



LUND UNIVERSITY

School of Economics and Management

Beräkning av fundamentala bostadspriser – Analys av Sverige, USA, Norge och Irland

Civilekonomuppsats

2014-05-28

Nationalekonomiska institutionen

Sammanfattning

Huspriserna har i Sverige och flera andra länder gått upp kraftigt sedan 90-talet. Det debatteras om de höga priserna är hållbara eller om det existerar bostadsprisbubblor som om de spricker kan påverka den övriga ekonomin negativt. Flera länder där bostadspriserna gått upp upplevde fall i dessa och minskad ekonomisk tillväxt vid finanskrisen 2008. Sverige upplevde inte något drastiskt bostadsprisfall 2008 och frågan är om bostadspriserna i Sverige är övervärderade eller inte.

I denna undersökning använder vi en metod för att beräkna fram fundamentala bostadspriser som är hållbara enligt fundamentala variabler. De fundamentala bostadspriserna jämför vi sen med de faktiska bostadspriserna för att se om de är övervärderade. Vi undersöker om metoden är pålitlig genom att först applicera den på USA, Norge och Irland, vilka enligt allmän konsensus har eller nyligen haft bostadsprisbubblor som spruckit. Därefter analyserar vi hur situationen ser ut i Sverige så sent som 2013Q4.

Resultaten visar att modellen kan identifiera bostadsprisbubblorna i USA, Norge och Irland. De resultaten ger skäl att även applicera modellen på Sverige. Resultaten för Sverige 2013Q4 visar att bostadspriserna är 6-41 procent övervärderade beroende på antaganden i modellen med ett medelvärde på 24 procent och vår slutsats är att där troligtvis existerar en bostadsprisbubbla i Sverige. Vi fann även att modellen i flera fall lider av statistiska problem vilket man får ha i åtanke då man bildar sig en uppfattning av resultaten.

Innehållsförteckning

| | |
|--|----|
| 1. Inledning..... | 6 |
| 2. Tidigare forskning | 8 |
| 2.1. Metoder | 8 |
| 2.2. Artiklar | 8 |
| 2.3. Jämförelse av tidigare analyser av Svenska bostadspriser | 9 |
| 2.4. Kritik mot den enkla regressionsmodellen..... | 10 |
| 3. Definition av övervärderade priser | 11 |
| 4. Modell för beräkning av fundamentalt bostadspris..... | 12 |
| 4.1. Härledning..... | 13 |
| 4.2. Lineariserad version av bostadsprismodellen | 15 |
| 4.3. Modellering av hushållens förväntningar..... | 16 |
| 4.4. Beräkning av det fundamentala bostadspriset..... | 17 |
| 5. Empirisk analys | 19 |
| 5.1. Data | 19 |
| 5.1.1. Sverige | 19 |
| 5.1.2. USA..... | 20 |
| 5.1.3. Norge..... | 20 |
| 5.1.4. Irland | 21 |
| 5.2. Estimering av hushållens förväntningar med en VAR-modell | 22 |
| 5.2.1. VAR tester..... | 22 |
| 6. Analys av de fundamentala och faktiska bostadspriserna | 24 |
| 6.1. Bostadsprisanalys USA | 25 |
| 6.2. Bostadsprisanalys Norge..... | 29 |
| 6.3. Bostadsprisanalys Irland | 33 |
| 6.4. Bostadsprisanalys Sverige..... | 36 |
| 7. Statistisk analys av interaktionen mellan fundamentala och faktiska bostadspriser | 40 |
| 7.1. Förklaring av VECM | 40 |
| 7.1.1 VECM tester | 42 |
| 7.1.2. VECM resultat | 42 |
| 7.2. Test av Grangerkausalitet..... | 44 |
| 8. Analys av risk för prisfall..... | 45 |
| 8.1. Förklaring av <i>impulse response function</i> | 45 |
| 8.2. Resultat av <i>impulse response function</i> -analysen..... | 46 |

| | |
|---|----|
| 9. Slutsats | 47 |
| Referenser..... | 51 |
| Databaser..... | 53 |
| Appendix | 55 |
| Appendix 1. Fullständig härledning av fundamentalt bostadspris | 55 |
| Appendix 2. Analys och grafer av variabler i VAR-modellen..... | 62 |
| Appendix 3. Univariata testresultat för delregressioner i VAR-modellen | 66 |
| Appendix 4. Tabeller med VECM-resultat av interaktionen mellan fundamentala och faktiska bostadspriserna | 71 |
| Appendix 5. Tabeller med resultat från Grangerkausalitetstest | 73 |
| Appendix 6. Grafer av <i>impulse response function</i> -analysen..... | 75 |

Grafförteckning

| | |
|--|----|
| 1.1 Bostadsprisutveckling Sverige, USA, Norge och Irland..... | 7 |
| 6.1 USA, faktiska och fundamentala bostadspriser i hyresmodellen | 25 |
| 6.2 USA, prisgap faktiska och fundamentala bostadspriser i hyresmodellen | 25 |
| 6.3 USA, faktiska och fundamentala bostadspriser i U-E-modellen, ε_Y låst | 27 |
| 6.4 USA, prisgap faktiska och fundamentala bostadspriser i U-E-modellen, ε_Y låst..... | 28 |
| 6.5 USA, faktiska och fundamentala bostadspriser i U-E-modellen, ε_R låst | 28 |
| 6.6 USA, prisgap faktiska och fundamentala bostadspriser i U-E-modellen, ε_R låst | 28 |
| 6.7 Norge, faktiska och fundamentala bostadspriser i hyresmodellen | 29 |
| 6.8 Norge, prisgap faktiska och fundamentala bostadspriser i hyresmodellen | 30 |
| 6.9 Norge, faktiska och fundamentala bostadspriser i U-E-modellen, ε_Y låst | 30 |
| 6.10 Norge, prisgap faktiska och fundamentala bostadspriser i U-E-modellen, ε_Y låst..... | 31 |
| 6.11 Norge, faktiska och fundamentala bostadspriser i U-E-modellen, ε_R låst | 31 |
| 6.12 Norge, prisgap faktiska och fundamentala bostadspriser i U-E-modellen, ε_R låst | 31 |
| 6.13 Irland, faktiska och fundamentala bostadspriser i hyresmodellen | 33 |
| 6.14 Irland, prisgap faktiska och fundamentala bostadspriser i hyresmodellen..... | 33 |
| 6.15 Irland, faktiska och fundamentala bostadspriser i U-E-modellen, ε_Y låst..... | 34 |

| | |
|--|----|
| 6.16 Irland, prisgap faktiska och fundamentala bostadspriser i U-E-modellen, ε_Y låst..... | 34 |
| 6.17 Irland, faktiska och fundamentala bostadspriser i U-E-modellen, ε_R låst..... | 35 |
| 6.18 Irland, prisgap faktiska och fundamentala bostadspriser i U-E-modellen, ε_R låst..... | 35 |
| 6.19 Sverige, faktiska och fundamentala bostadspriser i hyresmodellen..... | 36 |
| 6.20 Sverige, prisgap faktiska och fundamentala bostadspriser i hyresmodellen | 37 |
| 6.21 Sverige, faktiska och fundamentala bostadspriser i U-E-modellen, ε_Y låst | 38 |
| 6.22 Sverige, prisgap faktiska och fundamentala bostadspriser i U-E-modellen, ε_Y låst | 38 |
| 6.23 Sverige, faktiska och fundamentala bostadspriser i U-E-modellen, ε_Y låst | 39 |
| 6.24 Sverige, prisgap faktiska och fundamentala bostadspriser i U-E-modellen, ε_R låst | 39 |
| A.1 Sverige, ingående variabler i VAR-modellen | 62 |
| A.2 USA, ingående variabler i VAR-modellen..... | 63 |
| A.3 Norge, ingående variabler i VAR-modellen..... | 64 |
| A.4 Irland, ingående variabler i VAR-modellen | 65 |
| A.5 Sverige, kvadrerade residualer för variablerna i VAR-modellen..... | 67 |
| A.6 USA, kvadrerade residualer för variablerna i VAR-modellen | 68 |
| A.7 Norge, kvadrerade residualer för variablerna i VAR-modellen | 69 |
| A.8 Irland, kvadrerade residualer för variablerna i VAR-modellen | 70 |
| A.9 Sverige, <i>impulse response function</i> grafer med hyresmodellen | 75 |
| A.10 Sverige, <i>impulse response function</i> grafer med U-E-modellen..... | 76 |
| A.11 USA, <i>impulse response function</i> grafer med hyresmodellen | 76 |
| A.12 USA, <i>impulse response function</i> grafer med U-E-modellen..... | 77 |
| A.13 Norge, <i>impulse response function</i> grafer med hyresmodellen | 77 |
| A.14 Norge, <i>impulse response function</i> grafer med U-E-modellen..... | 78 |
| A.15 Irland, <i>impulse response function</i> grafer med hyresmodellen..... | 78 |
| A.16 Irland, <i>impulse response function</i> grafer med U-E-modellen | 79 |

Tabellförteckning

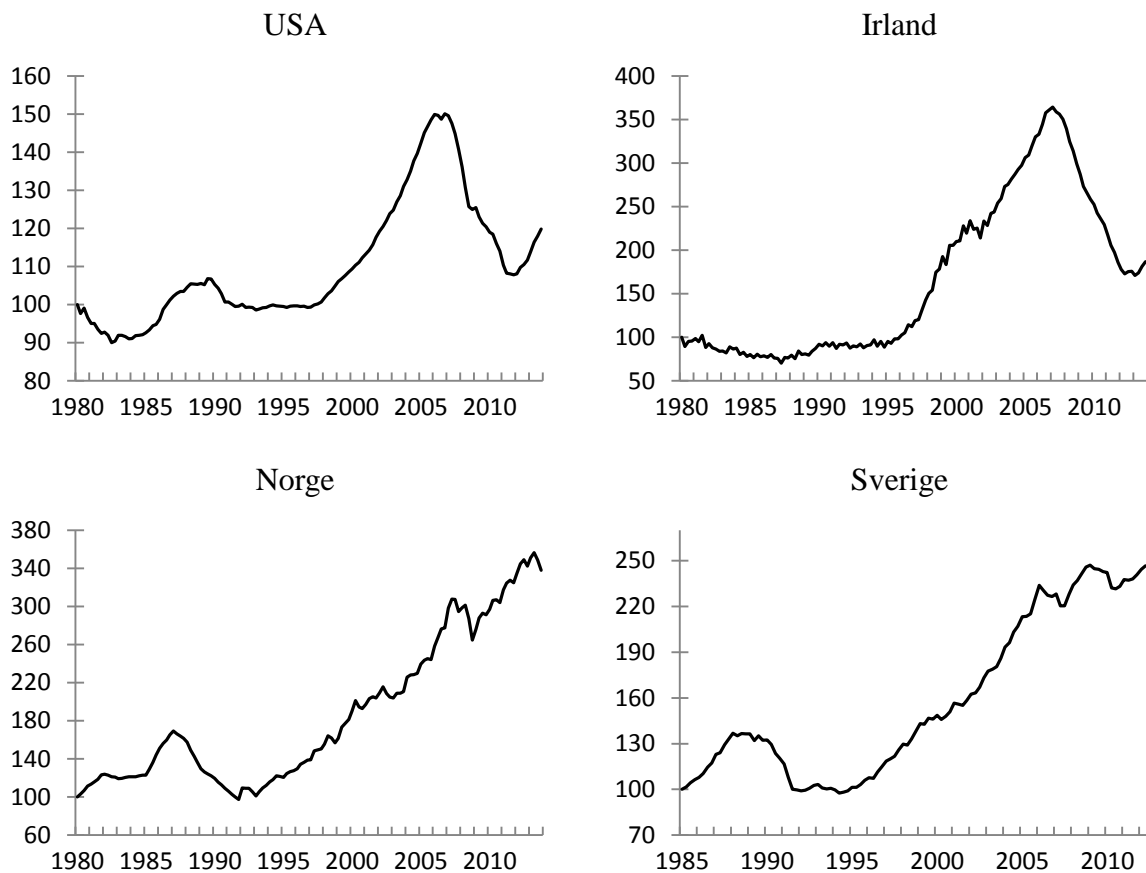
| | |
|---|----|
| 4.1 Definition av variabler för härledning av fundamentalt bostadspris | 13 |
| 5.1 Resultat av multivariata test av VAR-modellen..... | 23 |
| 9.1 Priskap 2013Q4 för Sverige, USA, Norge och Irland..... | 47 |
| 9.2 Priskap vid finanskrisen 2008 för USA och Irland, priskap 2013Q2 för Norge | 49 |
| A.1 Sverige, univariata tester för varje delregression i VAR-modellen | 66 |
| A.2 USA, univariata tester för varje delregression i VAR-modellen..... | 67 |
| A.3 Norge, univariata tester för varje delregression i VAR-modellen..... | 68 |
| A.4 Irland, univariata tester för varje delregression i VAR-modellen | 69 |
| A.5 Sverige, test av interaktionen mellan fundamentala och faktiska bostadspriser (VECM) .. | 71 |
| A.6 USA, test av interaktionen mellan fundamentala och faktiska bostadspriser (VECM) | 71 |
| A.7 Norge, test av interaktionen mellan fundamentala och faktiska bostadspriser (VECM) .. | 72 |
| A.8 Irland, test av interaktionen mellan fundamentala och faktiska bostadspriser (VECM)... | 72 |
| A.9 Sverige, Grangerkausalitetstest | 73 |
| A.10 USA, Grangerkausalitetstest | 73 |
| A.11 Norge, Grangerkausalitetstest | 74 |
| A.12 Irland, Grangerkausalitetstest | 74 |

1 Inledning

Från nittiotalet och framåt har flera länder i västvärlden upplevt en ökning i bostadspriser och efter att finanskrisen slog år 2008 fick många länder se baksidan av den ökningen. I USA dök priserna vilket gjorde att många människor inte kunde betala av sina lån och blev tvungna att ge upp sina hem. I Europa slog fallet minsta lika hårt i många länder. Prisförändringar i bostadsmarknaden är av intresse då de påverkar makroekonomin. Enligt Jansson och Persson (2011) så kan ett fall i bostadspriser påverka hushållens konsumtion och investeringar negativt vilket kan leda till ökad arbetslöshet och en minskning i tillväxttakten. Att kunna prognostisera bostadsmarknaden och dess prisutveckling är därför av stort värde. I Sverige har det förts en debatt om även Sverige är på väg mot eller är i en bostadsprisbubbla. Sveriges bostadspriser har sedan mitten av nittiotalet ökat med 250 procent, se graf 1.1. Samtidigt har andra faktorer såsom real inkomst för hushållen ökat och räntekostnader relativt disponibel inkomst minskat och då uppstår frågan om dagens bostadspriser bara är en följd av andra fundamentala faktorer utveckling och därmed fullt rimliga eller är dagens bostadspriser övervärderade?

För att undersöka detta ska vi i denna uppsats applicera Bergman och Sørensen (2013) modell för beräkning av fundamentalt bostadspris och jämföra med faktiska bostadspriser. Då deras modell är relativt oprövad behandlar vi i uppsatsen utöver Sverige även USA, Norge och Irland för att kontrollera modellens tillförlitlighet. USA och Irland är två av de länder i världen som tydligast drabbats av en bostadsbubbla, med en kraftig uppgång innan finanskrisen och efter det ett fall på cirka 30 respektive 50 procent, se graf 1.1. Allmän konsensus råder i den ekonomiska debatten om att även Norge befinner sig i en bostadsbubbla. Norge är ett intressant analysobjekt eftersom vi ser effekterna från den spruckna bostadsbubblan just nu. Norge är även intressant eftersom det är ett land som är relativt likt Sverige. Om modellen är korrekt i sin estimering av fundamentala huspriser bör vi därför kunna identifiera dessa länders perioder av övervärderade priser och dess följder och påvisa om Sverige följer en liknande utveckling. Tidsperioden vi analyserar är 1986 till 2013 för Sverige och 1980 till 2013 för USA, Irland och Norge. Tidsperioden är bestämd av datatillgänglighet. Data är inhämtad med programmet Datastream från olika databaser (se databaser s. 53).

Graf 1.1: Faktiska bostadspriser med startindex 100. Tidsperiod 1980-2013 för USA, Irland och Norge. Tidsperiod 1986-2013 för Sverige.



Uppsatsen disponeras enligt följande: inledningsvis presenterar vi i kapitel 2 den tidigare forskning som ligger till grund för teorin om beräkning av ett fundamentalt bostadspris. I kapitel 3 definieras vad som menas med övervärderade priser i denna uppsats. I kapitel 4 beskrivs beräkningen av det fundamentala bostadspriset. I kapitel 5 redovisas den data som ingår i *vector autoregression*-modellen [VAR] samt en beskrivning av VAR-modellen och tillhörande tester. Vidare i kapitel 6 redovisas grafer för fundamentala och faktiska bostadspriser samt en detaljerad analys av prisernas förhållande i respektive land. I kapitel 7 analyseras förhållandet mellan det fundamentala och det faktiska bostadspriset med grund i en *vector error correction model* [VECM] och dess tillhörande tester. Vad som händer om bostadspriser går ner behandlas med en *impulse response function*-analys [IRF] i kapitel 8 och i kapitel 9 följer slutsatser och en utvärdering av modellen.

2 Tidigare forskning

Här presenterar vi några nyckelartiklar som visar på vikten att studera bostadsprisbubblor och ett par exempel på metoder som använts för att mäta dessa. Vi för även en kort diskussion kring skillnaderna i resultat från två tidigare undersökningar av den Svenska bostadsmarknaden.

2.1 Metoder

En metod för att mäta om bostadspriser är över- eller undervärderade är att välja ut lämpliga variabler som inkomst och ränta etc. och sen se om dessa kan förklara förändringarna i bostadspriserna i en regression. Denna metod använder bland annat Claussen (2012). En annan metod är att räkna ut ett fundamentalt bostadspris baserat på fundamentala variabler som anses förklara bostadspriserna och jämföra detta med de faktiska bostadspriserna. Bland annat Hott och Monnin (2008) och Bergman och Sørensen (2013) använder denna metod. Metoden är hämtad från forskningen av finansiella tillgångar som aktier där det länge varit en vanlig metod att jämföra aktiepris mot fundamentala faktorer. Tanken är att de fundamentala faktorerna visar på vad det faktiska priset borde vara, jämförelse kan göras med arbetsmarknadens ”naturlig arbetslöshet”.

2.2 Artiklar

Campbell och Shiller (1988) utformade en modell för att beräkna ett fundamentalt aktiepris. Undersökningen gick ut på att de analyserade om reala vinster kunde förutspå framtida reala utdelningar med en VAR-modell. De kom fram till att detta var möjligt på längre sikt. Teorin med att beräkna ett fundamentalt pris har sedan applicerats på bostadsmarknaden av flera författare, bland annat av Hott och Monnin (2008).

Helbling och Terrones (2003) visar att den ekonomiska tillbakagången efter att en tillgångsbubbla spricker är nästan dubbelt så lång och orsakar dubbelt så stora totala förluster i BNP om den sker i bostadsmarknaden än om den sker i aktiemarknaden. De menar också att cirka 40 procent av bostadsbubblorna spricker med andra ekonomiska problem till följd. Att problemen blir större när de har sin grund i bostadsmarknaden förklaras med att hushållens konsumtion sjunker mer och bankerna är mycket exponerade mot fastighetsmarknaden.

Hott och Monnin (2008) utformade en modell för att beräkna ett fundamentalt fastighetspris grundat på en hyresmodell och en utbud-och-efterfråge-modell [U-E-modellen]. Det fundamentala priset räknar de ut som summan av de diskonterade framtida kostnaderna

för att äga ett boende. Deras resultat visade på att de faktiska bostadspriserna kunde avvika under längre perioder men att de på längre sikt tenderade att sträva tillbaka mot de fundamentala priserna. De fann även att det fundamentala priset kan prognostisera det framtida faktiska priset för tidshorisonter längre än 3-4 år men för kortare tidsperioder är det dock inte alltid den mest effektiva metoden.

Engsted, Pedersen och Tanggaard (2011) utförde en undersökning av sammansättningen av VAR-modeller likt den Campbell och Shiller (1988) använde. En viktig slutsats de nådde var att för att få en korrekt specificerad VAR-modell krävs att den utöver de fundamentala faktorerna även ska innehålla det faktiska tillgångspriset, d.v.s. priset som VAR-modellens resultat ska jämföras mot, en slutsats som tillämpas av Bergman och Sørensen (2013) vars metod vi applicerar i denna uppsats.

Claussen, Carl Andreas (2012) försöker i sin artikel förklara förändringar i Svenska bostadspriser med bland annat en enkel regression (dynamisk OLS) och en *error correction*-modell av bostadspriserna mot fundamentala variabler. Hans slutsats är att bostadsprisernas uppgång från 1996Q1 till 2011Q3 kan till stor del förklaras av en ökning i hushållens disponibla inkomster och sjunkande realräntor. Vidare så hittar han inga bevis för att bostadspriserna skulle vara övervärderade.

Bergman och Sørensen (2013) har vidareutvecklat Hott och Monnins (2008) modell på främst två punkter, de har generaliserat U-E-modellen genom att de har introducerat elasticiteter för disponibel inkomst och bostadsefterfrågan med hänsyn till imputerad hyra samt att de använder en VAR-modell istället för en univariat modell. Det är Bergman och Sørensens modell som kommer användas i denna undersökning och vi kommer i kapitel 4 beskriva deras metod.

Sørensen (2013) använder Bergman och Sørensens (2013) modell för att räkna ut fundamentala bostadspriser i en rapport till Finanspolitiska rådet där han analyserar den Svenska bostadsmarknaden. I den rapporten kommer han fram till att det troligtvis existerar en bostadsprisbubbla i Sverige.

2.3 Jämförelse av tidigare analyser av Svenska bostadspriser

Då Claussen (2012) och Sørensen (2013) båda gör sina undersökningar på den Svenska bostadsmarknaden och använder olika metoder så är det av intresse att jämföra deras resultat. Som nämnt använder Claussen (2012) en enkel regression för att förklara förändringarna i

bostadspriser medan Sørensen (2013) använder metoden att räkna ut ett fundamentalt bostadspris som de jämför mot de faktiska priserna. Förklarande variabler i Claussens (2012) undersökning är hushållens reala disponibla inkomst, real bolåneränta efter skatteavdrag och hushållens finansiella förmögenhet. Hans resultat för perioden 1996Q1-2011Q3 (då Sveriges bostadspriser uppvisat en uppåtgående trend) visar på att det bara är 4 procent av prispförändringen som inte kan förklaras av nämnda variabler. Det skulle betyda att bostadspriserna som mest är 4 procent felvärderade och att det är osannolikt att där finns en bostadsprisbubbla i Sverige. Sørensen (2013) använder reala faktiska bostadspriser, real hyra, real bolåneränta efter skatteavdrag, hushållens reala disponibla inkomst och bostadsutbudet som ingående variabler i en VAR-modell vars estimat ligger till grund för beräkningarna av fundamentala bostadspriser. Hans resultat visar på att bostadspriserna i Sverige skulle vara 12-40 procent övervärderade i början av 2012 beroende på antaganden i modellen, och han menar att det är troligt att det existerar en bostadsbubbla i Sverige. Detta visar på att det inte råder konsensus i resultaten mellan undersökningarna av den svenska bostadsmarknaden och man kan spekulera i vilken av modellerna som är bäst specificerad för skattning av avvikelser i denna.

