843
2009	1,889697	1,394964	1,227675	1,106282	1,405233	1,36041	1,240862	0,983705	1,41976	1,241306
2009,5	2,026805	1,461788	1,246247	1,054707	1,350194	1,295042	1,234002	1,049248	1,472799	1,217891
2010	2,076271	1,497455	1,276978	1,061982	1,344535	1,325585	1,211904	1,006495	1,555154	1,274019
2010,5	2,089948	1,41601	1,237293	1,057326	1,31836	1,219747	1,29109	1,066978	1,535877	1,214795
2011	2,167904	1,44072	1,208535	1,060943	1,323301	1,270607	1,237606	1,008329	1,451977	1,205554
2011,5	1,974009	1,383352	1,118502	1,034727	1,239495	1,129732	1,078889	0,968045	1,446194	1,136157

Kilde: SKATs publikationer "Ejendomssalg"

Appendiks 5.2.

Oversigt over vendepunkter i realboligprisudviklingen.

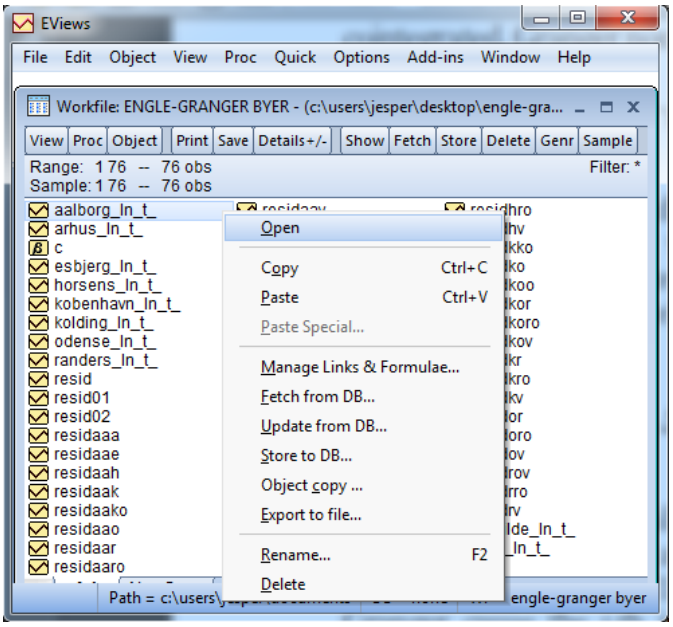
År	Region Ho	Region Sja	Region Sy	Region Mi	Region No
1974	1	1	1	1	1
1974,5	1	1	1	1	1
1975	0,981636	1,005731	1,024645	0,985075	1,002614
1975,5	0,989045	1,025138	1,030101	0,997211	1,025049
1976	1,01008	1,074314	1,066132	1,009088	1,042007
1976,5	1,052513	1,080207	1,118486	1,046603	1,081126
1977	1,089887	1,135511	1,122752	1,077549	1,080569
1977,5	1,157041	1,201526	1,186051	1,109754	1,120118
1978	1,213524	1,222049	1,192587	1,118446	1,138563
1978,5	1,231559	1,256003	1,119369	1,138682	1,151207
1979	1,222607	1,278851	1,185761	1,134721	1,152615
1979,5	1,222765	1,287067	1,181347	1,12609	1,160189
1980	1,152147	1,297647	1,113915	1,065236	1,072538
1980,5	1,060367	1,125673	1,012109	0,980786	1,008583
1981	0,934231	1,013075	0,910795	0,866036	0,895023
1981,5	0,842396	0,912471	0,836768	0,791629	0,834826
1982	0,739316	0,813458	0,74328	0,702354	0,747859
1982,5	0,674998	0,72877	0,696006	0,655214	0,684476
1983	0,695498	0,731847	0,683601	0,647687	0,693417
1983,5	0,717364	0,729654	0,685522	0,637981	0,682634
1984	0,740482	0,760765	0,704821	0,673016	0,697004
1984,5	0,760798	0,740308	0,687853	0,682616	0,693008
1985	0,785137	0,790464	0,714082	0,681074	0,703669
1985,5	0,888131	0,868635	0,763888	0,73941	0,780509
1986	0,954611	0,979373	0,838793	0,804557	0,861491
1986,5	0,897673	0,868142	0,769639	0,75805	0,804073
1987	0,82438	0,812026	0,729698	0,710389	0,759715
1987,5	0,781596	0,779319	0,692681	0,686295	0,72839
1988	0,770819	0,782799	0,694386	0,712339	0,726907
1988,5	0,760694	0,782129	0,692951	0,703824	0,726617
1989	0,744702	0,760331	0,68943	0,705727	0,698357
1989,5	0,680589	0,71244	0,656481	0,659944	0,67548

1990	0,656598	0,681172	0,627804	0,630404	0,618093
1990,5	0,642908	0,674537	0,612675	0,625227	0,621738
1991	0,662702	0,684596	0,630354	0,635139	0,622648
1991,5	0,647323	0,657914	0,645086	0,608543	0,622774
1992	0,651059	0,652426	0,62615	0,615377	0,621827
1992,5	0,601035	0,604856	0,583705	0,589107	0,566725
1993	0,597195	0,608193	0,584349	0,574986	0,548133
1993,5	0,641788	0,667685	0,628162	0,626777	0,611878
1994	0,688741	0,707776	0,66223	0,669228	0,647283
1994,5	0,67485	0,672085	0,64865	0,639006	0,633808
1995	0,701166	0,698822	0,664962	0,675982	0,654216
1995,5	0,722039	0,716246	0,681835	0,677176	0,661785
1996	0,789386	0,768804	0,736592	0,738896	0,69914
1996,5	0,822052	0,790567	0,76325	0,777843	0,717567
1997	0,862021	0,832075	0,780047	0,784951	0,728609
1997,5	0,878469	0,824217	0,793273	0,787817	0,717665
1998	0,924017	0,863806	0,828006	0,832527	0,763412
1998,5	0,962436	0,878612	0,845634	0,849687	0,780313
1999	1,004402	0,947232	0,893097	0,878985	0,829455
1999,5	1,044596	0,923072	0,877048	0,89214	0,819161
2000	1,106431	0,989915	0,910012	0,916801	0,825699
2000,5	1,117497	1,009231	0,899517	0,899673	0,851215
2001	1,172755	1,058842	0,915589	0,921751	0,851413
2001,5	1,167607	1,047127	0,899525	0,897707	0,826724
2002	1,223418	1,109901	0,909598	0,936878	0,847138
2002,5	1,207749	1,086736	0,904217	0,929949	0,838825
2003	1,237338	1,138553	0,926051	0,951494	0,850029
2003,5	1,263036	1,147123	0,91987	0,961832	0,853004
2004	1,353218	1,229375	0,966636	1,029693	0,905966
2004,5	1,434388	1,256767	0,991	1,04108	0,917351
2005	1,591762	1,348855	1,056025	1,10527	0,982408
2005,5	1,778534	1,45253	1,099582	1,175848	0,995762
2006	2,001634	1,562975	1,196435	1,28513	1,09523
2006,5	2,090191	1,59067	1,240583	1,295539	1,085635
2007	2,004869	1,662319	1,306655	1,387341	1,166801
2007,5	1,919502	1,63553	1,31482	1,393589	1,217201
2008	1,906072	1,645508	1,338113	1,393492	1,21639
2008,5	1,704878	1,490795	1,265372	1,310715	1,138244
2009	1,523194	1,344497	1,204837	1,260888	1,156677
2009,5	1,59439	1,385746	1,229987	1,322346	1,15906
2010	1,638288	1,404518	1,213736	1,353298	1,185991
2010,5	1,655957	1,346479	1,199615	1,333719	1,17426
2011	1,619483	1,322728	1,165755	1,30209	1,129226
2011,5	1,485516	1,284304	1,10517	1,221564	1,076665