2.4 Kritik mot den enkla regressionsmodellen

Claussen (2012, se fotnot 12 s. 17) pekar själv på problem i sin modell som att han antar att real boendekostnad (real bolåneränta efter skatteavdrag) inte är stationär vilket både han och Sørensen (2013) menar att den är på längre sikt enligt både teori och empiriska test. Han menar vidare att antagandet gör att modellen troligtvis inte kommer passa datan så bra vid längre mätperioder och manar till försiktighet när man använder den till att prognostisera framtida huspriser. Sørensen (2013, s. 30-32) pekar även på kvantitativa problem med Claussens (2012) modell då dess resultat visar att om de reala inkomsterna ökar med 1 procent så ökar de reala bostadspriserna med 1.3 procent (Claussen (2012, s. 9)). Antar man att hushållens förmögenhet ökar i samma takt som inkomsterna så blir ökningen i reala bostadspriser 1.4 procent för varje procents ökning i inkomst. Han menar att under antagandet att boendekostnaden är stationär på längre sikt så kan inte boendekostnadens andel av hushållens budget öka för evigt. För att detta scenario skall inträffa måste det ackumulerade reala bostadsutbudet minska medan ekonomin växer. Det vill säga att i ett läge då ekonomin växer och reala huspriser går upp så skulle bostadsutbudet minska över tid. Detta skulle ske om byggnadskostnaderna systematiskt skulle öka mer än huspriserna på lång sikt så att husutbudet minskar med tiden. Detta är inte troligt enligt Sørensen (2013). Han pekar även på

att det starka sambandet mellan inkomst och bostadspriser i Claussens (2012) modell kan komma ifrån en utelämnad variabel som påverkar båda så som hushållens förväntningar. Särskilt om mätperioden innefattar stora skillnader i tillväxt så kan en stark korrelation skapas mellan inkomster och bostadspriser på grund av att hushållens förväntningar skiftar och påverkar båda variablerna. Vidare spekulerar Sørensen (2013) att om de höga bostadspriserna vi ser i Sverige idag är berättigade av för optimistiska förväntningar på framtida inkomster så borde ett prisfall vara väntat då förväntningarna går tillbaka till en mer normal nivå. På grund av dessa problem så menar Sørensen (2013) att det är skäligt att även använda andra metoder för att analysera om bostadsmarknaden är övervärderad så som beräkning av fundamentala bostadspriser. Vi har tagit fasta på Sørensens (2013) kritik och har valt att använda samma metod som han i vår analys. Den är dock inte helt problemfri vilket vi kommer diskutera senare i denna undersökning.

3 Definition av övervärderade priser

I följande kapitel kommer vi diskutera hur en övervärdering av bostadspriser kan definieras och vilken definition som kommer användas i denna uppsats. Enligt Claussen, Jonsson och Lagerwall (2011, s. 81) kan övervärderade huspriser definieras på tre sätt:

1. Bostadspriser ligger över sin långsiktiga trend
2. Bostadspriser kan inte förklaras med fundamentala faktorer
3. Prognoser från modeller för bostadsmarknaden indikerar sjunkande bostadspriser

Den första definitionen relaterar de nuvarande bostadspriserna till hur de förhåller sig till dess historiska utveckling. Nackdelen med denna definition är att resultatet blir olika beroende på vilken tidsperiod som definierar den historiska utvecklingen. Exempelvis har många länders bostadspriser haft klart högre tillväxttakt från nittioalet och framåt (Claussen et al. (2011, s. 82)). Därför kan t.ex. en jämförelse av bostadspriser under nittioalet och framåt visa på att bostadsmarknaden inte är övervärderad medan en undersökning med en tidsperiod som sträcker sig längre bak kan visa på det motsatta. Av denna anledning är denna metod allt för känslig och subjektiv i bedömningen av om och med hur mycket bostadspriser är övervärderade.

Den andra definitionen relaterar bostadspriser till fundamentala bostadspriser som kan förklaras av ekonomiska faktorer såsom disponibel inkomst, bolåneränta och fastighetsskatt. I teorin är det en bättre metod för att mäta övervärdering då förutsättningarna i ekonomin kan förändras och då berättiga en annan värdering av bostadsmarknaden. Bostadsmarknaden är

dynamisk och kan inte förväntas vara i perfekt jämvikt på grund av friktioner i ekonomin. Dessa friktioner kan till exempel både bero på att det tar tid för köparen att finna bostaden köparen efterfrågar samt att det tar tid för säljaren att få insikt om vad som är ett rimligt försäljningspris. Det leder till att det tar tid för bostadsefterfrågan att röra sig mot bostadsbeståndet och nå kortsiktig jämvikt. Det tar än längre tid att nå långsiktig jämvikt där priserna på befintliga bostäder är lika med kostnaderna för att tillhandahålla liknande nya hus samt att den förväntade tillväxttakten i bostadspriser är lika med den faktiska tillväxttakten i bostadspriser (Sørensen, 2013). Beroende på vilken sikt som avses kan alltså olika resultat ges och det är därför viktigt att specificera om det är kort eller lång sikt som avses.

Den tredje definitionen relaterar bostadspriser till deras framtida utveckling prognostiserad av en modell. Denna definition är nära relaterad med definition 2 då modellen som används kan baseras på fundamentala faktorer. Sørensen (2013) diskuterar Claussens, Jonssons och Lagerwalls (2011) definitioner av övervärderade bostadspriser och menar att med en korrekt specificerad modell bör definition 2 och 3 ge samma resultat. Dock visar en jämförelse mellan faktiska bostadspriser och fundamentala faktorer på diskrepans bara om de fundamentala faktorerna inte kan förklaras av normala friktioner enligt definition 2. I teorin kan alltså fundamentala faktorer visa på att bostadsmarknaden inte är övervärderad om man tar hänsyn till normal marknadsdynamik medan en modell kan visa på att den är det. I denna undersökning definieras en övervärderad bostadsprismarknad i enlighet med Sørensen som ett mellanting mellan definition 2 och 3: ”...då huspriser avviker betydligt från den kortsiktiga jämvikten enligt för tillfället rådande värden för relevanta ekonomiska fundamentala faktorer och där denna avvikelse inte kan sägas vara en avspeglning av en normal ojämvt orsakad av normal marknadsdynamik” (Sørensen, 2013, s. 21, av författarna översatt). Definitionen är tänkt att klargöra att en avvikelse från fundamentala faktorer inte behöver indikera på en övervärdering eftersom det på grund av friktioner på bostadsmarknaden tar tid för denna att återgå till jämvikt.

4 Modell för beräkning av fundamentalt bostadspris

I detta kapitel kommer vi gå igenom Bergman och Sørensens (2013) modell för beräkning av fundamentala huspriser som vi använder i denna undersökning. Vi redovisar här de viktigaste punkterna i en förkortad version och hänvisar till appendix 1 för en fullständig härledning.

4.1 Härledning

Bergman och Sørensen (2013) använder beteckningarna i tabell 4.1 i sin härledning av modellen.

Tabell 4.1: Definition av variabler för härledning av fundamentalt bostadspris.

| | |
|----------------|---|
| P^f | Realt pris på en enhet ägt boende/Fundamentalt bostadspris |
| R^H | Imputerad hyra för en enhet ägt boende |
| R | Faktisk hyra för en enhet hyresbostad |
| Y | Aggregerad real disponibel inkomst |
| H | Aggregerat realt bostadsbestånd |
| i | Nominell bolåneränta |
| π | Förväntad inflation |
| τ^i | Kapitalinkomstskatt (ränteavdrag) |
| τ | Effektiv fastighetsskatt (konstant) |
| η | Nyttjandekostnadspremie för risk- och kreditbegränsningar (konstant) |
| δ | Deprecieringstakt (konstant) |
| t | index för tidsperiod t |
| $E_t[X_{t+i}]$ | Förväntan vid tidsperiod t angående värdet på variabel X vid tidpunkt t+i |

Härledningen tar sin grund från formeln för imputerad hyra för en enhet ägt boende:

$$R_t^H = [i_t(1 - \tau_t^i) - \pi_t + \tau + \delta + \eta]P_t^f - \{E_t[P_{t+1}^f] - P_t^f\} \quad (4.1)$$

Formeln har olika beståndsdelar där $[i_t(1 - \tau_t^i) - \pi_t + \tau + \delta]P_t^f$ är husägarens nominella kontanta kostnader, inklusive reparationer och underhåll (δ). $\pi_t P_t^f + \{E_t[P_{t+1}^f] - P_t^f\}$ representerar förväntad nominell realisationsvinst, förutsatt att husinvesteringen är helt lånfinansierad. Om husinvesteringen istället är helt finansierad med eget kapital är ekvationen densamma på grund av att det uppstår en alternativkostnad för vad investeraren hade kunnat tjäna på att investera sitt kapital på kapitalmarknaden, det leder till att $i_t(1 - \tau_t^i)$ består i ekvationen även i detta fall men representerar nu en alternativkostnad. ηP_t^f är en premie för risk- och kreditbegränsningar och är i sammanhanget irrelevant enligt Bergman och Sørensen (2013). Via omskrivning av (4.1) får de ett uttryck för bostadspriset i period t:

$$P_t^f = \frac{R_t^H + E_t[P_{t+1}^f]}{1 + \gamma_t} \quad (4.2)$$

$$\gamma_t \equiv i_t(1 - \tau_t^i) - \pi_t + \tau_t + \delta + \eta$$

där γ_t är imputerad hyra för en enhet ägt boende exklusive förväntad realisationsvinst och bostadspris och benämns hädanefter som boendekostnad. γ_t beräknas med nominell

bolåneränta med avdrag för kapitalinkomstskatt minus förväntad inflation adderat med effektiv fastighetsskatt, nyttjandekostnadspremie för risk och kreditbegränsningar samt deprecieringstakt för vilka de tre sista värdena antas vara konstanta. Förutsatt att samtliga aktörer är rationella kommer de inse att priset för bostäder ges av ekvation (4.2). I och med detta kommer det förväntade priset i period $t+1$ ges av följande ekvation:

$$E_t[P_{t+1}^f] = \frac{E_t[R_{t+1}^H] + E_t[P_{t+2}^f]}{E_t[1 + \gamma_{t+1}]} \quad (4.3)$$

Bergman och Sørensen (2013) infogar (4.3) i (4.2) och får:

$$P_t^f = \frac{R_t^H}{1 + \gamma_t} + \frac{E_t[R_{t+1}^H]}{(1 + \gamma_t)E_t[1 + \gamma_{t+1}]} + \frac{E_t[P_{t+2}^f]}{(1 + \gamma_t)E_t[1 + \gamma_{t+1}]}$$

och genom att iterera framåt mot oändligheten får de denna ekvation:

$$P_t^f = E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \frac{R_{t+i}^H}{\prod_{j=0}^i (1 + \gamma_{t+j})} \right] \quad (4.4)$$

Från ekvation (4.4) framgår att det fundamentala huspriset är det diskonterade värdet av imputerad hyra för en enhet ägt boende där diskonteringsräntan för varje period ges av γ_{t+j} . Den diskonterade summan kommer att vara ändlig om R^H :s genomsnittliga tillväxttakt är lägre än det genomsnittliga värdet av γ_{t+j} , Bergman och Sørensen (2013) antar att detta krav är uppfyllt vilket är lika med att utesluta bubblor på bostadsmarknaden. Den förväntade imputerade hyran beror på förväntade framtida bostadspriser vilka inte är observerbara. Den imputerade hyran beräknar Bergman och Sørensen (2013) med hjälp av Hott och Monnins (2008) metod och tillämpar den på två modeller: hyresmodellen och utbud-och-efterfrågemodellen. Hyresmodellen grundar sig på att ett jämviktsläge på bostadsmarknaden kräver ett stabilt förhållande mellan hyreskostnaden och den imputerade hyran för en bostad med lika kvalitet. Från detta antagande får de följande samband:

$$R_t^H = \omega R_t, \quad 0 < \omega \leq 1 \quad (4.5)$$

Om full konkurrens råder, samtliga aktörer är rationella och om hyresbostaden och ägandebostaden är perfekta substitut kommer ω att vara 1. På grund av att detta inte råder i verkligheten samt att vissa länder, bl.a. Sverige, har hyresreglering är ω i verkligheten ett värde under 1. För att modellen ska bli hanterbar antar Bergman och Sørensen (2013) att värdet på ω är konstant över tiden. Det gör att de kan beräkna den imputerade hyran genom

att observera hyresnivån. Antagandet att ω är konstant är inte helt förankrat i verkligheten då man kan tänka sig att hyresregleringar ändras över tid. Ett sätt att lösa detta problem hade varit att skatta ω över kortare tidsperioder, men det är utanför ramen för denna undersökning. På grund av antagandet i hyresmodellen så väljer Bergman och Sørensen (2013) att också behandla U-E-modellen där den imputerade hyran kommer försöka anpassa sig så att jämvikt uppstår mellan utbud och efterfrågan på bostäder. De antar att efterfrågan beror positivt på real disponibel inkomst och negativt på den imputerade hyran, vilket ger följande formel:

$$D_t = BY_t^{\varepsilon_Y} (R_t^H)^{-\varepsilon_R} \quad (4.6)$$

I formeln är B en konstant, ε_Y är den långsiktiga inkomstelasticiteten för bostadsefterfrågan och ε_R är priselasticitet som mäter den numeriska långsiktiga elasticiteten av bostadsefterfrågan med hänseende till den imputerade hyran. Hädanefter kommer vi benämna ε_R som hyreselasticiteten. Det aggregerade bostadsutbudet är proportionellt mot bostadsbeståndet (H) och med lämpligt val av enheter kan proportionen normaliseras till ett, vilket ger att i jämvikt gäller $H_t = D_t$. Genom att använda detta förhållande kan de substituera D_t med H_t och lösa ut R_t^H i (4.6) vilket ger följande ekvation:

$$R_t^H = B^{1/\varepsilon_R} Y_t^{\varepsilon_Y/\varepsilon_R} H_t^{-1/\varepsilon_R} . \quad (4.7)$$

Från denna ekvation kan de beräkna den imputerade hyran eftersom både real disponibel inkomst och bostadsbeståndet är observerbara faktorer.

4.2 Lineariserad version av bostadsprismodellen

För att göra ovan nämnda modeller mer hanterbara för empirisk analys omdefinierar Bergman och Sørensen (2013) husprismodellen till följande pris-mot-imputerad-hyra-kvot:

$$X_t \equiv P_t^f / R_t^H \Rightarrow \quad (4.8)$$

$$x_t \equiv p_t^f - r_t^H$$

$$x_t \equiv \ln X_t, \quad p_t^f \equiv \ln P_t^f, \quad r_t^H \equiv \ln R_t^H$$

För hyresmodellen representeras x_t av följande ekvation:

$$x_t = c + \sum_{j=1}^{\infty} \phi^j E_t[\Delta r_{t+j} - \gamma_{t+j}] - \gamma_t, \quad (4.9)$$

$$\Delta r_{t+j} = \ln r_{t+j} - \ln r_{t+j-1} .$$

Den logaritmerade pris-mot-imputerad-hyra-kvoten, x_t , för hyresmodellen (4.9) bestäms vid tidpunkt t av en konstant, c , och det summerade värdet av samtliga förväntade framtida förändringar i hyra mot boendekostnad viktade med ϕ^j , där ϕ är en konstant med avdrag för boendekostnaden.

I U-E-modellen beräknas x_t av följande ekvation:

$$x_t = c + \sum_{j=1}^{\infty} \phi^j E_t[(\varepsilon_Y/\varepsilon_R)\Delta y_{t+j} - (1/\varepsilon_R)\Delta h_{t+j} - \gamma_{t+j}] - \gamma_t, \quad (4.10)$$

$$\Delta y_{t+j} = \ln y_{t+j} - \ln y_{t+j-1}, \quad \Delta h_{t+j} = \ln h_{t+j} - \ln h_{t+j-1}$$

I U-E-modellen bestäms den logaritmerade pris-mot-imputerad-hyra-kvoten av samma faktorer som för hyresmodellen med skillnaden att förändringar i hyra ersätts av förändringar i disponibel inkomst viktade med kvoten mellan inkomstelasticiteten och hyreselasticiteten samt förändringar i bostadsbeståndet viktade med talet 1 genom hyreselasticiteten. (4.9) och (4.10) är ekvationer för $x_t \equiv p_t^f - r_t^H$ från vilket det logaritmerade fundamentala huspriset, p_t^f , kan lösas ut. Men för att kunna fortsätta beräkningarna behöver hushållens förväntningar på framtiden modelleras.

4.3 Modellering av hushållens förväntningar

Vi skall här beskriva metoden vi använt för att estimeras hushållens förväntningar. Vi tar hjälp av Bergman och Sørensen (2013) som hänvisar till tidigare forskning av bland annat Hott och Monnin (2008), Campbell, Davis, Gallin och Martin (2009), Ambrose, Eichholtz och Lindenthal (2012), och antar att hushållen skapar sina förväntningar som om de använde sig av en VAR-modell. VAR-modellen bör innehålla alla de variabler som hushållen tar hänsyn till då de skapar sina förväntningar för de framtida bostadspriserna. Enligt Bergman och Sørensen (2013) bör man som minst inkludera de variabler som används i modellen för beräkning av det fundamentala bostadspriset, det vill säga differensen i logaritmerad real hyra Δr_t , differensen i logaritmerad real disponibel inkomst Δy_t , differensen i logaritmerat bostadsbestånd Δh_t och boendekostnaden γ_t . Vidare hänvisar de till Campbell och Ammer (1993), Engsted et al. (2012) att även själva tillgångspriset, i detta fall det faktiska bostadspriset, skall ingå i VAR-modellen och därför inkluderas även variabeln Δp_t^a vilket är differensen i logaritmerade faktiska bostadspriser. Man kan lägga in fler variabler som man tror hushållen tar hänsyn till när de skapar sina förväntningar men i denna undersökning så gör vi likt Bergman och Sørensen (2013) och håller oss till att endast inkludera de

nödvändigaste variablerna. Vi får då en VAR-modell som beskriver hushållens förväntningar med hjälp av tidigare beskrivna Δp_t^a , Δr_t , γ_t , Δy_t och Δh_t . För enkelhetens skull används matris notation vid beskrivning av VAR-modellen som är:

$$b_t = \Phi_0 + \Phi_1 b_{t-1} + \Phi_2 b_{t-2} + \dots + \Phi_n b_{t-n} + \varepsilon_t \quad (4.11)$$

Där b_t är en 5×1 kolumnvektor med variablerna som används vid estimering av hushållens förväntningar:

$$b_t \equiv \begin{bmatrix} \Delta p_t^a \\ \Delta r_t \\ \gamma_t \\ \Delta y_t \\ \Delta h_t \end{bmatrix} \quad (4.12)$$

och Φ_j är en 5×5 matris med variablernas koefficienter för respektive lagg, j , ε_t är en 5×1 kolumnvektor med residualer samt n är det totala antalet laggar. Bergman och Sørensen (2013) förenklar modellen och rensar från interceptet genom att subtrahera b_t med medelvärdet, μ :

$$z_t \equiv \begin{bmatrix} b_t - \mu \\ b_{t-1} - \mu \\ \cdot \\ \cdot \\ b_{t-n+1} - \mu \end{bmatrix}, \quad \mu = (I_5 - \Phi_1 - \dots - \Phi_n)^{-1} \Phi_0 \quad (4.13)$$

och VAR(n)-modellen kan nu skrivas om till en VAR(1)-modell:

$$z_t = A z_{t-1} + \xi_t \quad (4.14)$$

där:

$$A \equiv \begin{bmatrix} \Phi_1 & \Phi_2 & \cdot & \Phi_{n-1} & \Phi_n \\ I_5 & 0 & \cdot & 0 & 0 \\ 0 & I_5 & \cdot & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & I_5 & 0 \end{bmatrix}, \quad \xi_t \equiv \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \cdot \\ \cdot \\ 0 \end{bmatrix} \quad (4.15)$$

Om VAR(1)-modellen (4.14) skall vara kovariansstationär eller svagt stationär krävs att alla egenvärden för A -matrisen är mindre än ett i absoluta tal. Bergman och Sørensen (2013) antar att detta krav är uppfyllt. Med hjälp av VAR(1)-modellen (4.14) och (4.15) tar de fram ett uttryck för de förväntade framtida värdena för variablerna i VAR(n)-modellen:

$$E_t[z_{t+i}] = A^i z_t \quad (4.16)$$

4.4 Beräkning av det fundamentala bostadspriset

I detta avsnitt förklarar vi kortfattat hur vi beräknar det fundamentala huspriset. För fullständig härledning och förklaring se appendix 1. För att räkna ut det fundamentala bostadspriset använder vi oss av (4.17) från Bergman och Sørensen (2013) för att räkna ut den fundamentala bostadspriset-mot-imputerad-hyra-kvoten:

$$x_t = [g_2 + \phi g_1 A(I - \phi A)^{-1}]z_t . \quad (4.17)$$

(4.17) är härledd från bland annat (4.16). Från (4.17) härleder Bergman och Sørensen (2013) den slutgiltiga ekvationen för skattningen av det logaritmerade fundamentala bostadspriset för hyresmodellen:

$$\hat{p}_t^f = \bar{p}^a + (x_t - \bar{x}) + (r_t - \bar{r}) . \quad (4.18)$$

\bar{p}^a , r_t och \bar{r} är känd data och x_t och \bar{x} räknar vi ut med hjälp av estimaten från VAR(n)-modellen (4.11) och ekvationen för fundamentala bostadspriset-mot-imputerad-hyra-kvoten (4.17). I och med att termerna $(x_t - \bar{x})$ och $(r_t - \bar{r})$ har medelvärde noll så innebär det att det estimerade fundamentala bostadspriset, \hat{p}_t^f , från modellen kommer ha samma medelvärde som det faktiska bostadspriset, \bar{p}^a , över mätperioden. Detta är en nackdel med modellen och det ställer krav på en tillräckligt lång mätperiod över vilken man kan anta att de faktiska bostadspriserna i snitt varken varit över eller undervärderade.

I U-E-modellen använder Bergman och Sørensen (2013) ett liknande tillvägagångssätt för att räkna ut det estimerade fundamentala huspriset. Som i hyresmodellen används estimaten från VAR(n)-modellen (4.11) för att räkna fram fundamentala huspriset-mot-imputerad-hyra-kvoten (4.17) med definitionerna för U-E-modellen. Det fundamentala bostadspriset för U-E-modellen beräknas enligt Bergman och Sørensen (2013) med följande ekvation:

$$\hat{p}_t^f = \bar{p}^a + (x_t - \bar{x}) + (\varepsilon_Y/\varepsilon_R)(y_t - \bar{y}) - (1/\varepsilon_R)(h_t - \bar{h}) . \quad (4.19)$$

Då termerna $(x_t - \bar{x})$, $(y_t - \bar{y})$ och $(h_t - \bar{h})$ i medeltal antar värdet noll kommer, som i hyresmodellen, det estimerade fundamentala bostadspriset, \hat{p}_t^f , i snitt vara lika med det faktiska huspriset, \bar{p}^a , över mätperioden. Vi har i U-E-modellen möjligheten att variera priselasticiteterna ε_Y och ε_R för att testa hur känsligt det fundamentala bostadspriset är för dessa parametrar då det ligger utanför ramen för denna undersökning att skatta dessa.

5 Empirisk analys

I följande kapitel beskrivs den data vi använt samt en beskrivning av VAR-modellen som är en vital del i beräkningen av det fundamentala bostadspriset och tillhörande ekonometriska tester.

5.1 Data

Nedan följer en redovisning av vilken data som ingår i VAR-modellen för respektive land och vilka modifieringar av datan som har utförts.

5.1.1 Sverige

Vår data för Sverige innefattar tidsperioden 1986Q3-2013Q4. Den nominella bolåneräntan, i_t , mäts i den ”nominella bolåneräntan från Spintab 5 år”, förväntad inflation, π , mäts i ”Konjunkturinstitutets mätningar av förväntad inflation för hushåll”, kapitalinkomstskatten, τ^i , mäts i ränteavdraget hämtat från Skatteverket, det faktiska bostadspriset, p_t^a , mäts i fastighetsprisindex hämtat från Statistiska Centralbyrån [SCB], faktisk hyra för en enhet hyresbostad, r_t , mäts i ”SCB:s hyreskomponent för KPI”, real disponibel inkomst, y_t , mäts i ”real netto disponibel inkomst för hushåll” hämtat från OECD, bostadsbeståndet, Δh_t , mäts i ”fasta bruttobostadsinvesteringar i fasta priser” hämtat från OECD och konsumentprisindex för att inflationsjustera bostadspris, hyra och bostadsbeståndet till 2012 års priser, är mätt i KPI hämtat från SCB.

För bostadspris, hyra och real disponibel inkomst har vi logaritmerat och tagit första differensen. γ_t är beräknat som den nominella bolåneräntan efter eventuellt ränteavdrag subtraherat med förväntad inflation och adderat med 0.07 vilket är ett antaget värde för $\tau_t + \delta + \eta$ (se ekvation 4.2) och som antas vara konstant (Bergman och Sørensen, 2013). Bostadsbeståndet har vi beräknat i enighet med Bergman¹ där de antagit ett initialt värde för bostadsbeståndet på 10 miljarder SEK år 1962Q4 (så långt tillbaka som datan för ”fasta bruttobostadsinvesteringar i fasta priser” sträcker sig), de har sedan adderat värdet för ”fasta bruttobostadsinvesteringar i fasta priser” till det initiala värdet för varje kvartal samt antagit en konstant deprecieringstakt på 2 procent per kvartal. Utifrån dessa beräknade värden har de sedan skapat ett index som de sedan logaritmerat och beräknat första differensen. Eftersom resterande variabler inte sträcker sig lika långt bak i tiden har vi endast använt beräknade värden från 1986Q3-2013Q4. Utifrån egna tester kan vi konstatera att estimatet av bostadsbeståndet enligt oss verkar okänsligt för valet av initialt värde och deprecieringstakt

¹ Enligt email-korrespondens med Michael Bergman 2014-03-18, 2014-04-01

inom rimliga gränser och bör därför inte ha någon betydande påverkan på resultatet. Valet av initialt värde för resterande länder har grundats på vad vi anser som rimligt med tanke på landets storlek och tidsperiod och att datan ska uppvisa ett stationärt mönster.

5.1.2 USA

Datan för USA innefattar tidsperioden 1980Q1-2013Q4. Den nominella bolåneräntan mäts i "Building society:s bolåneränta 5 år" hämtat från Oxford Economics, förväntad inflation mäts i "University of Michigan/Thomson Reuters mätningar av förväntad inflation", ränteavdraget mäts i genomsnittlig marginalinkomstskattsats (eftersom USA inte har ett fast ränteavdrag utan istället får dra av räntekostnaden från sin inkomst (IRS, 2014)) hämtat från Congressional Budget Office, det faktiska bostadspriset mäts i fastighetsprisindex hämtat från Oxford Economics, faktisk hyra för en enhet hyresbostad mäts i "Bureau of Labor Statistics:s [BLS] hyreskomponent för KPI", real disponibel inkomst mäts i "real netto disponibel inkomst för hushåll" hämtat från OECD, bostadsbeståndet mäts i "fasta bruttobostadsinvesteringar i fasta priser" hämtat från OECD och konsumentprisindex för att inflationsjustera bostadspris, hyra och bostadsbeståndet till 2012 års priser, är mätt i KPI hämtat från BLS. Samma beräkningar som i Sveriges fall är utförda på variablerna men med ett initialt värde för bostadsbeståndet på 25 miljarder USD år 1960.

5.1.3 Norge

För Norge innefattar vår data tidsperioden 1980Q1-2013Q4. Den nominella bolåneräntan approximeras med 5-årsräntan på Norska statspapper hämtad från International Monetary Funds Financial Statistics (våra egna tester för andra länder visar på att nämnd ränta uppvisar ett liknande mönster som bolåneräntan), förväntad inflation approximeras med faktiskt inflation hämtad från Norska Statistiska Sentralbyrån [NSB] då inga undersökningar av förväntad inflation finns att tillgå för den undersökta tidsperioden. Uppgifter om ränteavdraget är hämtat från NSB, det faktiska bostadspriset mäts i fastighetsprisindex hämtat från Oxford Economics för perioden 1991Q1-2013Q4 och från Norges bank för perioden 1980Q1-1990Q4, faktisk hyra för en enhet hyresbostad mäts i "NSB:s hyreskomponent för KPI", real disponibel inkomst mäts med "personlig real netto disponibel inkomst" hämtat från Oxford Economics, bostadsbeståndet mäts i "fasta bruttobostadsinvesteringar i fasta priser" hämtat från OECD och konsumentprisindex för att inflationsjustera bostadspris, hyra och bostadsbeståndet till 2012 års priser, är mätt i KPI hämtat från NSB.

På grund av att kvartalsdata för bostadspriser från Oxford Economics endast sträcker sig bak till 1991Q1 har perioden 1980Q1-1990Q4 fyllts ut med årsdata för bostadspriser från Norges bank. Årsdatan är omräknad till kvartalsdata genom interpolering där vi antagit en konstant tillväxttakt för varje år. Notera att denna metod skapar autokorrelation i förändringen av det faktiska bostadspriset då vi för varje år får fyra kvartal i rad där förändringen antingen är positiv eller negativ. Vi har i Norges fall personlig disponibel inkomst istället för hushållets disponibla inkomst då vi inte lyckades få fram data för denna. Våra egna tester för de andra länderna visar på att den personliga och hushållets disponibla inkomst utvecklats nästan identiskt. Därför anser vi att den personliga inkomsten är en bra *proxy* för hushållets inkomst då vi är ute efter förändringarna och inte de absoluta värdena. I övrigt är samma beräkningar på variablerna utförda som för Sverige men med ett initialt värde för bostadsbeståndet på 10 miljarder NOK år 1960.

5.1.4 Irland

I Irlands fall omfattar vår undersökning tidsperioden 1980Q1-2013Q4. Den nominella bolåneräntan mäts i ”Central Statistics Office:s [CSO] bolånekomponent för KPI 5 år”, förväntad inflation approximeras med faktiskt inflation hämtad från CSO då inga undersökningar av förväntad inflation finns att tillgå för den aktuella tidsperioden, ränteavdraget är hämtat från The Irish Office of the Revenue Commissioners, det faktiska bostadspriset mäts i fastighetsprisindex hämtat från Oxford Economics, faktisk hyra för en enhet hyresbostad approximeras med ”CSO:s boendekostnadskomponent för KPI” (våra egna tester för andra länder visar på att boendekostnadskomponenten för KPI uppvisar ett enligt oss liknande mönster som hyreskomponenten för KPI), real disponibel inkomst mäts med ”personlig real netto disponibel inkomst” hämtat från Oxford Economics, bostadsbeståndet mäts i ”fasta bruttobostadsinvesteringar i fasta priser” hämtat från OECD för två olika perioder, 1980Q1-1989Q4 och 1990Q1-2013Q4 på grund av ofullständiga serier, och konsumentprisindex för att inflationsjustera bostadspris, hyra och bostadsbeståndet till 2012 års priser, är mätt i KPI hämtat från CSO.

De två serierna för fasta bruttobostadsinvesteringar i fasta priser för att den aktuella serien sträcker sig bak till 1990Q1 vilket vi anser vara en för kort mätperiod. Vi har därför använt äldre värden från en icke längre aktuell serie från 1980Q1-1989Q4. Serierna är sammanfogade genom att vi normaliserat värdena för serien 1980Q1-1989Q4 med hänseende till serien 1990Q1-2013Q4. I övrigt är samma beräkningar på variablerna utförda som för Sverige men med ett initialt värde för bostadsbeståndet på 1 miljard EUR år 1960.

Grafer och diskussion kring variablernas egenskaper redovisas i appendix 2.

5.2 Estimering av hushållens förväntningar med en VAR-modell

För att gå vidare i vår analys måste vi estimeras vår VAR(n)-modell (4.11). Estimaterna från VAR(n)-modellen substitueras sen in i matriserna i (4.15) och därmed kan vi transformera VAR(n)-modellen till en VAR(1)-modell (4.14). Genom att ta framtida förväntningar av (4.14) får vi (4.16) som vi kan få fram (4.17) med (se appendix 1 för detaljerad härledning) vilket ger oss en tidsserie för fundamentalt-huspris-mot-imputerad-hyra-kvoten. Med den beräknade tidsserien från (4.17) kan vi lösa ut fundamentalt huspris för hyresmodellen med (4.18) och för U-E-modellen med (4.19).

I VAR-modellen ingår samma variabler för både hyres- och U-E-modellen vilka vi behandlat i kapitel 4. Som tidigare nämnts i ekvation (4.9) så bestäms det fundamentala huspriset enligt hyresmodellen endast av förväntade framtida förändringar i hyra och den förväntade framtida boendekostnaden. Trots detta så antar Bergman och Sørensen (2013) att rationella aktörer agerar som om de skapade sina framtida förväntningar enligt en VAR-modell som även inkluderar förändringar i real disponibel inkomst, förändringar i det reala husbeståndet och förändringar i de faktiska huspriserna. De menar vidare att detta grundar sig i att det är rimligt att tro att hyrans och boendekostnadens utveckling beror på real disponibel inkomst och det reala husbeståndet. För U-E-modellen vet vi från (4.10) att det fundamentala priset bestäms endast av förväntade framtida förändringar i real disponibel inkomst och reallt husbestånd och den förväntade framtida boendekostnaden men det är även rimligt att tro att dessa variabler påverkas av förändringar i hyra och därför bör den också inkluderas i VAR-modellen vid estimering av U-E-modellen. Detta resonemang leder till att VAR-modellen innefattar variablerna förändring i faktiskt reallt huspris, Δp_t^a , förändring i real hyra, Δr_t , förändring i real disponibel inkomst, Δy_t , förändring i reallt husbestånd, Δh_t , samt boendekostnaden, γ_t , vilken approximeras med förväntad real ränta adderat med 0.07. Real ränta beräknas som nominell bolåneränta efter ränteavdrag (beroende på land) minus förväntad inflation, och 0.07 är som tidigare nämnts ett antaget värde för att ta hänsyn till effektiv fastighetsskatt, nyttjandekostnadspremie för risk och kreditbegränsningar samt deprecieringstakt.

5.2.1 VAR tester

För bestämning av antalet laggar har vi inledningsvis använt oss av Schwarz informationskriterium i ett test av 8 laggar. Från testet får vi ett initialt antal laggar som vi

därefter testat för autokorrelation, normalitet och stationäritet. Test för autokorrelation har utförts med ”LM autokorrelations-test” med 20 laggar, test för normalitet har utförts med ”Doornik-Hansens test för normalitet” och test för stationäritet har utförts med ”Max modulus-test”. Förkastas nollhypotesen i testen så adderar vi en lagg och testar igen. Detta upprepas tills H_0 för ingen autokorrelation inte kan förkastas och stabilitetskravet att inga karakteristiska rötter ligger utanför enhetscirkeln är uppfyllt, vilket innebär att VAR-modellen är stationär. Då avsaknad av normalitet inte är ett betydande problem enligt Bergman och Sørensen (2013) så tar vi inte hänsyn till det då vi bestämmer antalet laggar i modellen men det kan vara av statistiskt intresse att se hur väl modellen uppför sig så därför inkluderar vi resultaten för normalitet. Tester har även utförts för heteroskedasticitet men eftersom vi inte analyserar enskilda koefficienters inferens, utan bara använder estimaten (som inte påverkas av heteroskedasticitet) till våra beräkningar så vållar det inte några problem och kommer därför inte tas hänsyn till. Resultaten av de multivariata testen av VAR-modellen redovisas i tabell 5.1. Även univariata tester för varje delregression i VAR-modellen har utförts för autokorrelation, heteroskedasticitet och normalitet, dessa redovisas i appendix 3 tabell A.1, A.2, A.3 och A.4.

Tabell 5.1: Resultat av multivariata test av VAR-modellen.

| | LM test | Doornik-Hansen | Max modulus |
|---------|--------------------|----------------|--------------------|
| Sverige | 0.183 ² | 0.000 | 0.967 ³ |
| USA | 0.287 | 0.000 | 0.965 |
| Norge | 0.130 | 0.000 | 0.981 |
| Irland | 0.183 | 0.000 | 0.967 |

Informationskriteriet för Schwarz visar för samtliga länder ett testresultat på 1 lagg. För Sverige uppfylls kraven för stationäritet och ingen autokorrelation vid 5 laggar. USA uppvisar ingen autokorrelation redan vid 5 laggar men klarar då inte testet för stationäritet. Fortsatta tester ger ett resultat på 7 laggar, då uppvisar regressionen stationäritet och ingen autokorrelation. För Norge uppfylls kraven för stationäritet och ingen autokorrelation vid 1 lagg. Irland uppfyller kraven vid 2 laggar.

Efter vi har estimerat vår VAR(n)-modell så kan vi räkna fram fundamentala huspriser för länderna vi undersöker. I nästa kapitel studerar vi visuellt hur de fundamentala bostadspriserierna förhåller sig till de faktiska bostadspriserna.

² Redovisat resultat är för första laggen då LM testets statistik inte kan förkasta H_0 för ingen autokorrelation

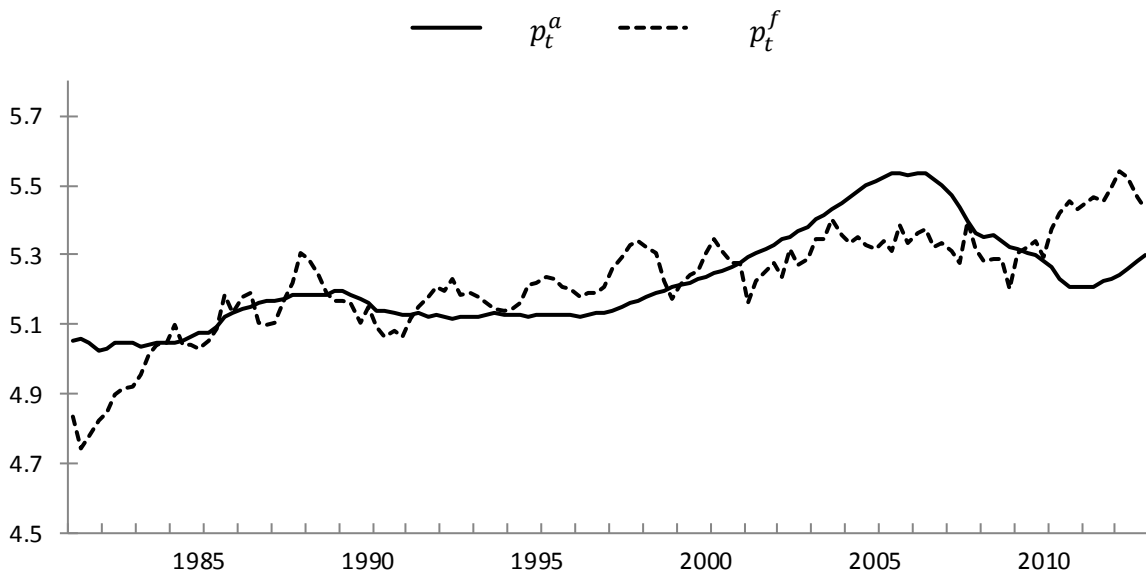
³ Redovisat resultat är för den största roten i den karakteristiska ekvationen.

6 Analys av de fundamentala och faktiska bostadspriserierna

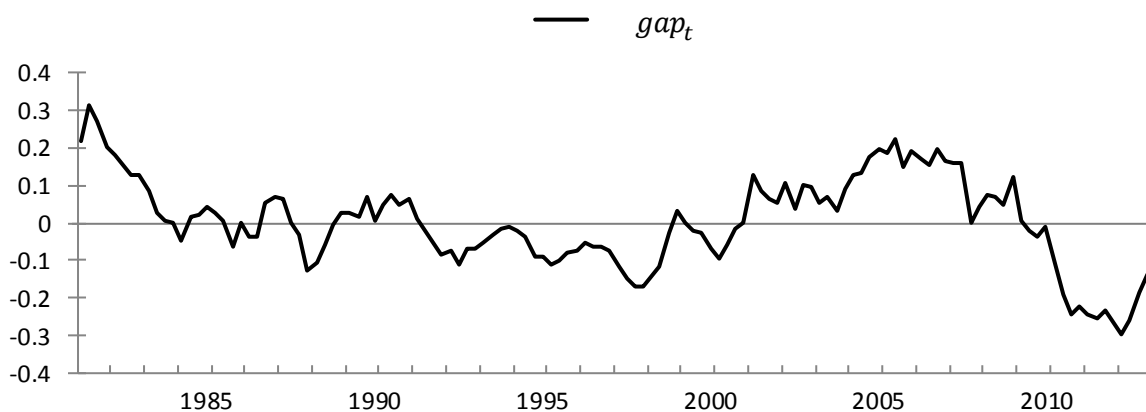
Efter att vi tagit fram våra estimat från VAR(n)-modellen (4.11) och beräknat de fundamentala bostadspriserierna med (4.18) och (4.19) så skall vi nu studera de prisserier som modellen producerat. I detta kapitel kommer vi redovisa grafer där vi jämför våra estimerade fundamentala bostadspriser med de faktiska bostadspriserna. Där är grafer för bostadspriserierna och för prislappet mellan de faktiska och de fundamentala priserna. Då prislappet visar på skillnaden mellan två logaritmerade prisserier så kan man direkt läsa ut hur många procent över eller under de faktiska priserna är de fundamentala. Vi har subtraherat de fundamentala från de faktiska så ett positivt prislapp innebär att bostadsmarknaden är övervärderad och ett negativt prislapp att den är undervärderad med hänsyn till de fundamentala variabler som ingår i modellen. Vi kommer föra en diskussion om hur förhållandet mellan prisserierna i länderna har utvecklats under mätperioden och hur bostadsmarknadsläget ser ut idag (2013Q4). Graferna för samtliga länder är på hyresmodellen, U-E-modellen där vi håller inkomstelasticiteten, ε_Y , konstant på ett och varierar antagandena för hyreselasticiteten, ε_R , och till sist en där vi tittar på U-E-modellen där vi håller hyreselasticiteten konstant och ändrar antagandena för inkomstelasticiteten. Vi kommer även föra diskussioner kring hur realistiska de fundamentala prisserierna verkar vara utifrån ländernas ekonomiska historia. Intressant är också att se hur väl modellens resultat överensstämmer med allmän konsensus att till exempel bostadspriserna i USA var övervärderade vid finanskrisen 2008. Vi kan med hjälp av prislappsgraferna även bilda oss en visuell uppfattning om hur väl modellens antagande om ett stationärt prislapp som strävar mot ett medelvärde på noll uppfylls. Vi inleder med att analysera USA, Norge och Irland för att undersöka hur pass applicerbar modellen är till empirin och analyserar därefter Sverige med grund i resultaten för övriga länder.

6.1 Bostadsprisanalys USA

Graf 6.1: USA. Logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från hyresmodellen, p_t^f .



Graf 6.2: USA. Prisgapet mellan logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från hyresmodellen, p_t^f .