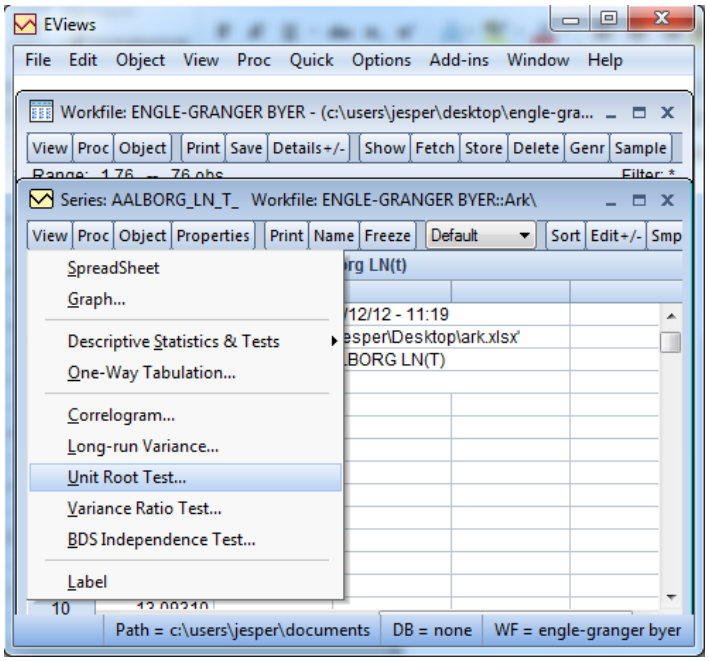
Kilde: SKATs publikationer "Ejendomssalg"

Appendiks 6.1

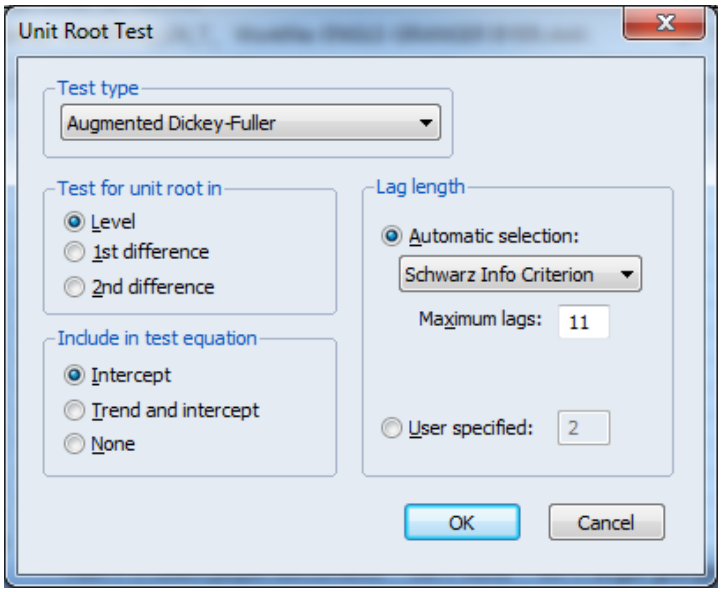
Vi har foretaget vores Dickey-Fuller og Augmented Dickey-Fuller tests på følgende måde i E-Views. Først udvælges den dataserie, der skal undersøges for stationaritet. I dette eksempel vælger vi Aalborg, som markeres. Herefter vælges højreklik/Open, som det vises nedenfor.



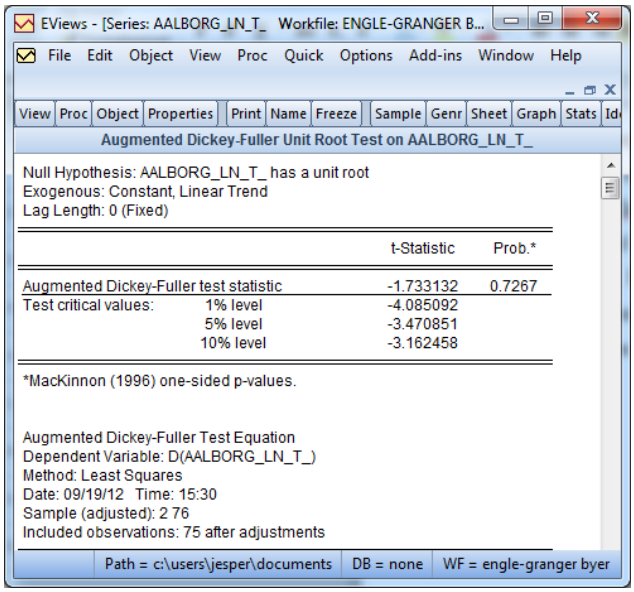
Herefter fremkommer dataserien, og der klikkes nu på View/Unit Root Test.