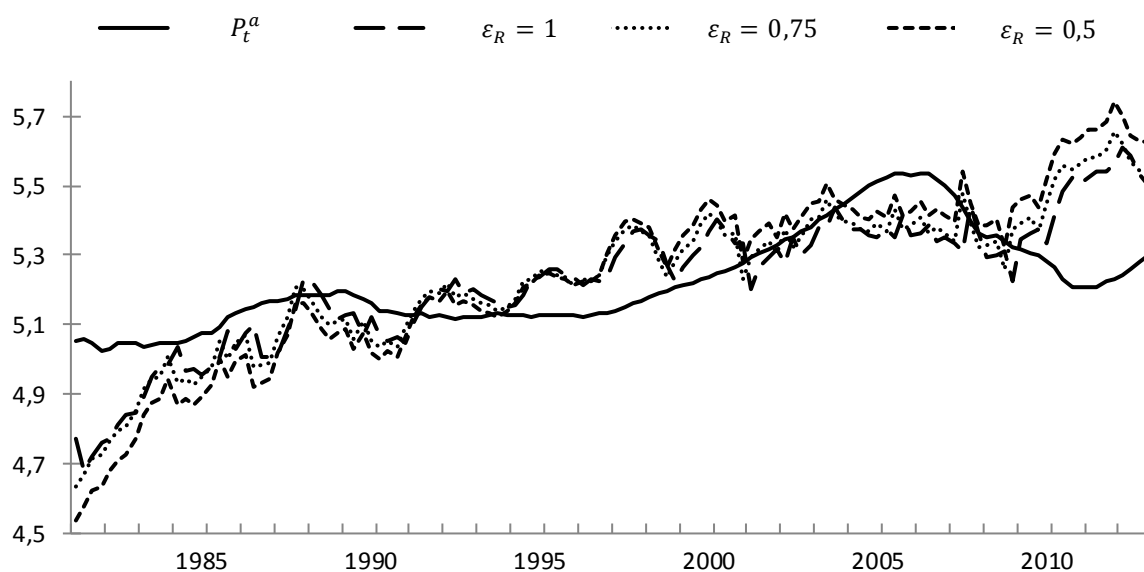
I USA ser bostadsmarknaden ut att vara dynamisk och rör sig kring jämvikt och uppvisar inte långa perioder med en antingen under eller övervärderad marknad som vi senare ser i resultaten för de andra länderna. En direkt observation är att de fundamentala priserna är betydligt mer volatila än de faktiska. En möjlig orsak är att de fundamentala priserna direkt reagerar på förändringar i de variabler som ligger till grund för serien medan de faktiska priserna reagerar långsammare vilket skapar en filtrerande effekt som jämnar ut tidsserien. En mer ihållande övervärdering av bostadsmarknaden ser ut att uppstå cirka 2001 och prisgapet når sin sista topp 2007Q3 då marknaden är cirka 20 procent övervärderad. Redan ett år senare i 2008Q3 så har de faktiska bostadspriserna gått ner och är endast 0.1 procent övervärderade för att sedan vidga gapet något igen och slutligen så korsar de faktiska bostadspriserna de

fundamentala under 2009 och går in i en period där undervärdering råder på bostadsmarknaden. De faktiska priserna bottnar under 2011 och då har de faktiska bostadspriserna sjunkit med drygt 33 procent. Nedgången på bostadsmarknaden från 2007Q3 då gapet var som högst till 2008Q3 då priserna nästan konvergerar är cirka 12 procent på ett år. Nedgången av faktiska bostadspriser kan härledas till finanskrisen som drabbade USA cirka 2008. Enligt modellen så är bostadsmarknaden undervärderad med cirka 14 procent vid slutet av 2013.

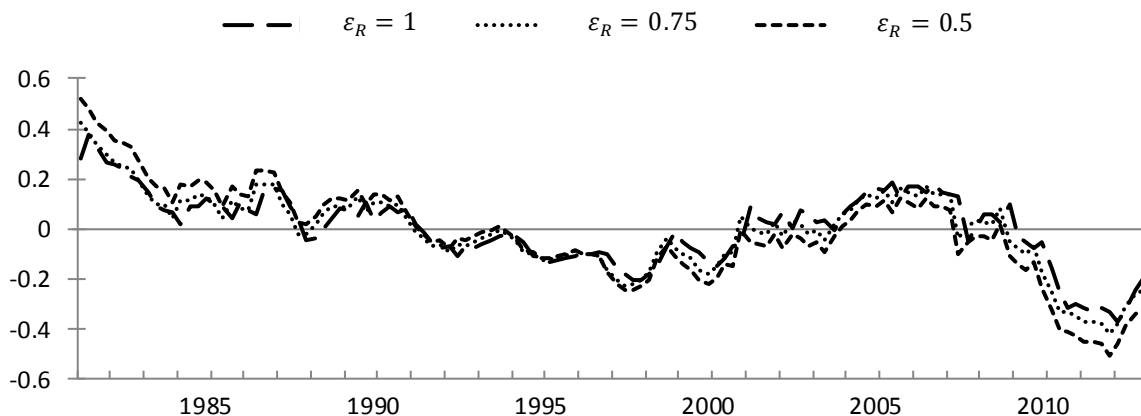
Att marknaden var övervärderad fram till finanskrisen 2008 kan man tycka vara ett realistiskt scenario. Men att priserna under 2010 och fram till och med större delen av 2013 skulle vara cirka 20 procent undervärderade (med en topp på drygt 30 procent 2013Q1) kan man tycka vara mindre troligt efter att de ”nyligen” varit övervärderade med cirka 20 procent år 2007. I grafen ser vi också hur de fundamentala priserna cirka 2013 är uppe i nivå med vad de faktiska var när de var som mest övervärderade 2007. För att förklara detta resultat får man ha i åtanke att tiden efter finanskrisen 2008 inte kan räknas till normala förhållanden. Om vi undersöker variablerna som ligger till grund för de fundamentala bostadspriserna (appendix graf A.2) så ser vi att boendekostnaden, γ_t , som bland annat är realränta efter skatteavdrag, gick ner 2010 och har år 2011 och 2012 varit nere på de lägsta nivåerna (förutom en tillfällig dip 2008) under mätperioden för att sedan börja stiga igen i början av år 2013. Lägre boendekostnad påverkar de fundamentala bostadspriserna positivt. Tittar vi på variabeln för förändringen i bostadsutbudet, Δh_t , så minskar den och ligger kring noll från cirka 2008 till 2010. Minskad tillväxt i bostadsutbudet (där är även ett par mätvärden med negativ tillväxt, det vill säga bostadsutbudet har minskat) minskar den negativa effekt ett ökande bostadsutbud har på de fundamentala bostadspriserna och de negativa mätvärdena har direkt positiv inverkan på de fundamentala priserna. Efter 2010 börjar tillväxten i bostadsutbudet öka men är fortfarande på låga nivåer sett över mätperioden. Samtidigt som boendekostnaden sjunkit och tillväxten i bostadsutbudet stannat av så har hushållens disponibla inkomst, Δy_t , utvecklats något sämre men i stort sett som innan krisen vilket påverkar de fundamentala bostadspriserna positivt. Vidare ser vi att förändringen i real hyra, Δr_t , är negativ från cirka 2009 men stiger och under cirka 2011 blir positiv och håller sig positiv till mätperiodens slut 2013Q4. En positiv förändring i real hyra påverkar de fundamentala bostadspriserna positivt. Förändringen i reala faktiska bostadspriser, Δp_t^a , är negativa från cirka 2007 till cirka 2012 och påverkar då det fundamentala bostadspriset negativt under den perioden. Efter 2012 är förändringen positiv och påverkar nu de fundamentala bostadspriserna positivt. I slutändan

har vi i stora drag under perioden från cirka 2010 och fram till och med 2013 (då vi ser en undervärderad bostadsmarknad) minskade boendekostnader, minskat bostadsutbud, tilltagande inkomster och hyror och även från 2012 tilltagande faktiska bostadspriser vilka alla påverkar det fundamentala bostadspriset positivt. Även om det fundamentala bostadspriset som är estimerat med modellen vid första tanken inte verkar vara realistiskt så är det troligt att det är korrekt enligt de antaganden och variabler man bygger modellen på. En trolig förklaring är effekten från räddningspaketet och räntesänkningarna i finanskrisens spår. De har skapat en situation där räntan är nära noll med bibehållen positiv inflation (förutom 2009 då inflationen var negativ) som ger en mycket låg och till och med perioder av negativ real ränta enligt data från OECD (2014). Detta samtidigt som den Amerikanska regeringen vill undvika att ekonomin går in i en recession och därför bedriver en, enligt Broda och Parker (2008) och Congressional Budget Office (2012), expansiv finanspolitik vilken håller igång konsumtionen och ekonomin och man kan resonera att det hjälper till att bibehålla utvecklingen av den disponibla inkomsten som vi ser i våra variabler. Till detta kan man spekulera i att aktörerna i ekonomin åren efter finanskrisen och med nedgång i faktiska bostadspriser i färskt minne avvaktar att investera i nya bostäder trots att förutsättningarna i ekonomin talar för investeringar. Vi tror att dessa effekter sammantaget skapar det enligt oss orimligt stora negativa prisgapet (men som verkar vara ett korrekt resultat från modellen om man studerar de underliggande variablerna) som vi kan se från år 2010 och framåt.

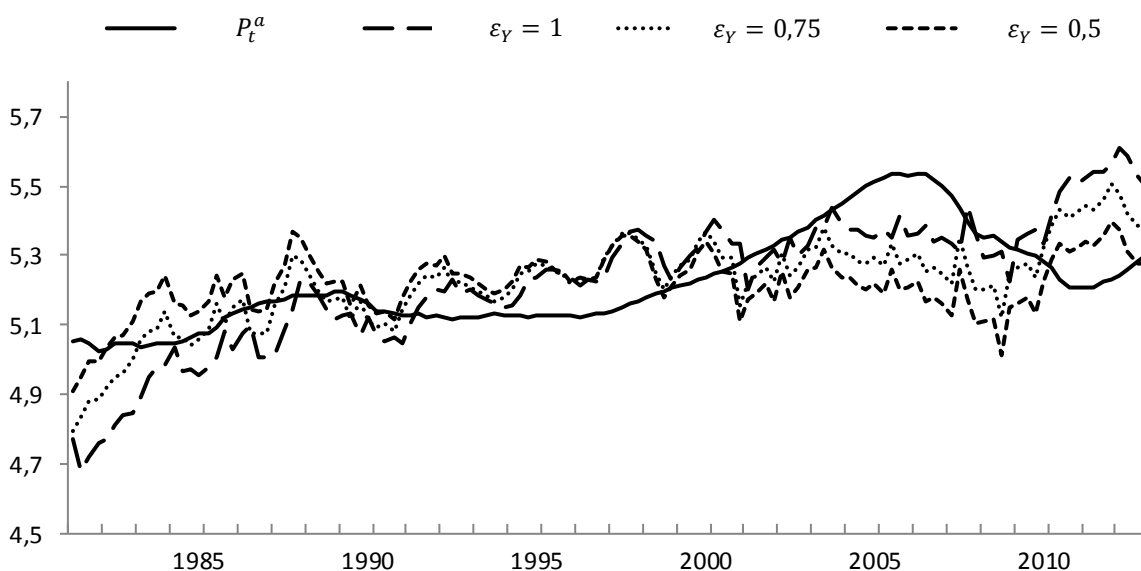
Graf 6.3: USA. Logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från U-E-modellen där inkomstelasticiteten, ε_Y , hålls konstant 1, hyreselasticiteten, ε_R , varierar med värdena 1, 0,75 och 0,5.



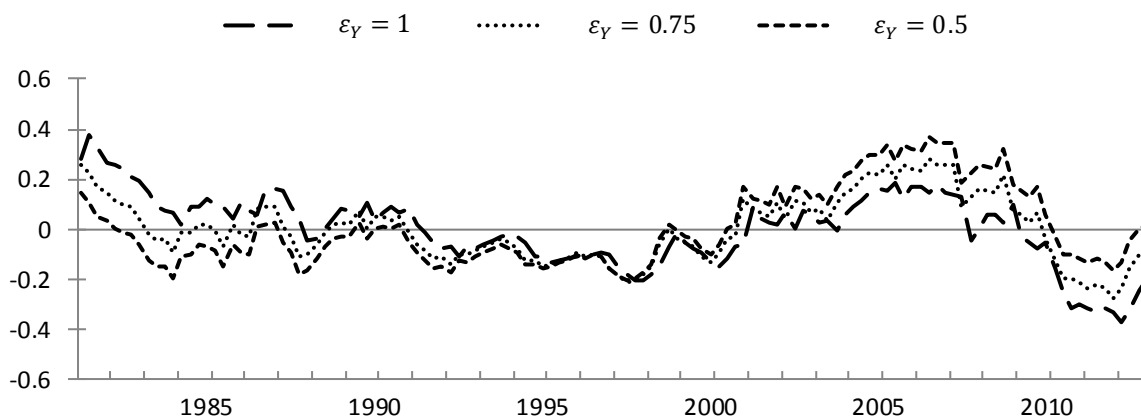
Graf 6.4: USA. Prisgapet mellan logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från U-E-modellen där inkomstelasticiteten, ε_Y , hålls konstant 1, hyreselasticiteten, ε_R , varierar med värdena 1, 0.75 och 0.5.



Graf 6.5: USA. Logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från U-E-modellen där hyreselasticiteten, ε_R , hålls konstant 1, inkomstelasticiteten, ε_Y , varierar med värdena 1, 0.75 och 0.5.



Graf 6.6: USA. Prisgapet mellan logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från U-E-modellen där hyreselasticiteten, ε_R , hålls konstant 1, inkomstelasticiteten, ε_Y , varierar med värdena 1, 0.75 och 0.5.

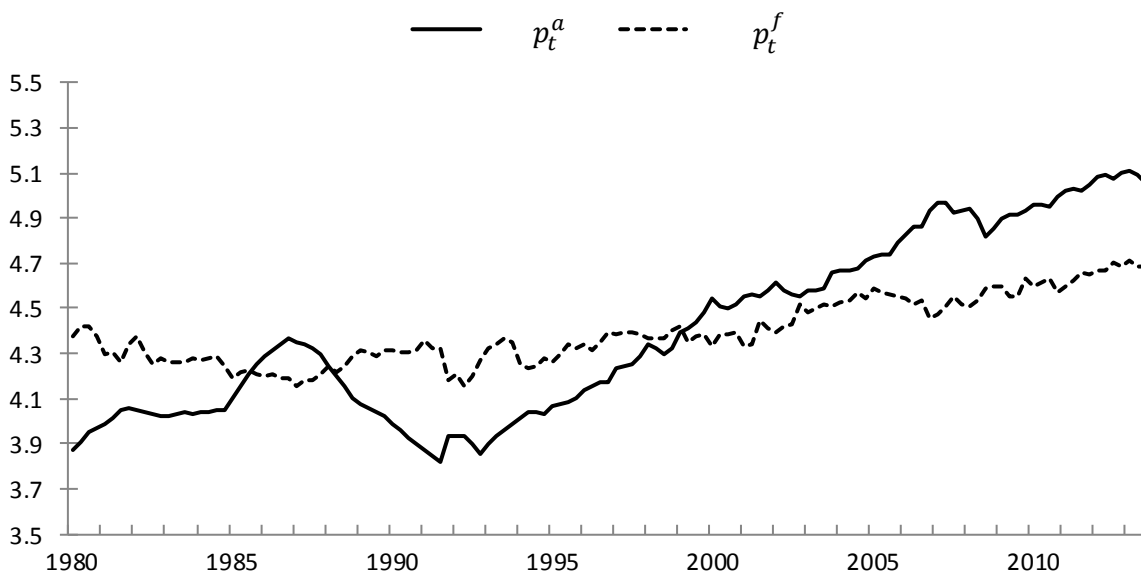


I graferna 6.3, 6.4, 6.5 och 6.6 med prisserierna från U-E-modellen så ser vi att de har över lag samma utveckling som i hyresmodellen. U-E-modellen i USA:s fall ser ut att vara mer känslig för förändringar i inkomstelasticiteten då dessa tidsserier har större spridning än de där vi ändrar antagandet för hyreselasticiteten. Känsligheten för inkomstelasticiteten har relativt stor inverkan på analysen av prisgapet. Då vi vid slutet av 2013 med $\varepsilon_Y = \varepsilon_R = 1$ har ett negativt prisgap på cirka 20 procent så har vi samtidigt ett positivt prisgap på cirka 2 procent om elasticitetsantagandena $\varepsilon_Y = 0.5$ och $\varepsilon_R = 1$ skulle stämma. De resultaten visar att det är av vikt för modellens funktionalitet att man har bra skattningar av elasticiteterna i ekonomin.

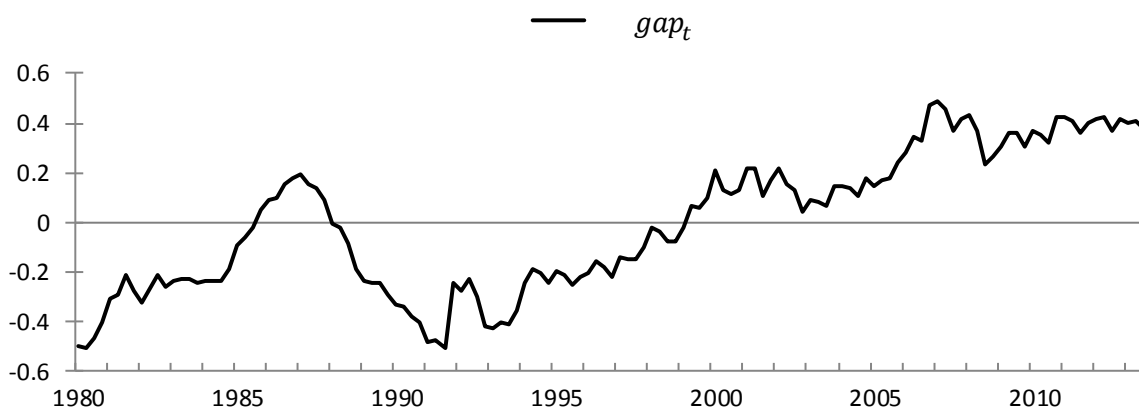
Trots ovan diskuterade problem ser modellen ut att kunna bekräfta allmän konsensus att USA hade en bostadsbubbla som sprack vid finanskrisen 2008. Resultatet att bostadspriserna är undervärderade vid mätperiodens slut får ses i ljuset av ovan förda diskussion om situationen efter finanskrisen 2008 och vår uppfattning är att det resultatet inte är helt realistiskt.

6.2 Bostadsprisanalys Norge

Graf 6.7: Norge. Logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från hyresmodellen, p_t^f .

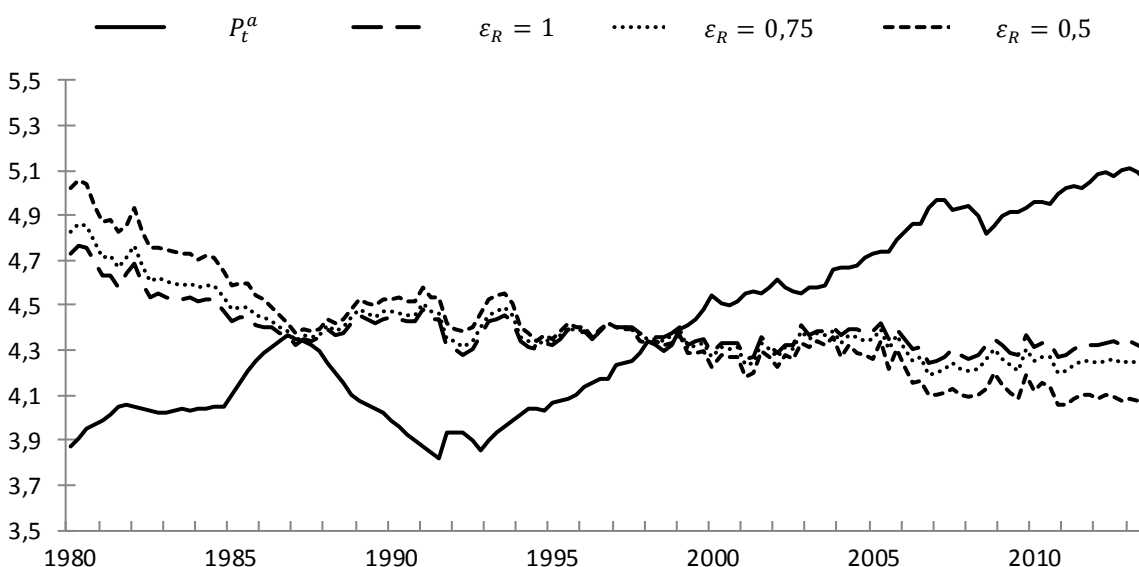


Graf 6.8: Norge. Prisdgapet mellan logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från hyresmodellen, p_t^f .

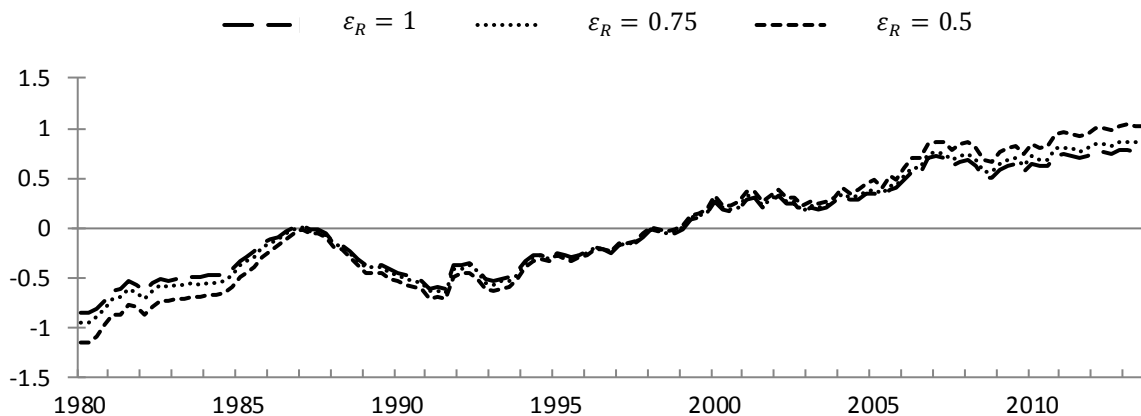


Resultat från hyresmodellen i graf 6.7 och 6.8 visar att Norges bostadsmarknad från cirka 1980 till 1999 varit undervärderad med undantag för ett par år under 80-talet. Cirka 1999 går Norges bostadsmarknad in i en period av övervärderade bostadspriser vilken håller sig fram till mätperiodens slut (till och med 2013Q4). Vid slutet av 2013 är den Norska bostadsmarknaden övervärderad med cirka 37 procent enligt hyresmodellen. I grafen kan vi se att de faktiska bostadspriserna var övervärderade mellan cirka 1985 till 1988 vilket stämmer överens med empirin då Norge upplevde en kraftig kreditexpansion från början av 80-talet och som skapade en bostadsbubbla som sprack runt 1986.

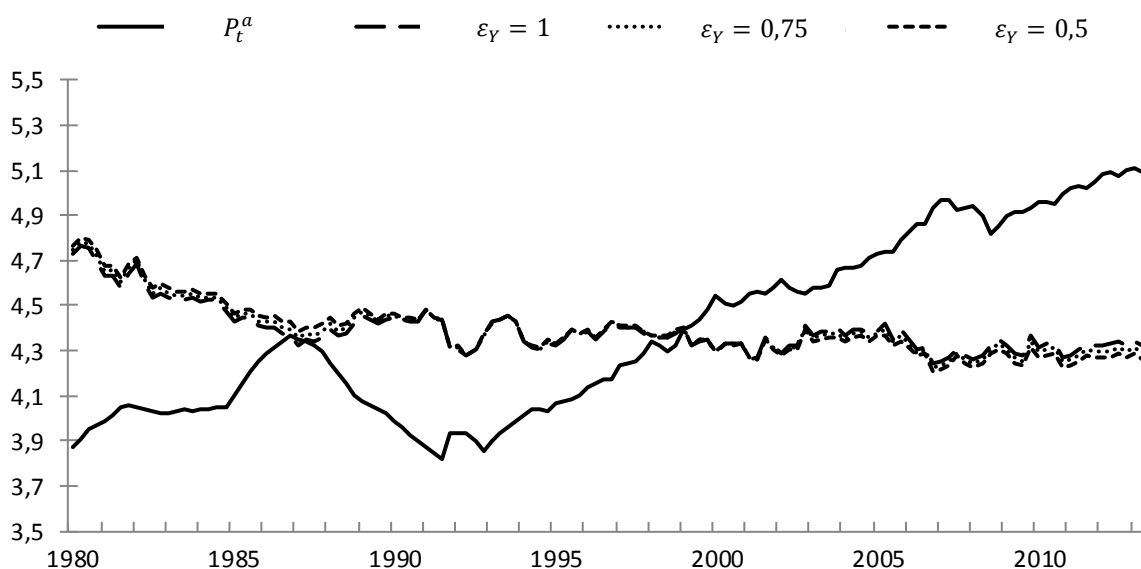
Graf 6.9: Norge. Logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från U-E-modellen där inkomstelasticiteten, ε_Y , hålls konstant 1, hyreselasticiteten, ε_R , varierar med värdena 1, 0.75 och 0.5.



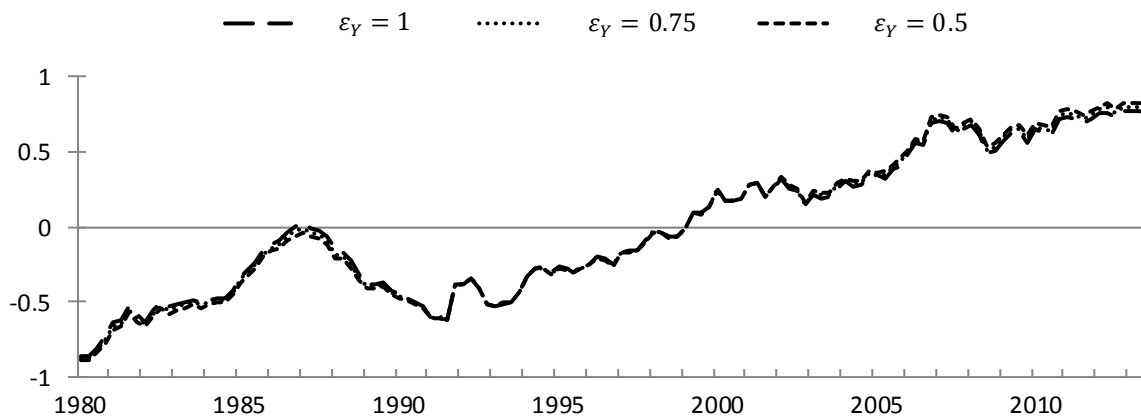
Graf 6.10: Norge. Prisgapet mellan logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från U-E-modellen där inkomstelasticiteten, ε_Y , hålls konstant 1, hyreselasticiteten, ε_R , varieras med värdena 1, 0.75 och 0.5.



Graf 6.11: Norge. Logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från U-E-modellen där hyreselasticiteten, ε_R , hålls konstant 1, inkomstelasticiteten, ε_Y , varieras med värdena 1, 0.75 och 0.5.



Graf 6.12: Norge. Logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från U-E-modellen där hyreselasticiteten, ε_R , hålls konstant 1, inkomstelasticiteten, ε_Y , varieras med värdena 1, 0.75 och 0.5.

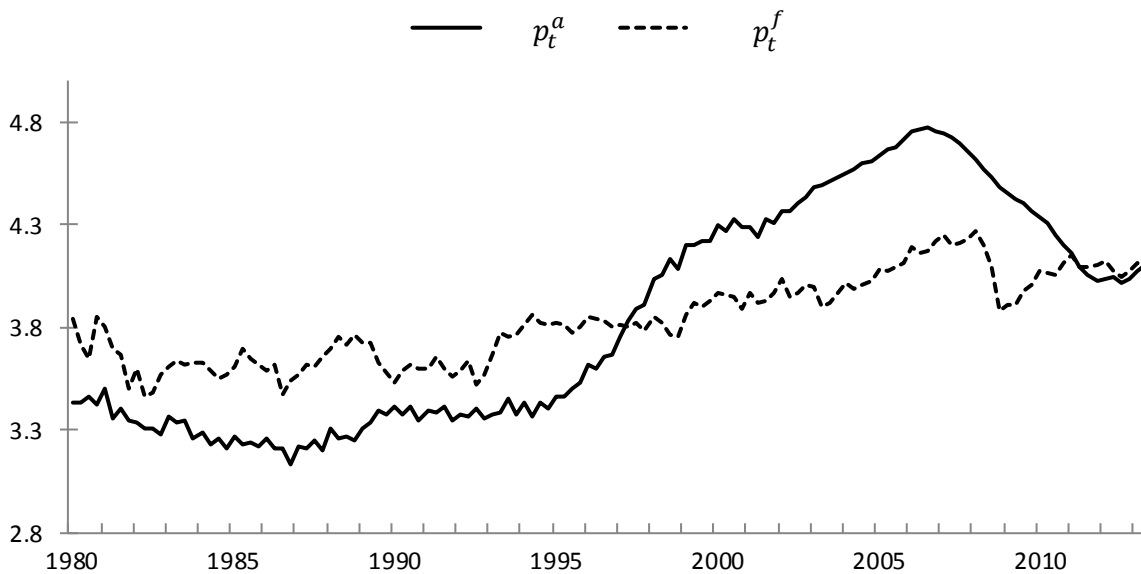


Först kan man notera att de estimerade fundamentala prisserierna i graf 6.11 och 6.12 ser direkt okänsliga ut för ändringar av inkomstelasticiteten medan modellen är känsligare för ändrade antaganden för hyreselasticiteten i graf 6.9 och 6.10 men även den ter sig relativt okänslig i jämförelse med övriga länder. Prisserierna från hyresmodellen och U-E-modellen har uppfört sig snarlikt för USA men där är större skillnader i Norges fall. Studerar vi grafen för hyresmodellen ser den prisserien ut att ha en svag positiv trend medan serierna från U-E-modellen har en negativ trend. Prisserierna från U-E-modellen avviker mer från serien för de faktiska bostadspriserna än vad hyresmodellen gör. Skillnaderna i estimeringen av prisgapet mellan modellerna är större i Norges fall än för de övriga. Det estimerade prisgapet är mer än dubbelt så stort (76 respektive 37 procent) när vi använder U-E-modellen jämfört med hyresmodellen. Noterbart är att U-E-modellerna, till skillnad mot hyresmodellen, inte visar på en bostadsbubbla under början och mitten av 80-talet. Den tangerar istället nollinjen från ett negativt prisgap runt 1986 och visar därmed inte på någon övervärdering under denna period, med andra ord identifierar inte U-E-modellerna bostadsbubblan under 80-talet. Man kan diskutera ifall det är vår modifiering (konvertering av årlig till kvartalsdata genom interpolering 1980Q1–1990Q4) av variabeln för förändringen i reala faktiska bostadspriser, Δp_t^a , som påverkar resultaten. Då modifieringen sträcker sig nästan över en tredjedel av vår mätperiod. Ett alternativ hade varit att begränsa mätperioden till 1991Q1-2013Q4 då vi har tillgång till kvartalsdata för alla variablerna. Varför vi valt att inte göra så beror på för det första att vi förlorar en tredjedel av observationerna i övriga variabler. Ett annat problem som kan uppstå är att de faktiska bostadspriserna har en stigande trend från början av 90-talet till mätperiodens slut. Om denna trend har sin start i ett jämviktsläge så kommer det att snedvrیدا de fundamentala bostadspriserna för de har alltid samma medelvärde som de faktiska över mätperioden.

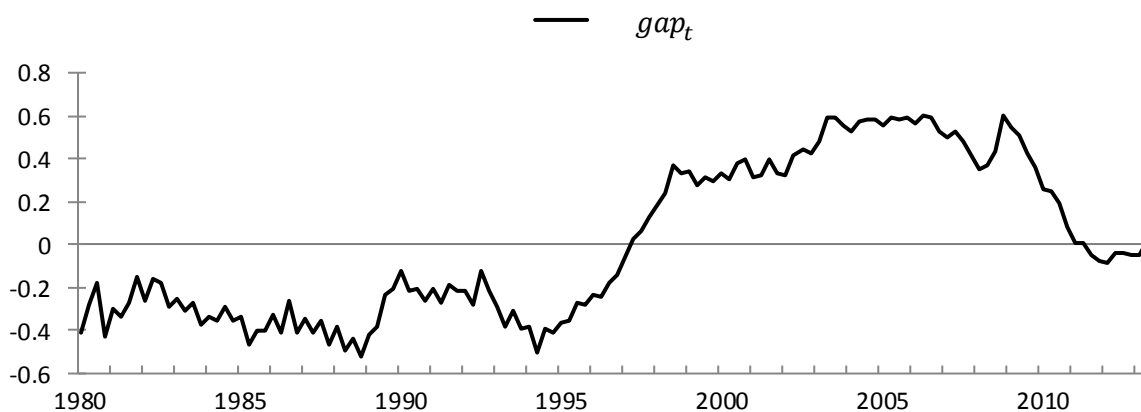
Modellen styrker den allmänna uppfattningen om att det på senare tid stigande värdet på Norges bostadsmarknad inte är hållbart i längden och att det för närvarande råder en övervärdering av bostadspriserna.

6.3 Bostadsprisanalys Irland

Graf 6.13: Irland. Logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från hyresmodellen, p_t^f .

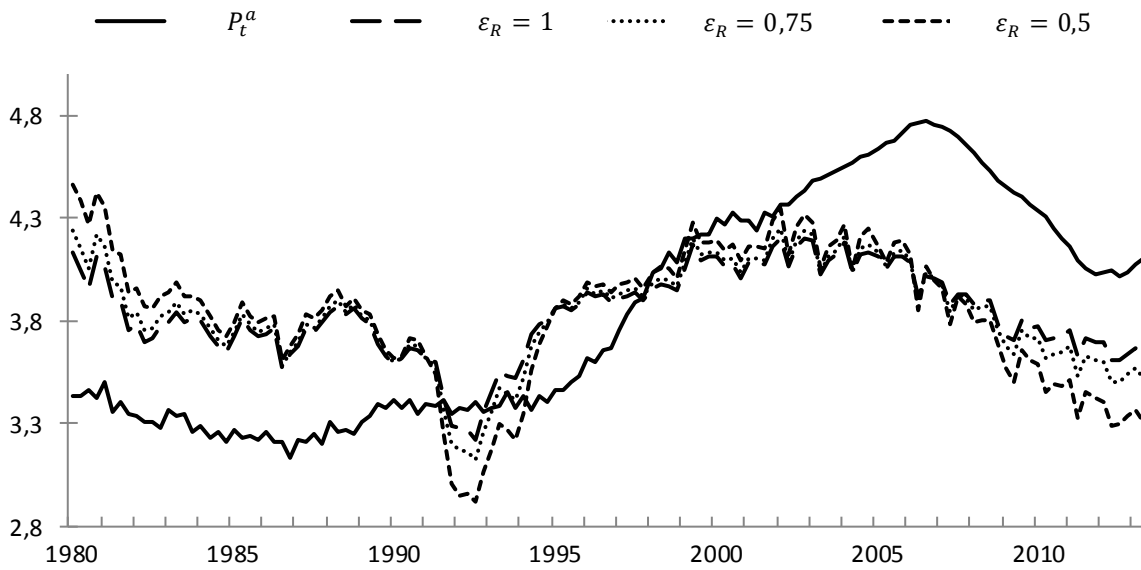


Graf 6.14: Irland. Prissgapet mellan logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från hyresmodellen, p_t^f .

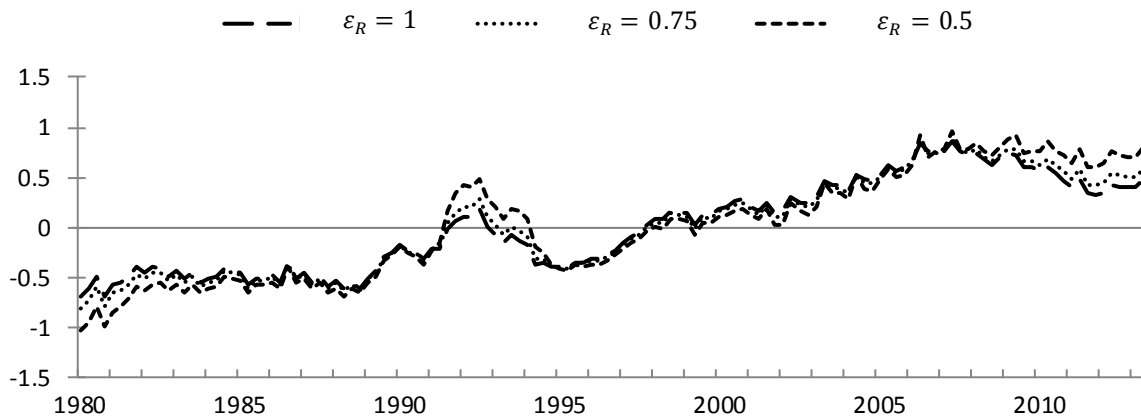


I graf 6.13 och 6.14 ser vi att Irland haft en period av undervärderade bostadspriser från 1980 fram till cirka 1997 då prisserierna korsar varandra och landet går in i en period av övervärderade bostadspriser. Priserna når en topp 2007 då marknaden enligt hyresmodellen är övervärderad med cirka 60 procent. Likt USA så vänder bostadspriserna nedåt inför finanskrisen 2008 och konvergerar med den fundamentala prisserien vid 2011 och fram till mätperiodens slut (2013Q4). Prissgapet är 2 procent och positivt vid slutet av 2013.

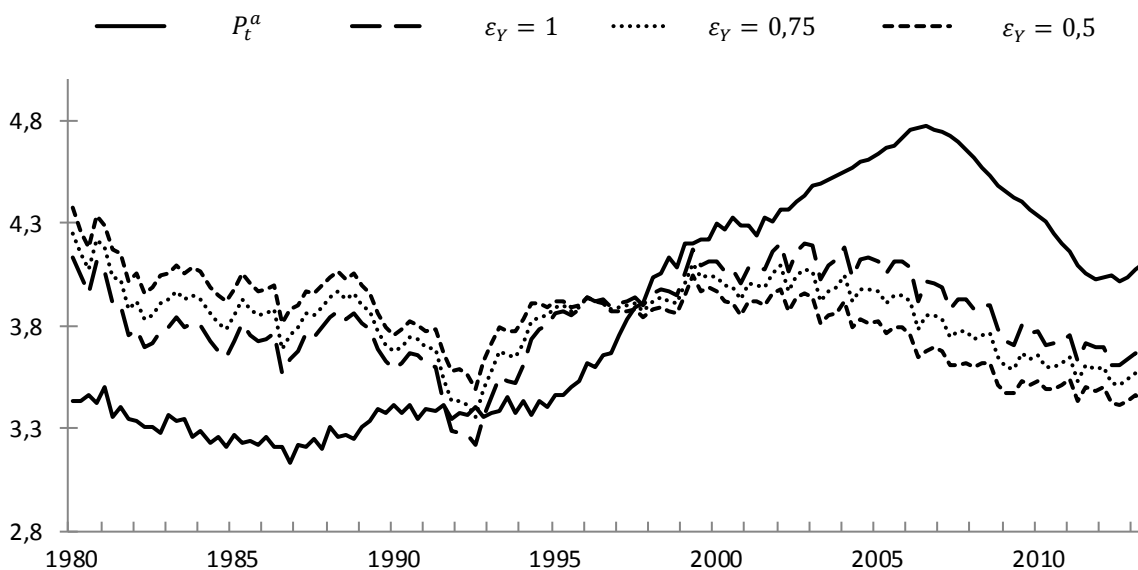
Graf 6.15: Irland. Logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från U-E-modellen där inkomstelasticiteten, ε_Y , hålls konstant 1, hyreselasticiteten, ε_R , varierar med värdena 1, 0.75 och 0.5.



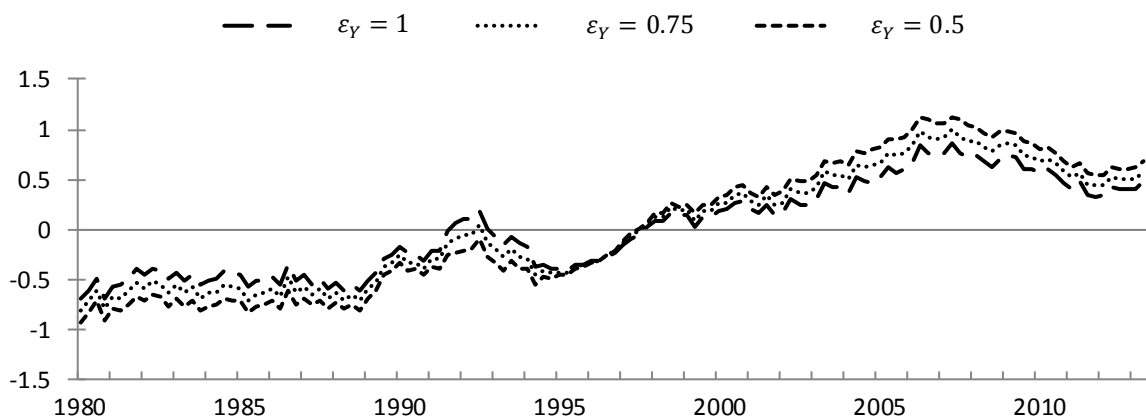
Graf 6.16: Irland. Logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från U-E-modellen där inkomstelasticiteten, ε_Y , hålls konstant 1, hyreselasticiteten, ε_R , varierar med värdena 1, 0.75 och 0.5.



Graf 6.17: Irland. Logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från U-E-modellen där hyreselasticiteten, ε_R , hålls konstant 1, inkomstelasticiteten, ε_Y , varierar med värdena 1, 0.75 och 0.5.



Graf 6.18: Irland. Prisgapet mellan logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från U-E-modellen där hyreselasticiteten, ε_R , hålls konstant 1, inkomstelasticiteten, ε_Y , varierar med värdena 1, 0.75 och 0.5.



De fundamentala bostadspriserierna för Irland från U-E-modellen i graf 6.15, 6.16, 6.17 och 6.18 ser mer varierande ut med en nedåtgående trend i början och i slutet av mätperioden jämfört med prisserien från hyresmodellen som ser ut att ha en svagt uppåtgående trend. U-E-modellens prisserier ser även mer volatila ut än hyresmodellens. U-E-modellen verkar vara mer känslig för olika antaganden för inkomstelasticiteten än hyreselasticiteten. Till skillnad från hyresmodellen som visade på att prisserierna de sista åren av mätperioden konvergerat i jämviktsläget så visar U-E-modellen att bostadsmarknaden fortfarande är övervärderad i varierande grad men med minst cirka 48 procent vid slutet av 2013. I Irlands fall visar modellerna upp olikheter i resultat då hyresmodellen visar på en

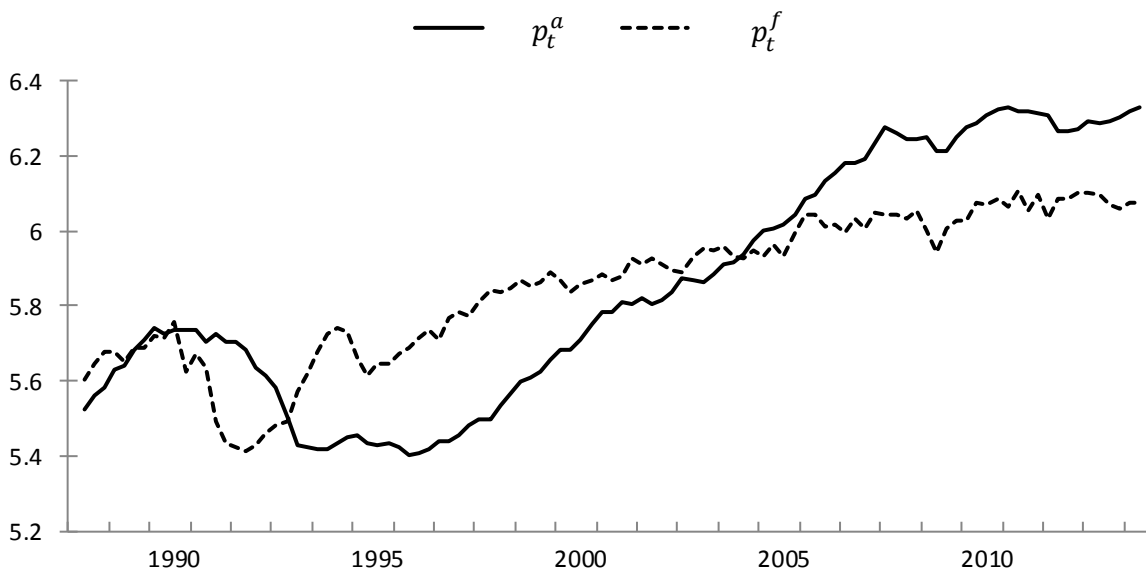
bostadsmarknad i jämvikt medan U-E-modellen visar på en övervärderad bostadsmarknad och att priserna borde fortsätta nedåt.

I och med modellerna visar på så skilda resultat kan man fråga sig vilken modell som är mest rättvisande. Enligt vår åsikt så verkar U-E-modellen vara något bättre specificerad då den klarar fler av de statistiska förutsättningarna (se appendix 4 tabell A.8). En annan vinkling på analysen är att visuellt studera prisgraferna. Då ser man att de faktiska priserna efter en period som ser stationär ut påbörjade en positiv trend cirka 1996. Man kan spekulera i att priserna innan 1996 låg på sin långsiktiga jämviktsnivå och borde återvända till liknande nivåer och då är U-E-modellen mer rättvisande än hyresmodellen men de fundamentala förutsättningarna kan ha ändrats från 80-talet och som nämnts så har U-E-modellen sina problem.

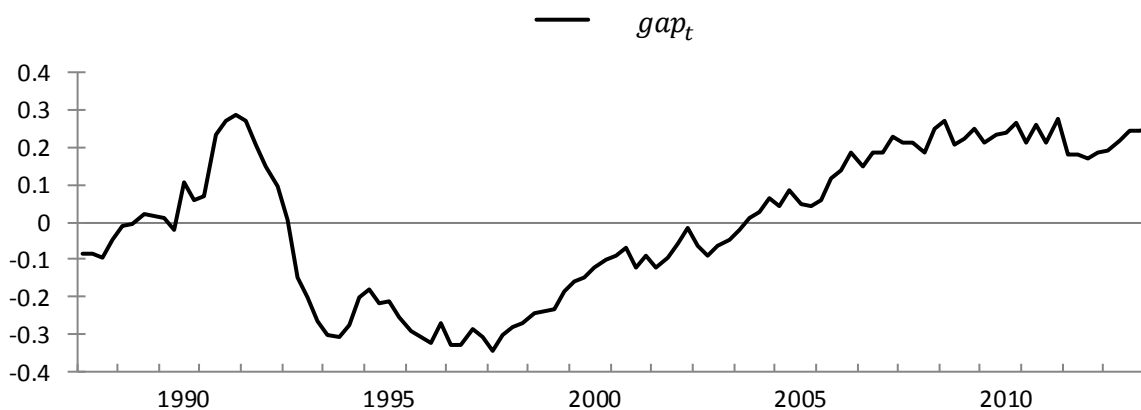
De varierade resultaten till trots så har alla varianter av modellen för USA, Norge och Irland visat på övervärderade bostadspriser under de perioder på 2000-talet då bostadsbubblor har inträffat i dessa länder. Därför är det relevant att använda den för att analysera prisläget i Sverige.