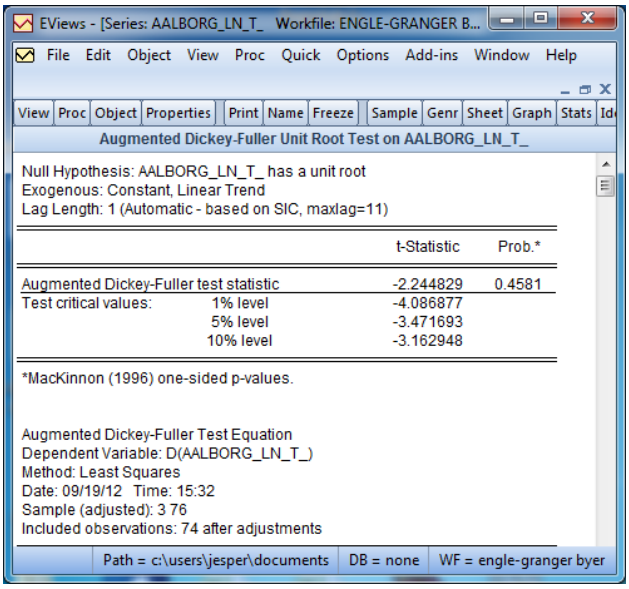


I det følgende vindue er der en række forskellige muligheder. Det er her relevant at holde sig for øje, at en DF test er en ADF test uden lag.



Vil vi i første omgang lave en DF test, vælger vi således Augmented Dickey-Fuller under Test type. Herefter vælger vi, om vi tester for unit root i 0., 1. eller 2. orden. Herefter vælger vi, om vi alene tilføjer en konstant (Intercept), eller om vi ligeledes vil tilføje tidsdimensionen (Trend and intercept). Den sidste mulighed, None, benytter vi ikke. Herefter gør vi laglængden brugerspecifik. Den sættes til nul, og der trykkes ok. På samme måde fungere ADF-testen – her lader vi blot laglængden være defineret via Schwarz Info Criterion, og der trykkes ok. Outputtet for DF og ADF testen i 0. orden med tidsdimensionen bliver henholdsvis:

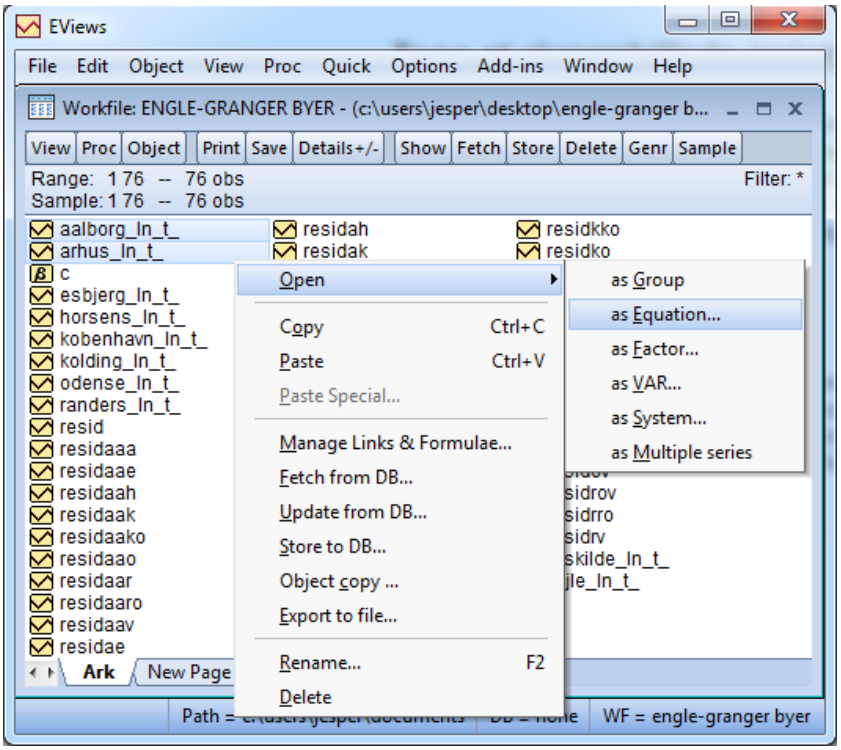




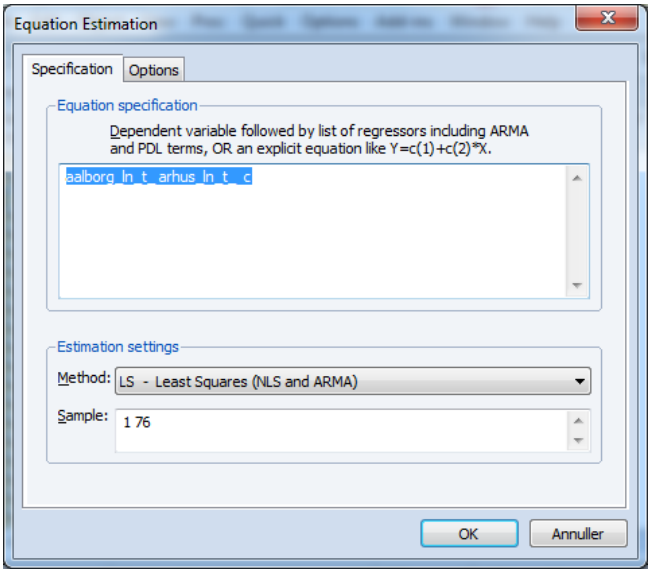
Det er værd at bemærke, at E-Views selv opgiver de relevante kritiske værdier. Teststatistikken aflæses til henholdsvis -1,733132 og -2,244829.

Appendiks 6.2

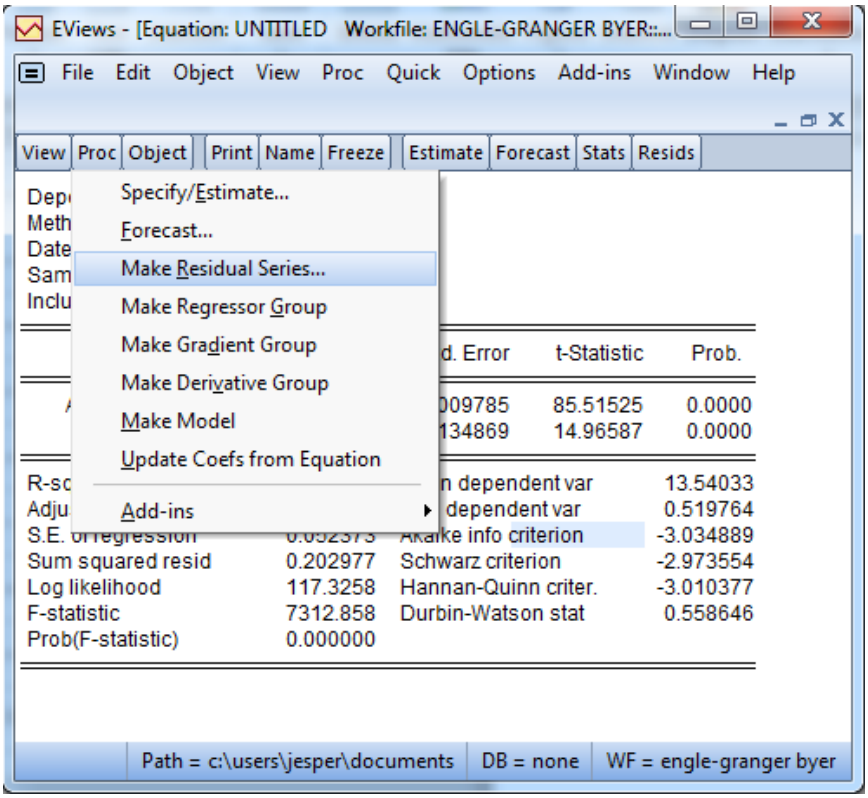
Vi har foretaget vores kointegrationstest på følgende måde i E-Views. Først udvælges de to dataserier, der skal undersøges for kointegration. I dette eksempel vælger vi Aalborg og Århus, som begge markeres. Herefter vælges højreklik/Open/as Equation…, som vist nedenfor.



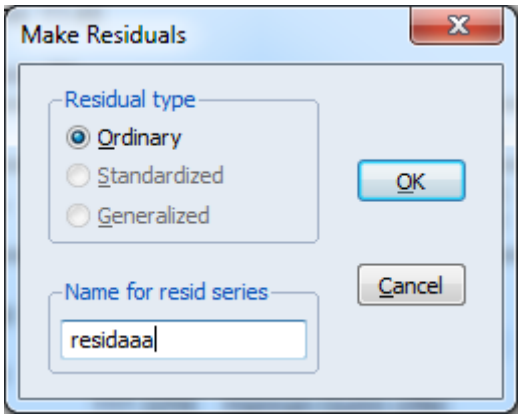
Herefter fremkommer følgende vindue, hvor man blot trykker OK, da standardindstillingen er LS – Least Square.



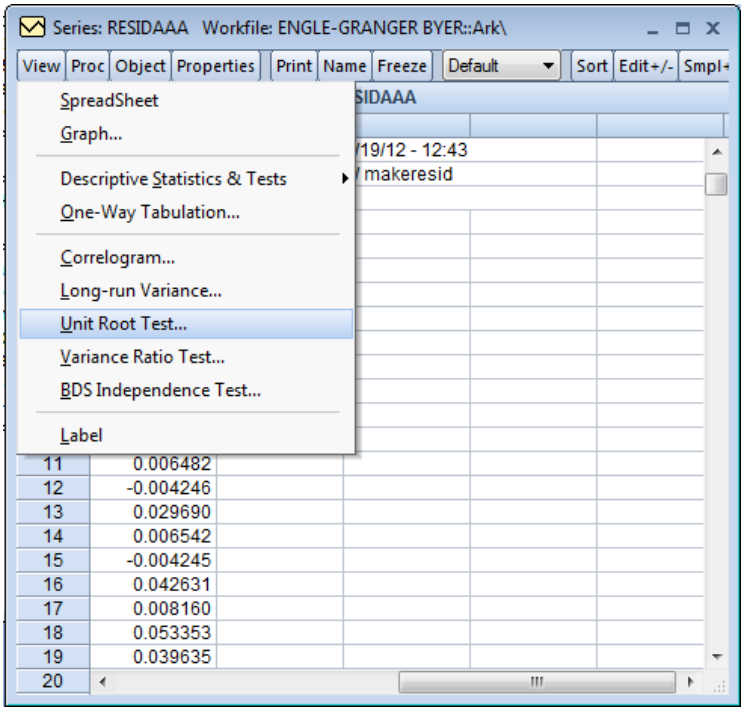
Herefter fremkommer følgende vindue, der udtrykker regressionen Aalborg = α + β*Århus + u(t), udregnet ved OLS. Her vælges Proc/Make Residual Series…



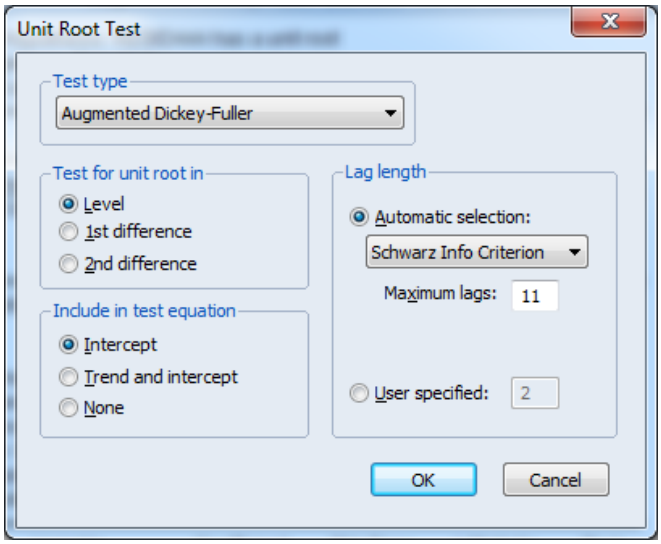
Herefter fås følgende vindue, hvor residualoutputtet benævnes residaaa, der er koden for Aalborg og Århus i vores data.