6.4 Bostadsprisanalys Sverige

Graf 6.19: Sverige. Logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från hyresmodellen, p_t^f .

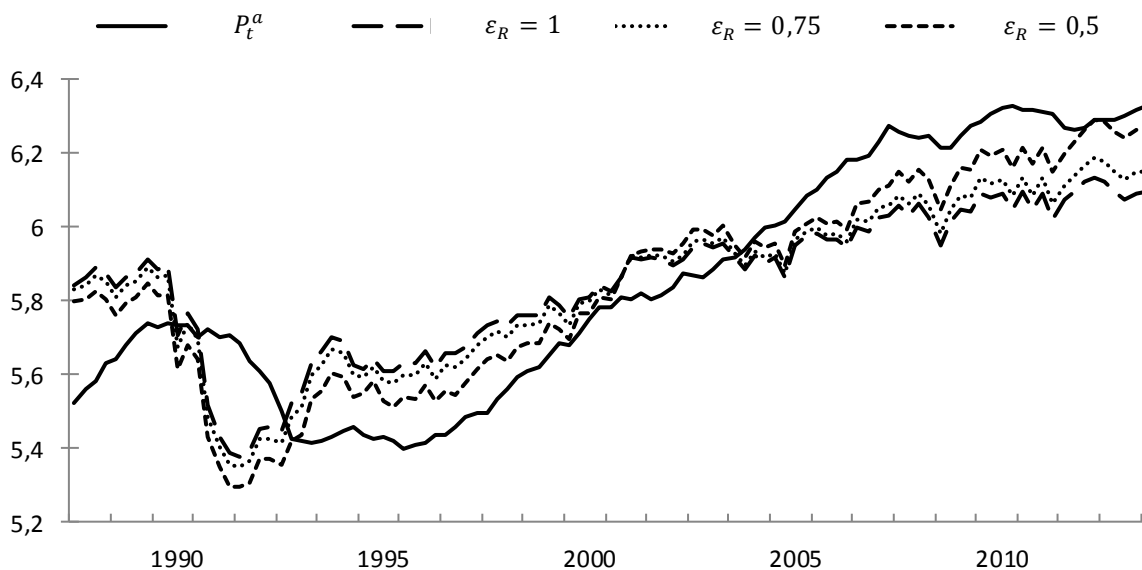


Graf 6.20: Sverige. Prisgapet mellan logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från hyresmodellen, p_t^f .

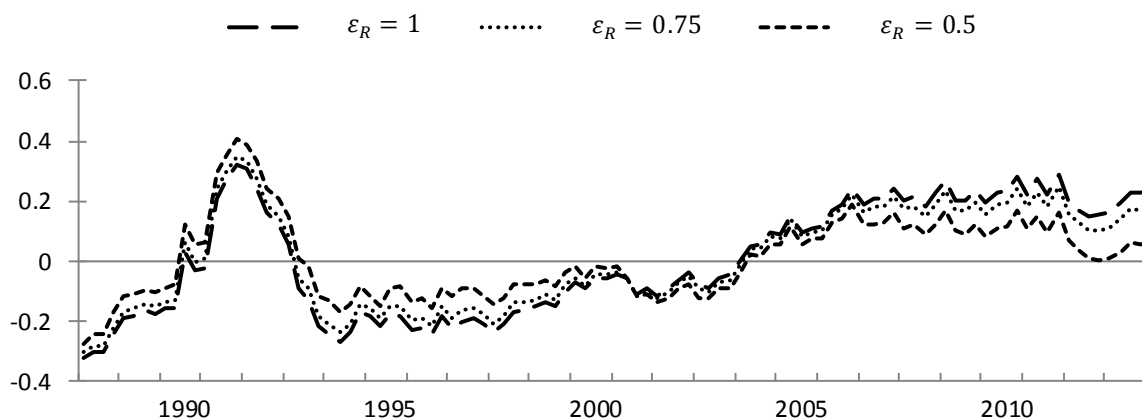


I hyresmodellen för Sverige graf 6.19 och 6.20 så kan vi se att de fundamentala bostadspriserna i Sverige började gå ner strax före 1990 och att de faktiska bostadspriserna följde strax efter och bottenade ett par år efter de fundamentala. Detta är troligtvis början på den allmänt kända 90-tals krisen i Sverige med sjunkande bostadspriser som följd. Vi kan se att de faktiska priserna under 1992 korsar de fundamentala och är därmed undervärderade. De fundamentala priserna började återhämta sig strax efter att de bottnat och 1994 var de uppe på samma nivå som innan nedgången. De faktiska priserna stannar kvar på botten betydligt längre innan de börjar återhämta sig och inte förrän år 2000 är de tillbaka på samma nivå som innan nedgången i början på 1990-talet. Det liknar resultatet för USA efter finanskrisen 2008 nämligen att det tar tid för marknaden att anpassa sig till fundamentala priser efter ett bostadsprisfall. Det dröjer ända fram till 2004 innan de faktiska priserna är ikapp de fundamentala och det betyder att Sverige hade en cirka tolvårig period med en undervärderad bostadsmarknad. Den långvariga avvikelserna är en indikation på att det tar tid för bostadsmarknaden att återgå till den teoretiska jämvikten då de faktiska och fundamentala priserna är identiska. Vidare ser vi att de faktiska priserna inte bara hinner ikapp de fundamentala utan de passerar även dem strax före 2004 och går in i en period där bostadsmarknaden enligt modellen är övervärderad. Perioden med en övervärderad bostadsmarknad håller i sig till slutet av mätperioden (2013Q4) och enligt modellen är bostadsmarknaden övervärderad med cirka 25 procent vid slutet av 2013.

Graf 6.21: Sverige. Logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från U-E-modellen där inkomstelasticiteten, ε_Y , hålls konstant 1, hyreselasticiteten, ε_R , varieras med värdena 1, 0.75 och 0.5.



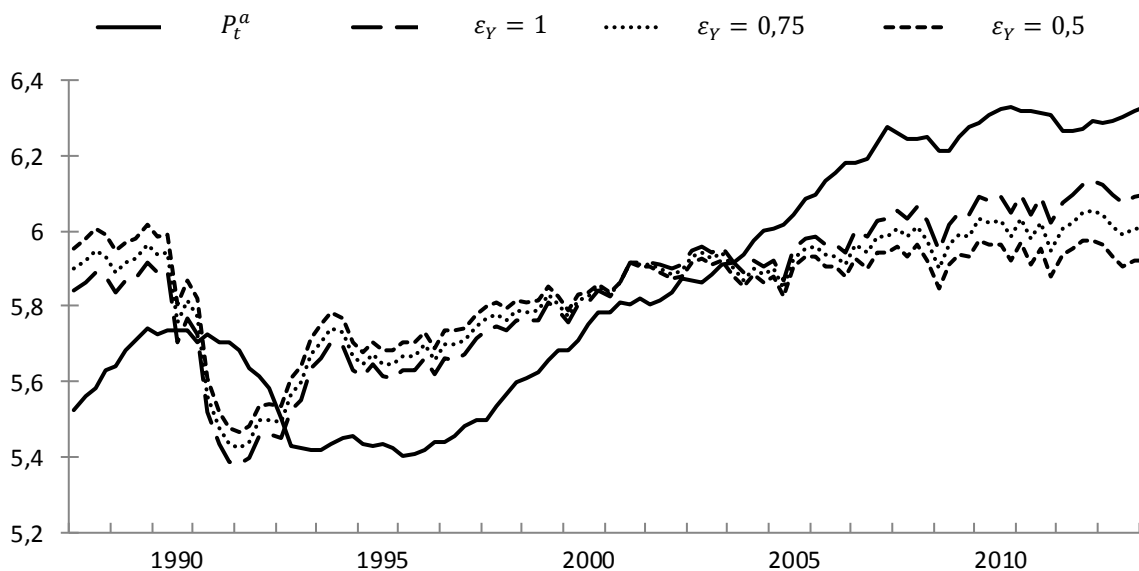
Graf 6.22: Sverige. Prisgapet mellan logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från U-E-modellen där inkomstelasticiteten, ε_Y , hålls konstant 1, hyreselasticiteten, ε_R , varieras med värdena 1, 0.75 och 0.5.



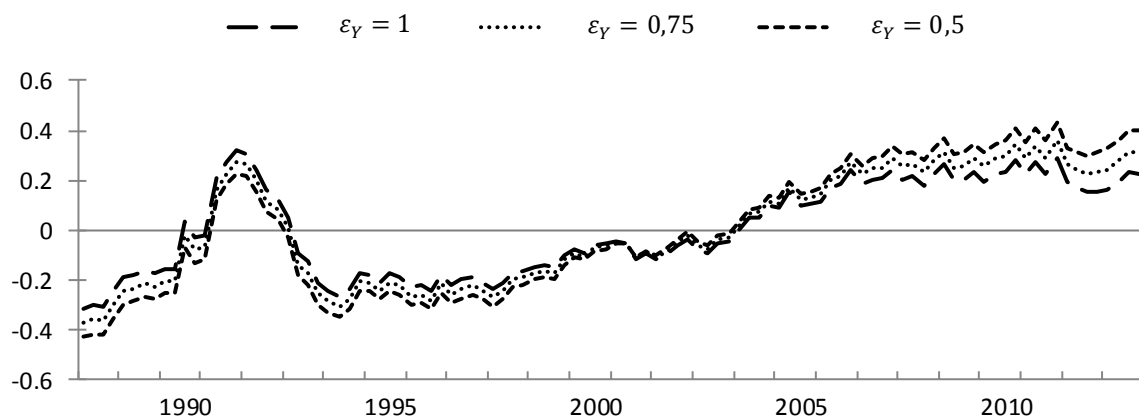
Grafen 6.21 och 6.22 ovan visar det faktiska bostadspriset och de fundamentala bostadspriserna från U-E-modellen då vi håller inkomstelasticiteten konstant och ändrar värdet för hyreselasticiteten. Som man kan se i grafen är U-E-modellens prisserier snarlika hyresmodellens prisserie. Prisserien med $\varepsilon_Y = \varepsilon_R = 1$ är den stabilaste och även den som är mest snarlik prisserien från hyresmodellen. Det är även den serien som oftast uppvisar störst avvikelse mellan de faktiska och de fundamentala bostadspriserna det vill säga som störst under och övervärdering av bostadsmarknaden. Om $\varepsilon_Y = \varepsilon_R = 1$ är de sanna värdena för elasticiteterna så är bostadsmarknaden övervärderad med 23 procent vid slutet av 2013. Ju lägre värde vi antar för hyreselasticiteten desto mindre är prisgapet över mätperioden. Om det skulle stämma att hyreselasticiteten är 0.5 så ser vi att prisserierna konvergerar cirka 2012 och

att vid slutet av 2013 är där en avvikelse på 6 procent. Om hyreselasticiteten skulle vara 0.75 så var bostadsmarknaden övervärderad med 18 procent vid slutet av 2013.

Graf 6.23: Sverige. Logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från U-E-modellen där hyreselasticiteten, ε_R , hålls konstant 1, inkomstelasticiteten, ε_Y , varierar med värdena 1, 0.75 och 0.5.



Graf 6.24: Sverige. Prisgapet mellan logaritmerade faktiska reala bostadspriser, p_t^a , och de estimerade logaritmerade fundamentala bostadspriserna från U-E-modellen där hyreselasticiteten, ε_R , hålls konstant 1, inkomstelasticiteten, ε_Y , varierar med värdena 1, 0.75 och 0.5.



Prisserierna från U-E-modellen där hyreselasticiteten hålls konstant 1 och där vi varierar inkomstelasticiteten med 1, 0.75 och 0.5 uppvisar ett liknande mönster som i de två tidigare fallen. Ju lägre värde vi antar för inkomstelasticiteten desto större blir prisgapet över mätperioden. Med $\varepsilon_Y = 0.75$ är bostadsmarknaden övervärderad med cirka 32 procent vid slutet av 2013 och med $\varepsilon_Y = 0.5$ är den övervärderad med 41 procent.

Trots variationen i modellerna så visar de att Sverige för närvarande är inne i en period med övervärderade bostadspriser. I kommande kapitel testar vi statistiskt sambandet mellan de fundamentala och faktiska bostadspriserna.

7 Statistisk analys av interaktionen mellan fundamentala och faktiska bostadspriser

Efter att vi visuellt studerat sambandet mellan de fundamentala och faktiska bostadspriserierna för hyresmodellen (4.18) och U-E-modellen (4.19) så skall vi nu statistiskt testa sambandet mellan prisserierna. Enligt teorin skall de faktiska bostadspriserna överensstämma med de fundamentala i jämvikt på lång sikt. Dock kan avvikelser från jämviktsläget uppstå under kortare och längre perioder. Det är dessa avvikelser som vi anser vara prisbubblor om de är stora nog att inte kunna betraktas som normala avvikelser till följd av friktioner och marknadsdynamik, och skall enligt teorin vara ohållbara i längden. Det betyder att priserna vid en avvikelse över tid måste konvergera och återgå till jämvikt för att modellen skall vara användbar. Om de inte konvergerar över tid så kan man inte påstå att de estimerade fundamentala priserna enligt modellen verkligen ligger till grund för de faktiska bostadspriserna, utan då är modellen antingen ofullständig eller så styrs de faktiska bostadspriserna av andra faktorer. Då priserna skall vara lika över tid enligt teorin så betyder det att prisgapet, skillnaden mellan de faktiska och de fundamentala bostadspriserna, skall vara stationärt och sträva mot ett medelvärde på noll. Om gapet inte uppvisar de egenskaperna så betyder det att det finns någon form av trend i skillnaden mellan serierna och då har modellen inte lyckats plocka upp alla de faktorer som bestämmer de fundamentala bostadspriserna. Vi testar också om teorin stämmer att de faktiska bostadspriserna strävar mot de fundamentala och inte tvärtom, det vill säga att ändringar i de fundamentala bostadspriserna påverkar de faktiska men ändringar i de faktiska bostadspriserna påverkar inte de fundamentala. Detta resonemang måste hålla för att man skall kunna säga att de estimerade fundamentala bostadspriserna ligger till grund för de faktiska bostadspriserna, och att de estimerade fundamentala bostadspriserna går att använda för att mäta jämviktsavvikelser i de faktiska bostadspriserna.

7.1 Förklaring av VECM

Ovan nämnda hypoteser kan testas genom användandet av följande *vector error correction*-modell:

$$\Delta q_t = \tilde{\mu} - \alpha\beta'q_{t-1} + \sum_{i=1}^{n-1} \Gamma_i \Delta q_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6.1)$$

I vårt fall är det en bivariat VECM där $q_t \equiv [p_t \quad p_t^a]'$, $\tilde{\mu}$ är en 2×1 vektor med konstanter, α är en 2×1 vektor med justeringstaktstermerna vilka mäter hur snabbt bostadsprisserierna justerar sig till jämviktsläget vid en avvikelse. Ett lågt värde för α indikerar på en långsam korrigerig till jämvikt medan ett högt värde indikerar på en snabb korrigerig, och i kontexten av denna undersökning skulle det innebära en högre risk för att "bubblan spricker" och bostadspriserna faller drastiskt på kort tid. Värdet på α läses av som det procental i decimalform som avvikelsen från jämvikt minskar med till nästa period. För att uppfylla hypotesen att de faktiska bostadspriserna styrs av de fundamentala och inte tvärtom så skall justeringstakttermen, α_1 , i den första VECM ekvationen, som beskriver förändringen i de fundamentala bostadspriserna, Δp_t^f , vara 0, det vill säga inte signifikant skild från noll. Det betyder att de fundamentala bostadspriserna inte reagerar om ett prisgap uppstår mellan de fundamentala och faktiska bostadspriserna. Justeringstaktstermen, α_2 , för den andra VECM ekvationen, som beskriver förändringen i faktiska bostadspriser, Δp_t^a , skall vara negativ och signifikant skild från noll, $\alpha_2 < 0$.⁴ Det skulle visa på att de faktiska bostadspriserna reagerar på ett gap mellan prisserierna och att de faktiska bostadspriserna korrigeras mot de fundamentala. β' är kointegrationsvektorn mellan de fundamentala bostadspriserna, p_t^f , och de faktiska bostadspriserna, p_t^a . Det är en 1×2 vektor med koefficienterna som beskriver förhållandet mellan bostadsprisserierna på längre sikt. För att uppfylla villkoret att prisgapet mellan de fundamentala och faktiska bostadspriserna är stationärt med ett medelvärde på noll så måste kointegrationsvektorn ha specifikationen $\beta = [1 \quad -1]$ så att bostadsprisserierna tar ut varandra ett mot ett över tid. Γ_i är en matris med koefficienter som förklarar korttidsförhållandet mellan prisserierna. Vi kommer i denna undersökning dock inte gå in på detaljer angående dessa utan är främst intresserade av justeringstaktstermerna, α , och

⁴ Notera att programmet EViews, som vi använt oss av för att estimerat VECM använder sig av en något annorlunda uppställning av VECM ekvationen jämfört med standard uppställningen (6.1). Exempel på den andra ekvationens uppställning i programmet:

$$\Delta p_t^a = \alpha_2 (p_{t-1} - \beta_2 p_{t-1}^a \dots)$$

I denna uppställning skall justeringstaktstermen, α_2 , vara positiv och signifikant skild från noll, $\alpha_2 > 0$, för att hypotesen att de faktiska bostadspriserna rör sig mot de fundamentala skall hålla. Det är resultaten från estimeringen av denna ekvation vi redovisar i denna undersökning.

kointegrationsvektorn, β . Vi har även utfört ett Grangerkausalitetstest vilket vi återkommer till och beskriver mer i detalj efter att vi avhandlat VECM analysen.

7.1.1 VECM tester

Innan vi börjar våra tester av α och β i VECM så måste vi testa om bostadsprisserierna är kointegrerade. Då vi har två tidsserier så skall en kointegrationsvektor finnas för att man skall kunna påstå att det finns ett långsiktigt stationärt förhållande mellan dem. Vi har använt oss av Johansens kointegrationstest för att testa antalet kointegrationsvektorer [KV] mellan tidsserierna. Nollhypotesen i detta test är att respektive påstående, ingen KV och som mest en KV, är sant. Att serierna är kointegrerade krävs också för att vi skall kunna använda OLS att estimerar modellen utan att få signifikanta falska samband som trendande tidserier annars kan orsaka. Resultaten från detta test redovisas för respektive land i kolumn ett och två i appendix 4 i tabell A.5, A.6, A.7 och A.8. För att testa om prisgapet är stationärt, det vill säga om kointegrationsvektorn är $\beta = [1 \quad -1]$, så inför vi vektorn $\beta = [1 \quad -1]$ som en restriktion i VECM och använder sedan ett *likelihood ratio*-test för att testa om modellen med restriktionen inte avviker signifikant från modellen utan restriktionen. Nollhypotesen är att restriktionen håller och resultaten av detta test redovisas i kolumn tre i appendix 4 i tabell A.5, A.6, A.7 och A.8. Estimat och inferens för justeringstakttermerna, α , får vi från VECM och redovisas i kolumn fyra och fem i appendix 4 i tabell A.5, A.6, A.7 och A.8. T-värdena för α finns i klamrarna och ± 1.96 är gränsen för en 5 procent signifikansnivå i ett tvåsidigt hypotestest. Vi har använt oss av Schwarz informationskriterium för att bestämma antalet laggar att använda i VECM. Då det ser ut att finnas en trend i bostadsprisserierna har vi valt att ha en restriktiv trend i alla våra tester och estimat av VECM. Alla VECM modeller har estimerats med en kointegrationsvektor.

7.1.2 VECM resultat

Vi hänvisar till appendix 4 tabell A.5, A.6, A.7 och A.8 för detaljerad statistik för respektive land. I Johansens kointegrationstest stödjer resultaten överlag modellens antagande. Vi kan i de flesta fall förkasta nollhypotesen att där inte finns någon kointegrationsvektor på en 5 procent signifikans nivå och de som inte klarar den nivån klarar eller ligger nära 10 procent signifikansnivån. I detta test avviker Norge mest där alla modeller ligger strax under eller strax över 10 procent signifikansnivån. Att inte kunna förkasta nollhypotesen att där inte existerar någon kointegrationsvektor innebär att där inte finns något gemensamt samband mellan de fundamentala och faktiska bostadspriserna över tid och modellen då inte är användbar för att estimerar de fundamentala bostadspriserna. Då

modellerna som inte klarar sig ändå ligger i gränsområdet nära 10 procent nivån så kan man diskutera ifall resultaten från modellen i detta fall skulle kunna accepteras. Vidare kan vi för samtliga länder inte förkasta nollhypotesen att där finns som mest en kointegrationsvektor. Det betyder att prisserierna ser ut att ha en långtgående gemensam jämviktsrelation som förutsätts för att man skall kunna dra slutsatser av interaktionen mellan serierna. Notera att om man skulle förkasta nollhypotesen om att ingen kointegrationsvektor existerar och inte förkasta nollhypotesen om att det existerar som mest en kointegrationsvektor så är inte det senare resultatet giltigt då de två antagandena inte kan vara uppfyllda samtidigt.

Vid test av hypotesen om ett stationärt prisgap ($\beta = [1 \quad -1]$) så får vi i flera fall resultat som inte stämmer överens med modellens teori. Det går bara att styrka hypotesen i 4 fall av 24 där vi för USA och Norge inte kan visa på något fall av stationäritet. Sverige och Irland har två modeller vardera där vi inte kan förkasta nollhypotesen att prisgapet är stationärt. Detta resultat gör att man i de flesta fall inte kan dra slutsatsen att de estimerade fundamentala bostadspriserna och de faktiska bostadspriserna är lika över tid och tar ut varandra ett mot ett. Resultatet kan eventuellt förklaras av att vi tittar på en allt för kort tidsperiod där perioder av övervärdering har en allt för stor vikt vilket gör att det långsiktiga jämviktsförhållandet inte fångas upp. Det kan eventuellt även vara en förklaring till Norges svaga resultat för test av kointegrationsvektorer. Som tidigare nämnt är ett problem i hyresmodellens fall att vi har antagit förhållandet $R_t^H = \omega R_t$, där ω tar hänsyn till eventuella hyresregleringar. Så som vi gjort våra beräkningar antar vi att ω är konstant över mätperioden vilket kan avvika från verkligheten då regleringar kan ändras med tiden. Ett icke stationärt prisgap kan också orsakas av en felspecificerad modell som inte plockar upp alla faktorer som borde ligga till grund för det fundamentala bostadspriset. Man kan även föra en diskussion kring hur antagandena för elasticiteterna påverkar modellen då vi som tidigare nämnt inte skattat dessa utan valt ut ett antal antagna elasticiteter som kan vara realistiska men inte behöver överensstämma med det verkliga värdet. Antagandena är till för att testa hur känslig modellen är för elasticiteterna.

De sista två kolumnerna i appendix 4 tabell A.5, A.6, A.7 och A.8 redovisar justeringstaktsternerna och endast i Sveriges fall får vi resultat i enlighet med modellens teori, det vill säga att α_1 inte är signifikant skild från noll samtidigt som α_2 är positiv och signifikant skild från noll. Tolkningen, som diskuterats tidigare, är att de faktiska bostadspriserna vid en avvikelse rör sig mot de fundamentala men inte tvärtom. I övriga fall får vi antingen att båda serierna rör sig mot varandra ($\alpha_1 < 0$, $\alpha_2 > 0$) eller att de

fundamentala bostadspriserna justerar sig mot de faktiska ($\alpha_1 < 0$, $\alpha_2 = 0$). Dessa resultat går tvärtemot modellens antaganden då dessa visar att de fundamentala bostadspriserna styrs av de faktiska och att de fundamentala då inte kan sägas ligga till grund för de faktiska. Även detta kan eventuellt bero på att vi analyserar en för kort tidsperiod och ”dragningskraften” från det fundamentala priset har inte verkat i tillräckligt stor utsträckning och fångas därför inte upp i testet.

7.2 Test av Grangerkausalitet

Då VECM testen är mer specifika så kan det vara intressant att på en mer generell nivå se om det finns någon påverkan mellan serierna. Det för att nyansera bilden av prisseriernas förhållande som vi får från VECM analysen. Vi har därför valt att utföra ett Grangers kausalitetstest för att testa om serierna påverkar varandra eller inte. Här kommer vi föra en generell beskrivning och kort diskussion om resultaten och hänvisar till appendix 5 tabell A.9, A.10, A.11 och A.12 för detaljerat resultat för respektive land. Testet testar om n antal laggar från ena variabeln, till exempel p_{t-n}^f , signifikant påverkar en annan variabel, till exempel p_t^a . Om koefficienterna för laggarna är signifikant skilda från noll så säger man att p_t^f Grangerpåverkar p_t^a (Enders, Walter (2009, s. 318-321)). Nollhypotesen är att den först nämnda prisserien före pilen i nämnda tabeller Grangerpåverkar den näst nämnda efter pilen. För att resultaten skall överensstämma med teorin bakom modellen så vill vi förkasta nollhypotesen i fallet $p_t^f \rightarrow p_t^a$ men inte i fallet $p_t^a \rightarrow p_t^f$, det vill säga att det fundamentala bostadspriset Grangerpåverkar det faktiska bostadspriset men inte tvärtom. Sverige står ut där alla modeller uppför sig enligt teorin. De andra länderna uppvisar spridda resultat där USA och Irland i de flesta fall klarar testerna om man accepterar en 10 procent signifikansnivå. Norges resultat stämmer sämst överens med teorin då bara en modell på en 10 procent signifikansnivå uppvisar önskat resultat. Norges resultat kan eventuellt bero på att deras bostasbubbla nyligen spruckit och det faktiska priset har inte i tillräckligt stor grad hunnit röra sig mot det fundamentala bostadspriset.

Vi har ännu inte analyserat justeringstakttermerna och diskuterat hur dessa mäter om priserna vid en avvikelse snabbt eller långsamt justerar sig mot sitt jämviktsläge. Detta är av intresse för att bilda sig en uppfattning om det är en risk att en eventuell prisbubbla spricker med ett hastigt fall på bostadsmarknaden eller om priserna långsamt justerar sig mot sin jämvikt. Detta undersöker vi i nästa avsnitt.

8 Analys av risk för prisfall

Om det skulle uppstå en prisavvikelse på bostadsmarknaden så är det av intresse att studera om prisgapet snabbt justerar sig till sitt jämviktsläge eller om justeringen sker över längre tid. Detta är skillnaden mellan om ”bubblan spricker” med hastiga fall på bostadsmarknaden eller om prisavvikelsen i maklig takt justerar sig till sitt jämviktsläge. I detta kapitel kommer vi analysera prisgapets uppförande vid en avvikelse på en standardavvikelse i de fundamentala och i de faktiska priserna. Denna analys görs med hjälp av en *impulse response function*.

8.1 Förklaring av *impulse response function*

IRF är en metod där den ena serien utsätts för en periods temporär positiv puls på en standardavvikelse och sedan analyseras hur serien och andra serier i modellen påverkas över tid. I denna analys kommer vi få se effekten av justeringstaktsternerna, α , och hur snabbt prisgapet stängs vid en prisavvikelse. Om vi har en kointegrationsvektor som är $\beta = [1 \quad -1]$, det vill säga hypotesen att prisgapet är stationärt är uppfyllt så skall vi se ett prisgap som över tid konvergerar mot noll efter en avvikelse. I de fallen vi inte statistiskt kunnat visa på ett stationärt prisgap så kommer prisgapet konvergera med en ny jämvikt som bestäms av de individuella fallens kointegrationsvektor (vilka vi valt att inte redovisa i denna undersökning då vi främst är intresserade av om gapet är stationärt eller inte). I de fallen vi statistiskt visat på ett stationärt prisgap så kan det verkliga förhållandet inom den statistiska felmarginalen fortfarande avvika något från hypotesen att $\beta = [1 \quad -1]$, och då inte perfekt konvergera mot noll. Om vi inte kunnat förkasta hypotesen om ett stationärt prisgap hade vi kunnat införa kointegrationsvektor $\beta = [1 \quad -1]$ som en restriktion i modellen och i IRF fått ett prisgap som konvergerar mot noll. Men de flesta av våra modeller är inte i närheten av att inte kunna förkasta hypotesen om ett stationärt prisgap. En restriktion medför då en avvikelse från originalmodellen så den statistiskt sett inte är samma modell längre. I våra tester uppvisar IRF resultaten enligt oss en alltför stor avvikelse ifall vi inför restriktionen $\beta = [1 \quad -1]$ i modellerna där vi inte statistiskt kunnat visa på ett stationärt prisgap. Vi har därför valt att redovisa IRF resultaten från originalmodellerna. Det är främst intressant att se efter hur många perioder som prisserierna och prisgapet planar ut efter en avvikelse. Det visar hur lång tid det tar för bostadsmarknaden att återgå till jämvikt vid en eventuell avvikelse och om man kan förvänta sig hastiga prisjusteringar eller en långsam kontrollerad återgång till jämvikt. Man kan också visuellt studera justeringstaktsternernas (graferna A.9-A.16 i appendix 6) betydelse i IRF graferna, det vill säga vilken prisserie som rör sig mot vilken och hur snabbt.

Vi har valt att analysera prisserierna över 40 kvartalsperioder, det vill säga 10 år. För att begränsa oss något så har vi valt att utföra IRF analysen på hyresmodellen och U-E-modellen med elasticiteterna $\varepsilon_Y = \varepsilon_R = 1$.

Vi använder oss av en IRF modell med Cholesky dekompositionen när vi utför IRF analysen:

$$q_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (7.1)$$

där $q_t \equiv [p_t \quad p_t^a]'$, μ är en 2×1 vektor med medelvärdena av prisserierna, ϕ_i är en 2×2 matris med *impulse response*-funktionerna och ε_{t-i} är en 2×1 vektor med respektive variablers laggade residualer och det är i dessa som avvikelserna på en standardavvikelse introduceras. Utan att gå in på djupare teknikaliteter så innebär Cholesky dekompositionen att vi inför en nödvändig restriktion eller struktur i ϕ_i matrisen (se Enders (2009, s. 308-309) för teknisk förklaring) som leder till att den ena variabeln inte har direkt påverkan på den andra utan det sker indirekt via laggarna medan en avvikelse i den andra påverkar båda variablerna direkt. Det inför asymmetri i systemet och det innebär att den så kallade ”ordningen”, eller vilken av variablerna man inför restriktionen på, i en matris som ingår i *impulse response*-funktionerna i ϕ_i matrisen spelar roll för resultatet. Enligt Enders (2009, s. 311) så om resultaten inte skiljer sig mycket beroende på hur man ordnar variablerna så behöver man inte gå vidare i analysen av ordningen. I våra tester av ordningen så uppstår enligt oss inga större skillnader i resultaten och vi har valt att i alla test ordnat variablerna med de fundamentala först och de faktiska efter.

8.2 Resultat av *impulse response function*-analysen

Graferna med resultatet från varje land finns i appendix 6 grafer A.9-A.16. I prisgraferna ser man att tiden det tar för tidsgapet att plana ut efter en avvikelse varierar mellan länderna. USA och Irland som enligt allmän debatt haft bostadsprisbubblor som sprack vid finanskrisen 2008 har prisgap som planar ut efter cirka 6 till 8 år beroende på modell. Vissa resultat är tydligare än andra men man får ha i åtanke att flera modeller lider av statistiska problem och inte alltid uppfyller antagandena för modellen. Sverige och Norge får vid en avvikelse ett prisgap som inte ser ut att helt ha planat ut efter 10 år. IRF resultaten visar att USA:s och i vissa fall Irlands bostadsmarknad är de som reagerar snabbast på avvikelser bland länderna vi undersökt. Sverige och Norges bostadsmarknader ser ut att justera sig i ett långsammare tempo. Det visar på att risken för snabba prisjusteringar eller att ”bubblan spricker” är högre i USA och Irland än i Sverige och Norge.

De statistiska problemen modellen uppvisar i flera fall gör att man kan diskutera dess funktionalitet för att räkna ut användbara fundamentala bostadspriser. Vidare diskussion och en mer generell utvärdering av modellen förs i nästa kapitel.

9 Slutsats

Efter tester och analyser så skall vi nu föra ett sammanfattande resonemang kring modellens förmåga att prediktera bostadsprisbubblor och hur prisläget ser ut i dem undersöka länderna och främst Sverige. Länderna som ingått i vår undersökning är Sverige, USA, Norge och Irland. Vi har valt ut USA och Irland som två länder där bostadsmarknaden stigit under flera år fram till finanskrisen 2008 för att sedan falla. Detta för att se ifall modellen kan visa på att det existerat en övervärderad bostadsmarknad eller bostadsprisbubbla som sedan spruckit med prisfall som följd. Norge har valts ut som ett land som i allmänhetens uppfattning har en kraftigt övervärderad bostadsmarknad som nyligen börjat falla. Detta är av intresse som ett jämförelseland när vi undersöker hur Sveriges bostadsmarknad är värderad. Vi har sammanfattat resultaten för prisläget i samtliga länder vid 2013Q4 i tabell 9.1.

Tabell 9.1: Priskap mellan de logaritmerade fundamentala och logaritmerade faktiska bostadspriser för respektive land 2013Q4 och medelvärdet av U-E-modellerna och medelvärdet av samtliga modeller. Positivt priskap innebär att bostadsmarknaden är övervärderad och ett negativt att den är undervärderad.

| Modell | Sverige | USA | Norge | Irland |
|--|---------|------|-------|--------|
| Hysesmodell | 25% | -14% | 37% | 2% |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 1$ | 23% | -20% | 76% | 48% |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 0.75$ | 18% | -24% | 85% | 59% |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 0.5$ | 6% | -33% | 102% | 80% |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.75, \varepsilon_R = 1$ | 32% | -9% | 79% | 58% |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.5, \varepsilon_R = 1$ | 41% | 2% | 82% | 69% |
| Medelvärde U-E | 24% | -17% | 85% | 63% |
| Medelvärde alla | 24% | -16% | 77% | 53% |

Resultatet varierar beroende på modell och elasticitets antagande. I flera fall visar U-E-modellen på en enligt oss hög känslighet för värdena på elasticiteterna vilket borgar för att man bör ha en så korrekt skattning som möjligt på dessa för att kunna dra en säker slutsats från resultaten. I en rapport till Sveriges Riksbank pekar Englund (2011) på att ett flertal studier visar att inkomstelasticiteten är cirka ett medan hyreselasticiteten troligtvis är under ett. I Sørensen (2013) används $\varepsilon_Y = 1$ och $\varepsilon_R = 0.5$ som standardelasticiteter och i Bergman och Sørensen (2013) används $\varepsilon_Y = \varepsilon_R = 1$ som standardelasticiteter. En sammanfattning av flera empiriska undersökningar av Girouard, Kennedy, Van Den Noord och André (2006) för

OECD visar också på $\varepsilon_Y = 1$ och $\varepsilon_R < 1$. Detta gör att medelvärdena för modellerna kan tyckas något missvisande då de garanterat innefattar fyra värden som är felaktiga. Men då vi inte vet de riktiga värdena på elasticiteterna kan man eventuellt tänka sig att felaktigheterna i dem till viss del kan ta ut varandra och ett medelvärde kanske är det mest rättvisande. Vår åsikt är att Norge utmärker sig då alla resultat tyder på ett tydligt positivt prisgap vilket skulle betyda att de vid 2013Q4 hade en prisbubbla på bostadsmarknaden. För de andra länderna är inte resultaten lika entydiga då vi ser resultat som går från ett par procent avvikelse från jämvikt till antingen ett klart positivt eller negativt prisgap. Sverige är det land näst efter Norge där modellerna enhetligt visar på en bostadsprisbubbla med ett positivt prisgap på minst 6 procent. Från medelvärdena kan vi avläsa att Sverige, Norge och Irland skulle ha bostadsbubblor vid 2013Q4 medan USA har en undervärderad bostadsmarknad. Att USA:s bostadsmarknad skulle vara 16 procent undervärderad eller att Irlands är cirka 50 procent övervärderad anser vi inte överensstämmer med allmän konsensus men hänvisar till den djupare diskussionen kring realismen i dessa resultat i kapitel 6.

En intressant fråga man kan ställa sig är hur stort prisgapet eller prisbubblan är när den spricker för att kunna jämföra det med hur stort prisgapet är i länderna där bubblan inte spruckit. Då det är allmän konsensus att USA, Irland och nyligen Norge haft prisbubblor som spruckit, så har vi tagit fram värde på prisgapet då de faktiska huspriserna var som högst innan de började gå ner. Resultaten sammanfattas i tabell 9.2. Observera att själva prisgapet kan ha varit större vid andra tillfällen än exakt då de faktiska huspriserna var som högst.

Tabell 9.2: Prisgap mellan logaritmerade fundamentala och logaritmerade faktiska bostadspriser för USA och Irland då de faktiska huspriserna var som högst innan finanskrisen 2008 och för Norge 2013Q2 då de var som högst innan mätperiodens slut. Medelvärdet för U-E-modellerna och medelvärdet för samtliga modeller.

| Modell | USA | Norge | Irland |
|--|-----|-------|--------|
| Hysesmodell | 17% | 40% | 60% |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 1$ | 17% | 77% | 75% |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 0.75$ | 13% | 86% | 74% |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 0.5$ | 8% | 103% | 71% |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.75, \varepsilon_R = 1$ | 23% | 80% | 92% |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.5, \varepsilon_R = 1$ | 31% | 83% | 109% |
| Medelvärde U-E | 19% | 86% | 84% |
| Medelvärde alla | 18% | 78% | 80% |

Även här är det spridning på resultaten och vi kan inte se att de visar på något entydigt prisgapsvärde då bubblan tenderar att spricka. Dock har vi endast tre länder och att ta fram ett

prisgapsvärde då bubblan väntas spricka hade krävt ett större urval. Intressant är att alla modeller visar på att bostadsmarknaden var övervärderad i varierande grad då de faktiska huspriserna var som högst. De logariterade faktiska bostadspriserna föll med 33 procent i USA och med 74 procent i Irland då bubblorna sprack. I Norge har vi troligtvis inte hunnit se den fulla nedgången än men priserna gick ner med 5 procent från 2013Q2 till 2013Q4, vilket får ses som en kraftig nedgång med hänseende till den korta tidsperioden. USA sticker ut med ett mycket mindre gap än Norge och Irland, för diskussion om varför se stycket nedanför. Sverige har idag ett större gap gällande nästan alla modeller än vad som gällde för USA men ett mindre gap än vad Norge och Irland haft. Om prisgapet skulle börja minska i Sverige och Norge så visar analysen i kapitel 8 på att justeringstakten mot jämvikt inte är lika hastig som för USA och Irland. Det visar på en mindre risk för Sverige och Norge jämfört med USA och Irland att prisbubblan skall spricka med hastiga prisfall som följd.

Som vi tidigare diskuterat i undersökningen så görs en del antaganden i modellen som man kan diskutera om de är realistiska eller inte. Även om modellen är funktionell i att ta fram fundamentala prisserier som visuellt ser realistiska ut så är där även en del problem med autokorrelation, heteroskedasticitet och icke stationäritet i variablerna vilket påverkar resultaten. I flera fall passerar inte heller modellens resultat de statistiska hypoteser som krävs för att teorin bakom modellen skall stämma. Eventuellt är våra mätperioder för korta och modellen kanske uppför sig bättre i framtiden med mer data tillgänglig. Ett antagande som man gör i modellen är att de faktiska bostadspriserna över mätperioden i snitt varken är under eller övervärderade. Detta för att de estimerade fundamentala bostadspriserna från modellen kommer få samma medelvärde som de faktiska bostadspriserna och har dessa i snitt under mätperioden inte varit i sitt långsiktiga jämviktsläge så kommer det snedvrída de estimerade fundamentala bostadspriserna. Då längre delar av de undersökta ländernas tidsperioder kan tros präglas av övervärdering som inte vägs upp av en lika stor undervärdering kommer det ge en snedvrídning av de fundamentala priserna. De fundamentala priserna kommer således att övervärderas och eventuella positiva prisgap undervärderas. Om vi tittar på USA (se graf 6.1–6.6) som till skillnad från övriga länder inte har haft någon påtaglig undervärdering innan övervärderingen, vilket gör att de gick från normalvärderade till övervärderade bostadspriser medan resterande länder gick från undervärderade till övervärderade. Detta gör att övervärderingen av de fundamentala priserna kan ha varit som störst för USA, vilket skulle kunna förklara att USA hade ett så pass mycket lägre gap innan bostadsbubblan sprack i jämförelse med Norge och Irland. Om modellen inte haft ovan diskuterade egenskaper så tror vi

att USA hade haft en längre period av övervärdering innan och under finanskrisen och en lägre undervärdering efter finanskrisen, vilket hade varit mer i linje med den av allmänheten kända rapporteringen av bostadspriserna i USA före, under och efter finanskrisen 2008. Överlag hade samtliga länder uppvisat en större övervärdering under 2000-talet, vilket vi anser som relativt troligt då 3 av 4 undersökta länder faktiskt har upplevt en bostadsbubbla om vi antar att Norges precis börjat spricka. Trots problemen med modellen så anser vi att resultaten kan vara av intresse för att bilda sig en uppfattning om värderingen av bostadsmarknaden men att man får vara försiktig innan man tar några beslut utifrån den. Med grund i våra resultat anser vi det troligt att Sverige idag befinner sig en bostadsprisbubbla men att ett eventuellt fall i denna skulle ta längre tid än i USA och Irland och därför inte påverka övriga ekonomin i lika stor skala.

Referenser

- Ambrose, B., Eichholtz, P. och Lindenthal, T. (2012), *“House prices and fundamentals: 355 years of evidence”*.
- Bergman, M. och Sørensen, P. B. (2013), *“Estimating Fundamental House Prices: A General Method with an Application to Sweden”*. University of Copenhagen.
- Broda, C. och Parker, J. A. (2008), *“Economic Stimulus Act of 2008”*. (Elektronisk) VoxEU.org. Tillgänglig: <<http://www.voxeu.org/article/did-2008-us-tax-rebates-work>> (2014-05-03).
- Campbell, J. och Ammer, J. (1993), *“What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns”*. *The Journal of Finance*, 48(1), s. 3-37.
- Campbell, S., Davis, M., Gallin, J. och Martin, R. (2009), *“What moves housing markets: A variance decomposition of the rent-price ratio”*. *Journal of Urban Economics*, 66(2), s. 90-102.
- Campbell, J. och Shiller, R. (1988). Stock prices, earnings, and expected dividends. *The Journal of Finance*, 43(3), s. 661-676.
- Claussen, Carl Andreas (2012), *“Are Swedish Houses Overpriced?”*. Sveriges Riksbank januari 2012, s. 9, 17.
- Claussen, C. A., Jonsson, M. och Lagerwall, B. (2011), *“En makroekonomisk analys av bostadspriserna i Sverige”*, Kapitel 2.1 i Sveriges Riksbank (2011), s. 81-82.
- Congressional Budget Office (2012), *“Estimated Impact of the American Recovery and Reinvestment Act on Employment and Economic Output from October 2011 Through December 2011”*. Washington februari 2012, s. 1-4.
- Enders, Walter (2009), *“Applied Econometrics Time Series”*, John Wiley & Sons, Inc., s. 307-313, 318-321.

Englund, Per (2011), "Svenska huspriser i ett internationellt perspektiv", Kapitel 1 i Sveriges Riksbank (2011), s. 25, 42-48.

Engsted, T., Pedersen, T. och Tanggaard, C. (2012), "Pitfalls in VAR based return decompositions: A clarification". *Journal of Banking & Finance*, 36(5), s. 1255-1265.

Girouard, N., Kennedy, M., Van Den Noord, P. och André, C. (2006), "Recent house price developments: the role of fundamentals". Economics Department Working Paper No. 475, OECD publishing, s. 11-15.

Helbling, T. F., och Terrones, M. (2003), "When Bubbles Burst". In World Economic Outlook, Chapter II, s. 61-94, Washington DC: International Monetary Fund.

Hott, C. och Monnin, P. (2008). Fundamental real estate prices: an empirical estimation with international data. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 36(4), s. 427-450.

Jansson, P. och Persson, M. (2011), "Svenska huspriser i ett internationellt perspektiv", Sammanfattningen i Sveriges Riksbank (2011), s. 14-15.

OECD (2013), (Elektronisk) OECD.org, doi: 10.1787/20752288-table-usa. Tillgänglig <http://www.oecd-ilibrary.org/economics/country-statistical-profile-united-states_20752288-table-usa> (2014-05-03).

Sveriges Riksbank (2011), "Riksbankens utredning om risker på den svenska bostadsmarknaden". Stockholm april 2011.

Sørensen, Peter Birch (2013), "The Swedish Housing Market: Trends and risks". Rapport till finanspolitiska rådet 2013/5, University of Copenhagen, s. 30-32, 42.