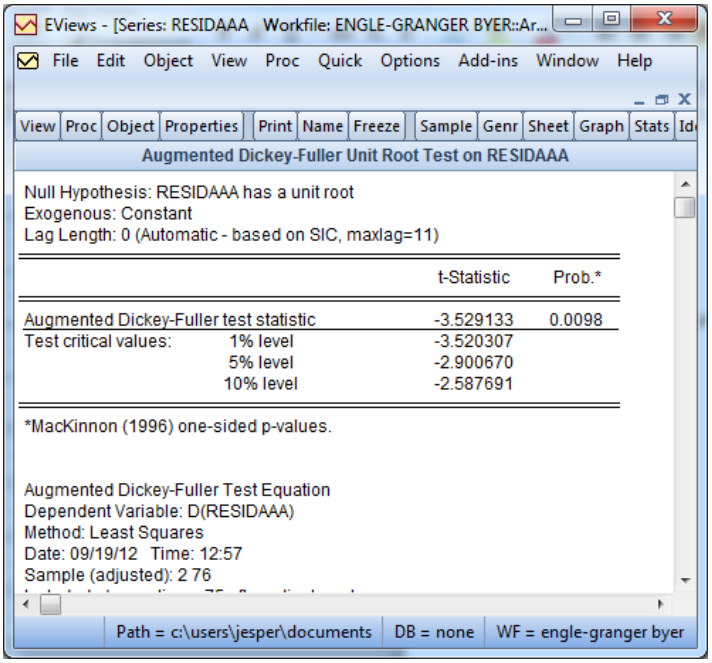
Læg mærke til, at vi for nemheds skyld regresserer i alfabetisk rækkefølge, således at Aalborg altid er responsvariablen. Dernæst er det Århus, der er responsvariabel overfor alle andre byer undtagen Aalborg osv. Residualoutputtet kommer herefter frem, og der vælges view/Unit Root Test…, som vist nedenfor.



Herefter fås følgende vindue, hvor vi vælger ADF med skæring men uden trend. Antallet af lagperioder afgøres ved Schwarz Info Criterion.



Der klikkes OK, og outputtet bliver følgende:



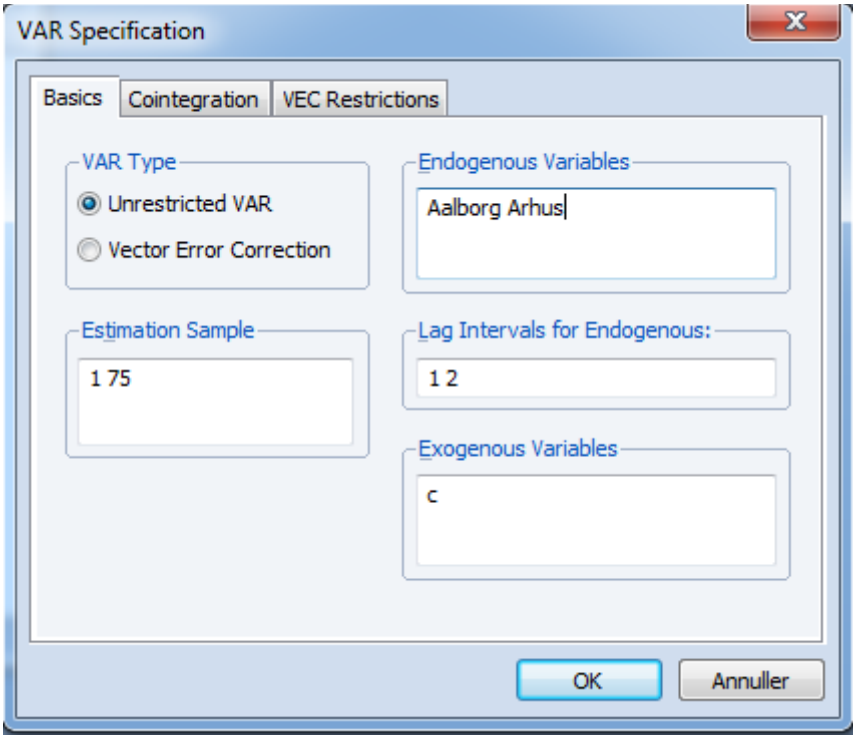
Nu aflæses det, at teststatistikken bliver -3,529133. Det er altså ensbetydende med, at Aalborg og Århus i dette tilfælde kointegrerer ved et 1 % signifikansniveau, da det kan ses, at den kritiske værdi er på -3,520307.

Appendiks 6.3

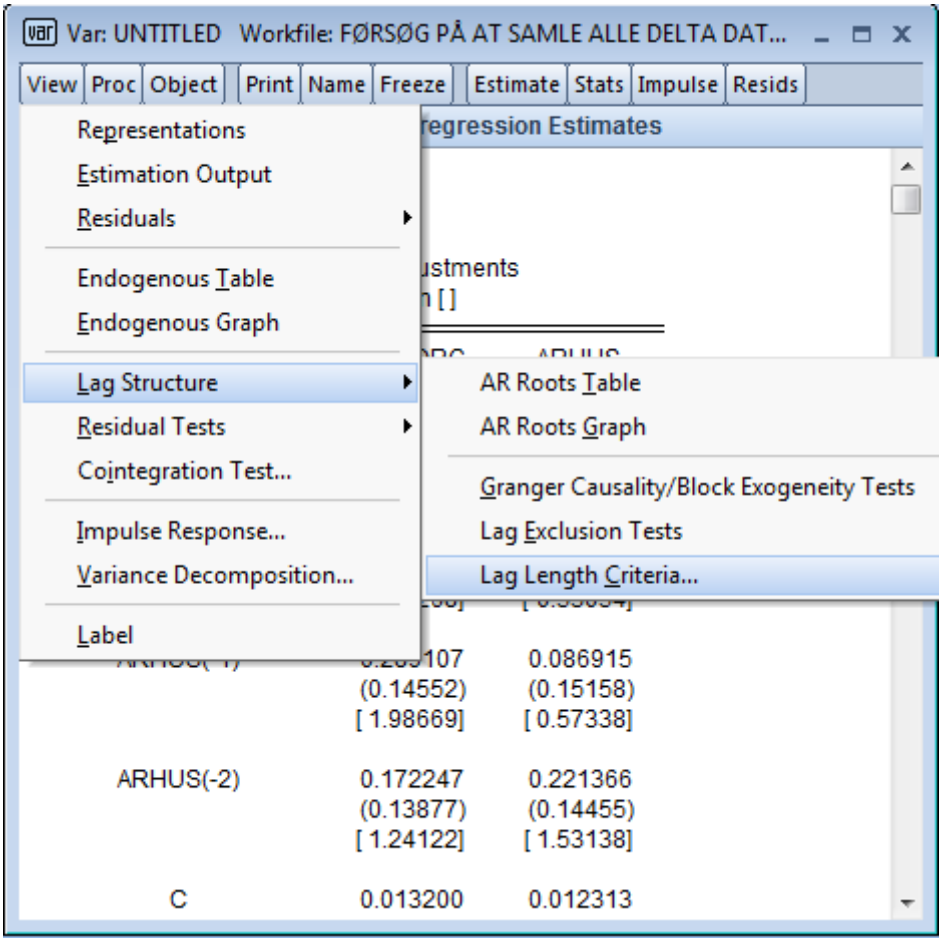
Vi har foretaget vores Granger kausalitetstests på følgende måde i E-Views. Først udvælges de dataserier vi vil undersøge. I dette eksempel vælger vi Aalborg og Århus i datasættet fra Danmarks Statistik, der som bekendt strækker sig fra 1974.

Først bestemmes antallet af lagperioder. I udgangspunktet benyttes et datainput af 1. differens.

Først vælges Quick/Estimate VAR… og følgende vindue dukker op:



I feltet *Endogenous Variables* tastes byernes navne ind som vist – her tester vi, om Århus påvirker Aalborg. Der benyttes *Unrestricted VAR*. Antallet af lagperioder er i første omgang underordnet. Der trykkes OK, og følgende skærmbillede dukker op:



Der tastes View/Lag Structure/Lag Length Criteria, og E-Views spørger, hvor mange lags der maksimalt må indgå. Her benytter vi blot, hvad E-Views angiver som standard – denne standard er afhængig af antallet af observationer i datasættet. Der trykkes OK, og følgende kommer frem:

Var: UNTITLED Workfile: FØRSØG PÅ AT SAMLE ALLE DELTA DATASERIER SÆSONKORRIG...

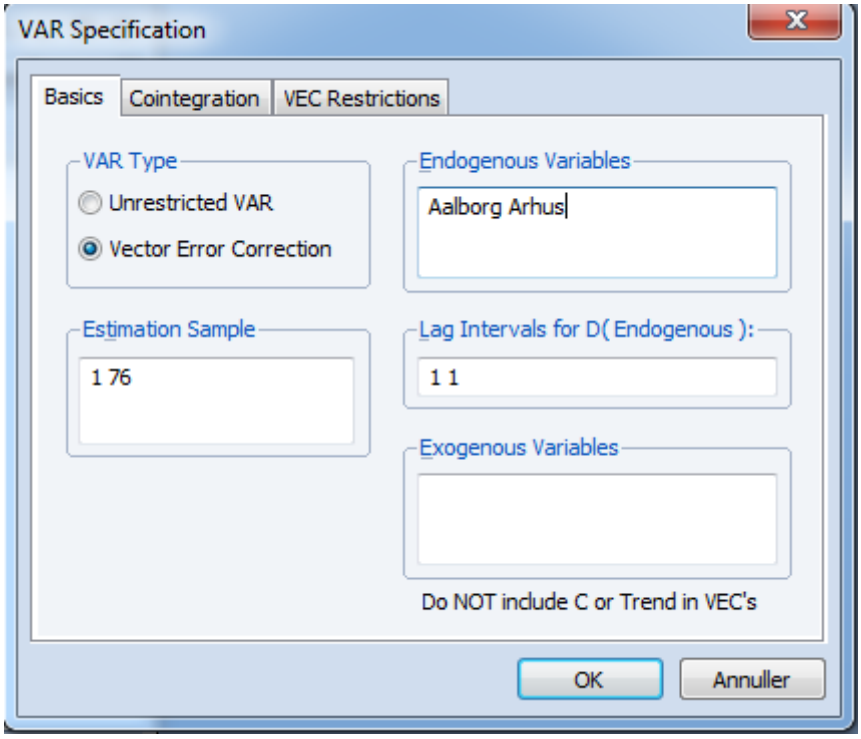
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Stats | Impulse | Resids

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: AALBORG ARHUS
Exogenous variables: C
Date: 01/11/13 Time: 23:40
Sample: 1 75
Included observations: 68

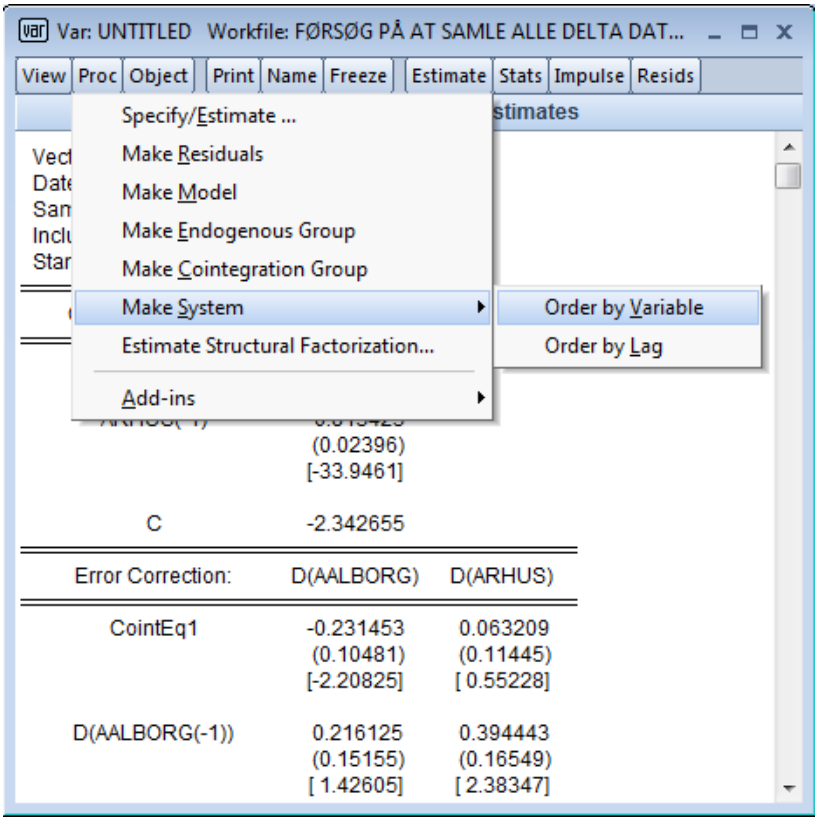
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	231.6168	NA	4.00e-06	-6.753436	-6.688157*	-6.727571
1	239.0730	14.25444	3.61e-06*	-6.855088*	-6.659250	-6.777491*
2	241.1185	3.790203	3.83e-06	-6.797603	-6.471205	-6.668274
3	242.0267	1.629463	4.20e-06	-6.706669	-6.249711	-6.525608
4	244.1942	3.761099	4.44e-06	-6.652769	-6.065252	-6.419977
5	248.1798	6.681778	4.45e-06	-6.652346	-5.934270	-6.367823
6	249.3057	1.821294	4.86e-06	-6.567814	-5.719178	-6.231558
7	256.1273	10.63372*	4.50e-06	-6.650803	-5.671608	-6.262816

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

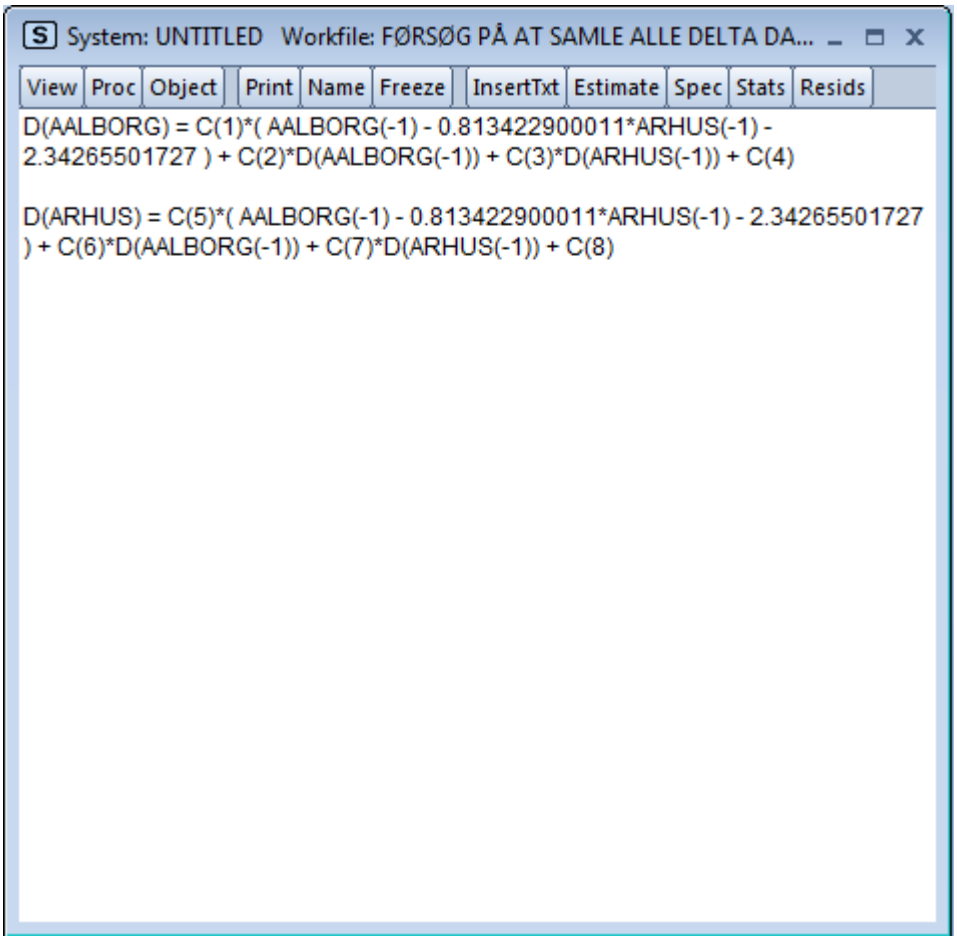
Vi aflæser FPE til en. Da der er tale om kointegrerede dataserier, vælger vi nu at benytte dataserier uden differens. Såfremt der var tale om ikke-kointegrerede dataserier, så ville vi blive i samme dataserie. Igen vælges Quick/Estimate VAR… og følgende dukker op:



Her vælges *Vector Error Correction*, og antallet af lags sættes til en. Såfremt, at der var tale om ikke kointegrerede serier ville vi blot benytte 1. differens og *Unrestricted VAR*. Der trykkes OK, og følgende dukker op:

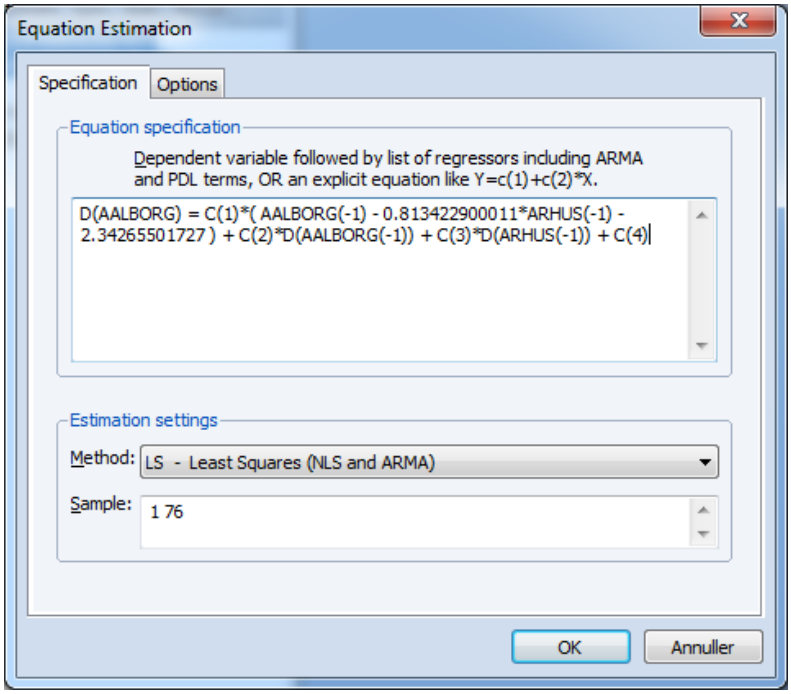


Herefter vælges Proc/Make System/Order by Variable. Herefter fremkommer følgende vindue:

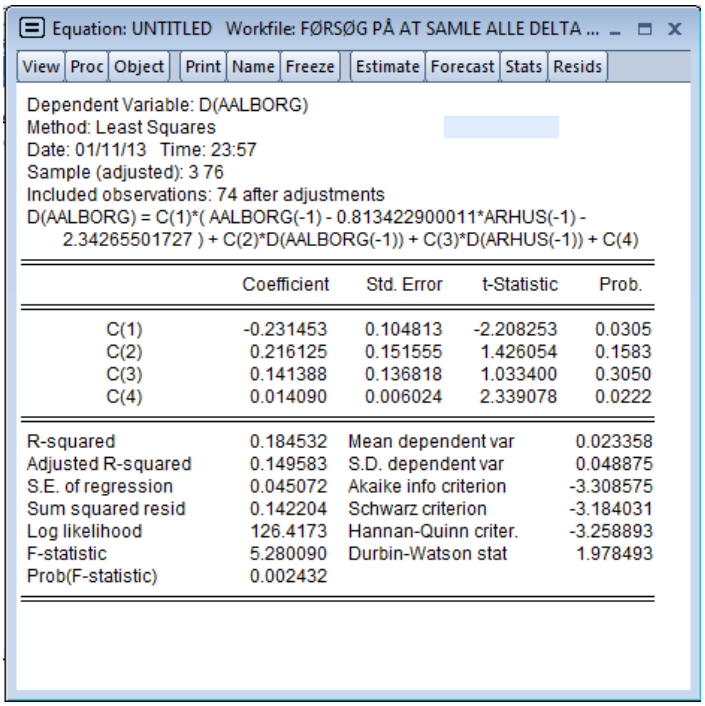


:

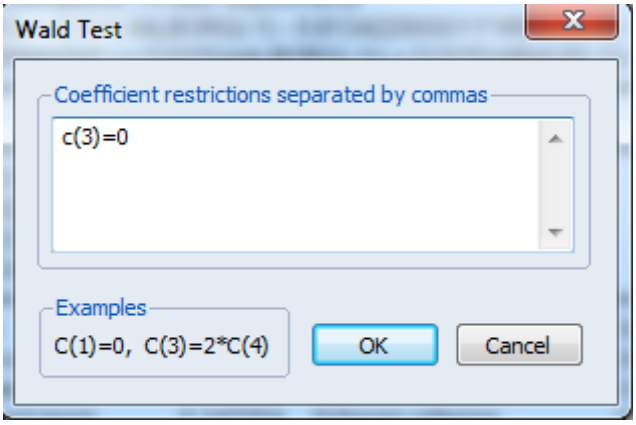
Det øverste af de to ligningsudtryk kopieres, og der trykkes Quick/Make Equation, og udtrykket indsættes som vist nedenfor:



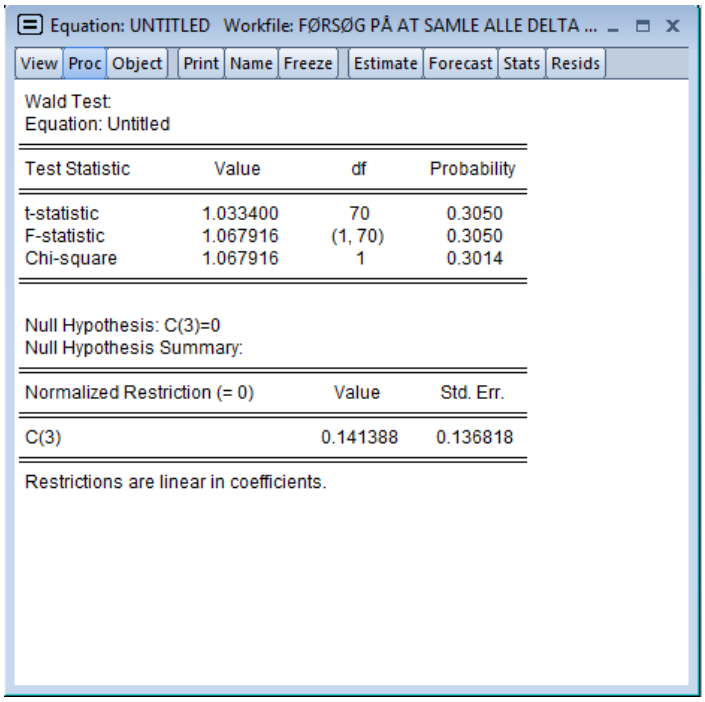
Der trykkes på OK, hvorefter følgende vindue fremkommer:



Her aflæses Durbin-Watson til 1,978493. Det ses ligeledes, at koefficienten c(3) er den, der vedrører Århus som lagperiode. Ved en lagperiode på 1, kan t-statistikken bruges til at fortælle, hvorvidt der er signifikant betydning. Såfremt der var mere end en lagperiode, så ville vi benytte Waldtesten – dette gøres på følgende måde. Der vælges *View/Coefficent Diagnostics/Wald Test – Coefficent Restrictions*. Herefter fremkommer et vindue, som udfyldes på følgende måde:



Såfremt der var mere end én lagperiode, så ville testen hedde c(4)=c(5)=…=0. Der tastes OK, og resultatet bliver følgende:



Nu aflæses F-Statistic til 0,3050 – hvilket er mere end både 0,05 og 0,01. Dermed kan vi ikke sige, at Århus påvirker Aalborg.

Appendiks 9.1

Resultater og kritiske værdier for ADF ved den internationale undersøgelse:

	Holland	kv	Wien	kv	Østrig	kv	Belgien	kv
1.orden	1,679852	-3,475305	-1,605149	-3,506374	-4,640250	-3,506374	-2,799152	-3,450073
2.orden	-2,931968	-2,904198	-7,071666	-2,925169			-3,271468	-2,887190
	Finland	kv	Paris	kv	Norge	kv	USA	kv
1.orden	-1,814697	-3,504330	-2,256028	-3,498692	-2,688341	-3,465548	-2,383526	-3,449716
2.orden	-9,690525	-2,923780	-3,118697	-2,918778	-9,071732	-2,897678	-1,733548	-2,886959
	Schweiz	kv	DK	kv	DK kvm	kv	Københav	kv
1.orden	-2,039450	-3,449365	-2,097035	-3,449365	-2,186428	-3,469235	-0,810813	-3,467703
2.orden	-3,129698	-2,886732	-4,085510	-2,886732	-2,400054	-2,900137	-4,347533	-2,898623
	Stockholm	Goteborg	Malmø	London	kv			
1.orden	-1,963909	-4,291193	-2,589946	-1,812099	-3,466248			
2.orden	-4,170202	-5,919795	-3,921824	-8,278382	-2,897678			