Databaser

Data är inhämtad från Datastream den 26:e mars 2014 och är från 2014 med undantag för ”Irland - fasta bruttobostadsinvesteringar i fasta priser 1980Q1-1989Q4” som är från 2011.

Ränta

| Land | Beskrivning | Källa |
|-------------|--|--|
| Sverige | Nominell bolåneränta från Spintab 5 år | Reuters |
| USA | Building society:s bolåneränta 5 år | Oxford Economics |
| Norge | Ränta på Norska statspapper 5 år | International Monetary Funds Financial Statistics |
| Irland | Nominell bolåneränta 5 år | Irelands Central Statistics Office |

Inflation

| Land | Beskrivning | Källa |
|-------------|----------------------------------|------------------------------------|
| Sverige | Mätningar av förväntad inflation | Konjunkturinstitutet |
| USA | Mätningar av förväntad inflation | Oxford Economics |
| Norge | Faktisk inflation | Norska Statistiska Sentralbyrån |
| Irland | Faktisk inflation | Irelands Central Statistics Office |

Kapitalinkomstskatt

| Land | Beskrivning | Källa |
|-------------|---|--|
| Sverige | Ränteavdrag | Svenska Skatteverket |
| USA | Genomsnittlig marginalinkomstskattesats | U.S. Congressional Budget Office |
| Norge | Ränteavdrag | Norska Statistiska Sentralbyrån |
| Irland | Ränteavdrag | The Irish Office of the Revenue Commissioners |

Faktiskt bostadspris

| Land | Beskrivning | Källa |
|-------------|---------------------|----------------------------------|
| Sverige | Fastighetsprisindex | Svenska Statistiska Centralbyrån |
| USA | Fastighetsprisindex | Oxford Economics |
| Norge | Fastighetsprisindex | Oxford Economics och Norges Bank |
| Irland | Fastighetsprisindex | Oxford Economics |

Faktisk hyra

| Land | Beskrivning | Källa |
|-------------|----------------------------------|------------------------------------|
| Sverige | Hyreskomponent för KPI | Svenska Statistiska Centralbyrån |
| USA | Hyreskomponent för KPI | U.S. Bureau of Labor Statistics |
| Norge | Hyreskomponent för KPI | Norska Statistiska Sentralbyrån |
| Irland | Boendeskostnadskomponent för KPI | Irelands Central Statistics Office |

Real disponibel inkomst

| Land | Beskrivning | Källa |
|-------------|---|-----------------------|
| Sverige | Real netto disponibel inkomst för hushåll | OECD Economic Outlook |
| USA | Real netto disponibel inkomst för hushåll | OECD Economic Outlook |
| Norge | Personlig real netto disponibel inkomst | Oxford Economics |
| Irland | Personlig real netto disponibel inkomst | Oxford Economics |

Bostadsbeståndet

| Land | Beskrivning | Källa |
|-------------|--|---------------------------|
| Sverige | Fasta bruttobostadsinvesteringar i fasta priser | OECD Economic Outlook |
| USA | Fasta bruttobostadsinvesteringar i fasta priser | OECD Economic Outlook |
| Norge | Fasta bruttobostadsinvesteringar i fasta priser | OECD Economic Outlook |
| Irland | Fasta bruttobostadsinvesteringar i fasta priser 1980Q1-1989Q4, 1990Q1-2013Q4 | OECD Economic Outlook x 2 |

Konsumentprisindex

| Land | Beskrivning | Källa |
|-------------|--------------------|------------------------------------|
| Sverige | KPI | Svenska Statistiska Centralbyrån |
| USA | KPI | U.S. Bureau of Labor Statistics |
| Norge | KPI | Norska Statistiska Sentralbyrån |
| Irland | KPI | Irelands Central Statistics Office |

Appendix

Appendix 1. Fullständig härledning av fundamentalt bostadspris

Följande härledning och modellering av det fundamentala bostadspriset är hämtat från Bergman och Sørensen (2013). Vid härledning använder de sig av beteckningarna i tabell 4.1. Härledningen tar sin grund från formeln för imputerad hyra för en enhet ägt boende:

$$R_t^H = [i_t(1 - \tau_t^i) - \pi_t + \tau + \delta + \eta]P_t - \{E_t[P_{t+1}] - P_t\} \quad (\text{A.1})$$

Formeln har olika beståndsdelar där $[i_t(1 - \tau_t^i) - \pi_t + \tau + \delta]P_t$ är husägarens nominella kontanta kostnader, inklusive reparationer och underhåll (δ). $\pi_t P_t + \{E_t[P_{t+1}] - P_t\}$ representerar förväntad nominell realisationsvinst, förutsatt att husinvesteringen är helt lånefinansierad. Om husinvesteringen istället är helt finansierad med eget kapital är ekvationen densamma på grund av att det uppstår en alternativkostnad för vad investeraren hade kunnat tjäna på att investera sitt kapital på kapitalmarknaden. Det leder till att $i_t(1 - \tau_t^i)$ består i ekvationen även i detta fall men är nu en alternativkostnad. ηP_t är en premie för risk- och kreditbegränsningar och är i sammanhanget irrelevant enligt Bergman och Sørensen (2013).

Via omskrivning av (A.1) får de ett uttryck för bostadspriset i period t:

$$P_t = \frac{R_t^H + E_t[P_{t+1}]}{1 + \gamma_t} \quad (\text{A.2})$$

$$\gamma_t \equiv i_t(1 - \tau_t^i) - \pi_t + \tau + \delta + \eta$$

där γ_t är imputerad hyra för en enhet ägt boende exklusive förväntad realisationsvinst och bostadspris. Förutsatt att samtliga aktörer är rationella kommer de inse att priset för bostäder ges av ekvation (A.2). I och med detta kommer det förväntade priset i period t+1 ges av följande ekvation:

$$E_t[P_{t+1}] = \frac{E_t[R_{t+1}^H] + E_t[P_{t+2}]}{E_t[1 + \gamma_{t+1}]} \quad (\text{A.3})$$

Bergman och Sørensen (2013) infogar (A.3) i (A.2) och får:

$$P_t = \frac{R_t^H}{1 + \gamma_t} + \frac{E_t[R_{t+1}^H]}{(1 + \gamma_t)E_t[1 + \gamma_{t+1}]} + \frac{E_t[P_{t+2}]}{(1 + \gamma_t)E_t[1 + \gamma_{t+1}]}$$

och genom att iterera framåt mot oändligheten når de denna ekvation:

$$P_t = E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \frac{R_{t+i}^H}{\prod_{j=0}^i (1+\gamma_{t+j})} \right] \quad (\text{A.4})$$

Vi ser i ekvation (A.4) att det fundamentala huspriset är det diskonterade värdet av imputerad hyra för en enhet ägt boende där diskonteringsräntan för varje period ges av γ_{t+j} . Den diskonterade summan kommer att vara ändlig om R^H :s genomsnittliga tillväxttakt är lägre än det genomsnittliga värdet av γ_{t+j} , Bergman och Sørensen (2013) antar att detta krav är uppfyllt vilket är lika med att utesluta bubblor på bostadsmarknaden. Den förväntade imputerade hyran beror på förväntade framtida bostadspriser vilka inte är observerbara. Bergman och Sørensen (2013) beräknar denna med hjälp av Hott och Monnins (2008) metod och tillämpar den på två modeller: hyresmodellen och utbud-och-efterfråge-modellen. Hyresmodellen grundar sig på att ett jämviktsläge på bostadsmarknaden kräver ett stabilt förhållande mellan hyreskostnaden och den imputerade hyran för en bostad med lika kvalitet. Från detta antagande får de följande samband:

$$R_t^H = \omega R_t, \quad 0 < \omega \leq 1 \quad (\text{A.5})$$

Om full konkurrens råder, samtliga aktörer är rationella och hyresbostaden och ägandebostaden är perfekta substitut kommer ω att vara 1. På grund av att detta inte råder i verkligheten samt att vissa länder, bl.a. Sverige, har hyresreglering är ω i verkligheten ett värde under 1. För att modellen ska bli hanterbar antar Bergman och Sørensen (2013) att värdet på ω är konstant över tiden. I och med detta kan de beräkna den imputerade hyran genom att observera hyresnivån. Bergman och Sørensen (2013) behandlar också U-E-modellen där den imputerade hyran kommer försöka anpassa sig så jämvikt uppstår mellan utbud och efterfrågan på bostäder. De antar att efterfrågan beror positivt på real disponibel inkomst och negativt på den imputerade hyran, vilket ger följande formel:

$$D_t = B Y_t^{\varepsilon_Y} (R_t^H)^{-\varepsilon_R} \quad (\text{A.6})$$

I formeln är B en konstant, ε_Y är den långsiktiga inkomstelasticiteten för bostadsefterfrågan och ε_R är priselasticitet som mäter den numeriska långsiktiga elasticiteten av bostadsefterfrågan med hänseende till den imputerade hyran. Det aggregerade bostadsutbudet är proportionellt mot bostadsbeståndet (H) och med lämpligt val av enheter kan proportionen normaliseras till ett, vilket ger att i jämvikt gäller $H_t = D_t$. Genom att använda detta förhållande kan Bergman och Sørensen (2013) substituera D_t med H_t och lösa ut R_t^H i ekvation (A.6) vilket ger följande ekvation:

$$R_t^H = B^{1/\varepsilon_R} Y_t^{\varepsilon_Y/\varepsilon_R} H_t^{-1/\varepsilon_R} \quad (\text{A.7})$$

Från denna ekvation kan de sedan beräkna den imputerade hyran eftersom både real disponibel inkomst och bostadsbeståndet är observerbara faktorer.

Lineariserad version av husprismodellen

För att göra ovan nämnda modeller mer hanterbara för empirisk analys omdefinierar Bergman och Sørensen (2013) husprismodellen till följande pris-mot-imputerad-hyra-kvot:

$$X_t \equiv P_t/R_t^H \quad (\text{A.8})$$

Med denna definition samt dessa förenklade uttryck:

$$P_{t+1}^e \equiv E_t[P_{t+1}] \text{ och } X_{t+1}^e \equiv E_t[P_{t+1}^e/R_{t+1}^H]$$

kan de skriva om ekvation (A.2) till följande uttryck:

$$\begin{aligned} (1 + \gamma_t)P_t &= R_t^H + P_{t+1}^e \Rightarrow \\ (1 + \gamma_t)X_t &= 1 + X_{t+1}^e \frac{R_{t+1}^H}{R_t^H} \Rightarrow \\ x_t &= \ln(1 + \exp(x_{t+1}^e + \Delta r_{t+1}^H)) - \ln(1 + \gamma_t) \end{aligned} \quad (\text{A.9})$$

$$x_t \equiv \ln X_t$$

$$x_{t+1}^e \equiv \ln X_{t+1}^e$$

$$\Delta r_{t+1}^H \equiv \ln R_{t+1}^H - \ln R_t^H$$

Vidare definierar de medelvärdet för $x_{t+1}^e + \Delta r_{t+1}^H$ i (A.9) för den avsedda urvalsperioden med:

$$\bar{m} = \bar{x}^e + \Delta \bar{r}^H \quad (\text{A.10})$$

De fortsätter med att ta första ordningens Taylor approximation av (A.9) runt $x_{t+1}^e + \Delta r_{t+1}^H = \bar{m}$ och $\gamma_t = 0$ och får:

$$x_t \approx \ln(1 + \exp(\bar{m})) + \left(\frac{\exp(\bar{m})}{1 + \exp(\bar{m})} \right) (x_{t+1}^e + \Delta r_{t+1}^H - \bar{m}) - \gamma_t \quad (\text{A.11})$$

De definierar:

$$\phi = \frac{\exp(\bar{m})}{1 + \exp(\bar{m})} \quad (\text{A.12})$$

och använder att:

$$\ln(1 + \exp(\bar{m})) = -\ln(1 - \phi)$$

$$\ln(\phi) = \bar{m} - \ln(1 + \exp(\bar{m})) = \bar{m} + \ln(1 - \phi)$$

och kan då vi skriva om (A.11) som:

$$x_t = \kappa + \phi(x_{t+1}^e + \Delta r_{t+1}^H) - \gamma_t, \quad \kappa \equiv -\phi \ln \phi - (1 - \phi) \ln(1 - \phi) \quad (\text{A.13})$$

Vidare antar Bergman och Sørensen (2013) att samtliga aktörer blickar framåt och inför följande definitioner:

$$\Delta r_{t+j}^{He} \equiv E_t[\Delta r_{t+j}^H] \text{ och } \gamma_{t+j}^e = E_t[\gamma_{t+j}]$$

och får från (A.13) följande:

$$x_{t+1}^e = \kappa + \phi \Delta r_{t+2}^{He} - \gamma_{t+1}^e + \Delta x_{t+2}^e$$

$$x_{t+2}^e = \kappa + \phi \Delta r_{t+3}^{He} - \gamma_{t+2}^e + \Delta x_{t+3}^e$$

etc.

Iterering framåt mot oändligheten ger följande ekvation:

$$x_t = c + \sum_{j=1}^{\infty} \phi^j E_t[\Delta r_{t+j}^H - \gamma_{t+j}] - \gamma_t, \quad c \equiv \frac{\kappa}{1 - \phi} \quad (\text{A.14})$$

I hyresmodellen ges att $R_t^H = \omega R_t$ vilket ger att $\Delta r_{t+j}^H = \Delta r_{t+j}$ där $\Delta r_{t+j} = \ln r_{t+j} - \ln r_{t+j-1}$. De substituerar Δr_{t+j}^H mot Δr_{t+j} i (A.14) och får fram den lineariserade versionen av hyresmodellen:

$$x_t = c + \sum_{j=1}^{\infty} \phi^j E_t[\Delta r_{t+j} - \gamma_{t+j}] - \gamma_t \quad (\text{A.15})$$

Från (A.7) får de att följande gäller för U-E-modellen:

$$\Delta r_{t+j}^H = (\varepsilon_Y / \varepsilon_R) \Delta y_{t+j} - (1 / \varepsilon_R) \Delta h_{t+j} \quad (\text{A.16})$$

där $\Delta y_{t+j} = \ln Y_{t+j} - \ln Y_{t+j-1}$ och $\Delta h_{t+j} = \ln H_{t+j} - \ln H_{t+j-1}$. Genom att de substituerar Δr_{t+j}^H mot $(\varepsilon_Y/\varepsilon_R)\Delta y_{t+j} - (1/\varepsilon_R)\Delta h_{t+j}$ i (A.14) får de den lineariserade versionen av U-E-modellen:

$$x_t = c + \sum_{j=1}^{\infty} \phi^j E_t[(\varepsilon_Y/\varepsilon_R)\Delta y_{t+j} - (1/\varepsilon_R)\Delta h_{t+j} - \gamma_{t+j}] - \gamma_t \quad (\text{A.17})$$

Härledning av beräkning av det fundamentala huspriset

Bergman och Sørensen (2013) kan med hjälp av de lineariserade modellerna för hyresmodellen (A.15), U-E-modellen (A.17) samt de modellerade förväntningarna (4.16) härleda och räkna ut det fundamentala huspriset. De använder definitionen av b_t (4.12) och rensar för interceptet enligt (4.13) och kan då skriva om sin hyres- och U-E-modell (A.15) och (A.17) i matrisform enligt:

$$x_t = \sum_{j=1}^{\infty} \phi^j g_1 E_t[z_{t+j}] - g_2 z_t \quad (\text{A.18})$$

där g_1 och g_2 är $1 \times 5n$ vektorer som för hyresmodellen är definierade som:

$$g_1 \equiv [0 \quad 1 \quad -1 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad \cdot \quad 0], \quad g_2 \equiv [0 \quad 0 \quad -1 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad \cdot \quad 0] \quad (\text{A.19})$$

och för U-E-modellen definierade som:

$$g_1 \equiv [0 \quad 0 \quad -1 \quad \varepsilon_Y/\varepsilon_R \quad -1/\varepsilon_R \quad 0 \quad \cdot \quad 0], \quad g_2 \equiv [0 \quad 0 \quad -1 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad \cdot \quad 0] \quad (\text{A.20})$$

De fortsätter med att substituera uttrycket för aktörernas förväntningar i (A.18) med (4.16) och får då följande uttryck:

$$x_t = \sum_{j=1}^{\infty} \phi^j g_1 A^j z_t - g_2 z_t$$

som de med hjälp av formeln för den allmänna geometriska summan, $\sum_{k=0}^{\infty} a^k = \frac{1}{1-a}$ om $|a| < 1$, i matrisform kan skriva om till:

$$x_t = [g_2 + \phi g_1 A(I - \phi A)^{-1}] z_t. \quad (\text{A.21})$$

Ekvation (A.21) är den slutgiltiga ekvationen för beräkning av det fundamentala huspriset-mot-imputerad-hyra-kvoten och kan räknas ut då vi estimerat koefficienterna i VAR(n)-modellen (4.12) samt använder oss av definitionerna för A (4.15), g_1 (A.19)/(A.20), g_2 (A.19)/(A.20) och z_t (4.13). ϕ räknas ut enligt tidigare definitioner (A.10) och (A.12):

$$\phi = \frac{\exp(\bar{x}^e + \Delta \bar{r}^H)}{1 + \exp(\bar{x}^e + \Delta \bar{r}^H)} \quad (\text{A.22})$$

där \bar{x}^e är det förväntade medelvärdet av x_t vilket inte kan observeras nu då ϕ ingår i ekvationen för x_t . Men då Bergman och Sørensen (2013) antar att det faktiska huspriset, p_t^a , över tid har samma medelvärde som det fundamentala huspriset så kan de för mätperioden anta att:

$$\bar{x}^e = \bar{p}^a - \bar{r}^H \quad (\text{A.23})$$

där \bar{p}^a är känd men \bar{r}^H kan inte observeras då startvärdet är okänt. Då kan man inte räkna ut medelvärdet endast med hjälp av den estimerade förändringen i imputerad hyra $\Delta\bar{r}^H$ som finns tillgänglig. Men då Bergman och Sørensen (2013) antar att medelvärdet för de faktiska huspriserna över tid bör vara lika med medelvärdet för de fundamentala huspriserna, $\bar{p}^a = \bar{p}_t^f$, så kan de använda ekvation (A.1) för den imputerade hyran till att räkna ut ett teoretiskt värde för \bar{r}^H :

$$\bar{r}^H = \bar{p}^a + \ln[i(1 - \tau^i) - \pi + \tau_t + \delta + \eta] \quad (\text{A.24})$$

där $i(1 - \tau^i) - \pi$ i detta fall är medelvärdet av real ränta efter skatteavdrag. Fastighetsskatten, depreciering och nyttjandekostandspremien för risk och kreditbegränsningar ($\tau_t + \delta + \eta$) är konstanta och Bergman och Sørensen (2013) antar att dessa tillsammans är 0.07 per år. Medelvärdet för skillnaden i imputerad hyra $\Delta\bar{r}^H$ får de från tidigare antagande (A.4) för hyresmodellen:

$$\Delta\bar{r}^H = \Delta\bar{r} \quad (\text{A.25})$$

där $\Delta\bar{r}$ är känd. I U-E-modellen får de $\Delta\bar{r}^H$ från (A.16):

$$\Delta\bar{r}^H = (\varepsilon_Y/\varepsilon_R)\Delta\bar{y} - (1/\varepsilon_R)\Delta\bar{h} \quad (\text{A.26})$$

där $\Delta\bar{y}$ och $\Delta\bar{h}$ är kända och antaganden alternativt skattningar kan göras för ε_Y och ε_R .

Bergman och Sørensen (2013) härleder uttrycket för det fundamentala bostadspriset från huspriset-mot-imputerad-hyra-kvoten. I hyresmodellen substituerar de in antagandet att $R_t^H = \omega R_t$ i förhållandet $X_t \equiv P_t/R_t^H$. Logaritmerat blir deras estimat av det fundamentala huspriset i hyresmodellen:

$$\hat{p}_t = x_t + r_t + \alpha_0 \quad (\text{A.27})$$

där α_0 representerar logaritmerade ω och en konverteringsfaktor som behövs för att kunna konvertera P_t och R_t^H till jämförbara enheter. α_0 justeras så att summan, Σ , av de kvadrerade

differenserna mellan faktiska huspriser och de estimerade fundamentala huspriserna minimeras:

$$\Sigma = \min_{\alpha_0} \sum_{t=1}^T (p_t^a - \hat{p}_t)^2 = \min_{\alpha_0} \sum_{t=1}^T (p_t^a - (x_t + r_t + \alpha_0))^2 \quad (\text{A.28})$$

där lösningen för α_0 som minimerar Σ är:

$$\alpha_0 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (p_t^a - x_t - r_t) = \bar{p}^a - \bar{x} - \bar{r} \quad (\text{A.29})$$

i vilken alla variabler i detta stadié är kända. Bergman och Sørensen (2013) substituerar in (A.29) i (A.27) och med enkel algebra härleder de den slutgiltiga ekvationen för det logaritmerade fundamentala huspriset, \hat{p}_t , i hyresmodellen:

$$\hat{p}_t = \bar{p}^a + (x_t - \bar{x}) + (r_t - \bar{r}) . \quad (\text{A.30})$$

\bar{p}^a , r_t och \bar{r} är känd data och x_t och \bar{x} räknas ut med hjälp av estimaten från VAR(n)-modellen (4.11) och ekvationen för fundamentala huspriset-mot-imputerad-hyra-kvoten (A.21). I U-E-modellen använder de ett liknande tillvägagångssätt för att räkna ut det estimerade fundamentala huspriset. Som i hyresmodellen används estimaten från VAR(n)-modellen (4.11) för att räkna fram fundamentala huspriset-mot-imputerad-hyra-kvoten (A.21) med definitionerna för U-E-modellen. Vidare substituerar de in ekvationerna (A.7) i ekvation (A.8) för att därefter lösa ut ett uttryck för det estimerade fundamentala huspriset:

$$\hat{p}_t = x_t + (\varepsilon_Y/\varepsilon_R)y_t - (1/\varepsilon_R)h_t + \beta_0 \quad (\text{A.31})$$

där β_0 representerar konstanten i (A.7) samt en nödvändig konverteringsfaktor för konvertering av variablerna till jämförbara enheter. Som i hyresmodellen så justeras β_0 så att summan av de kvadrerade differenserna mellan faktiska huspriser och de estimerade fundamentala huspriserna minimeras och de får då följande ekvation för β_0 :

$$\beta_0 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (p_t^a - x_t - (\varepsilon_Y/\varepsilon_R)y_t + (1/\varepsilon_R)h_t) = \bar{p}^a - \bar{x} - (\varepsilon_Y/\varepsilon_R)\bar{y} + (1/\varepsilon_R)\bar{h} \quad (\text{A.32})$$

som de substituerar in i (A.31) och med enkel algebra får följande slutgiltiga ekvation för det estimerade fundamentala huspriset, \hat{p}_t , i U-E-modellen:

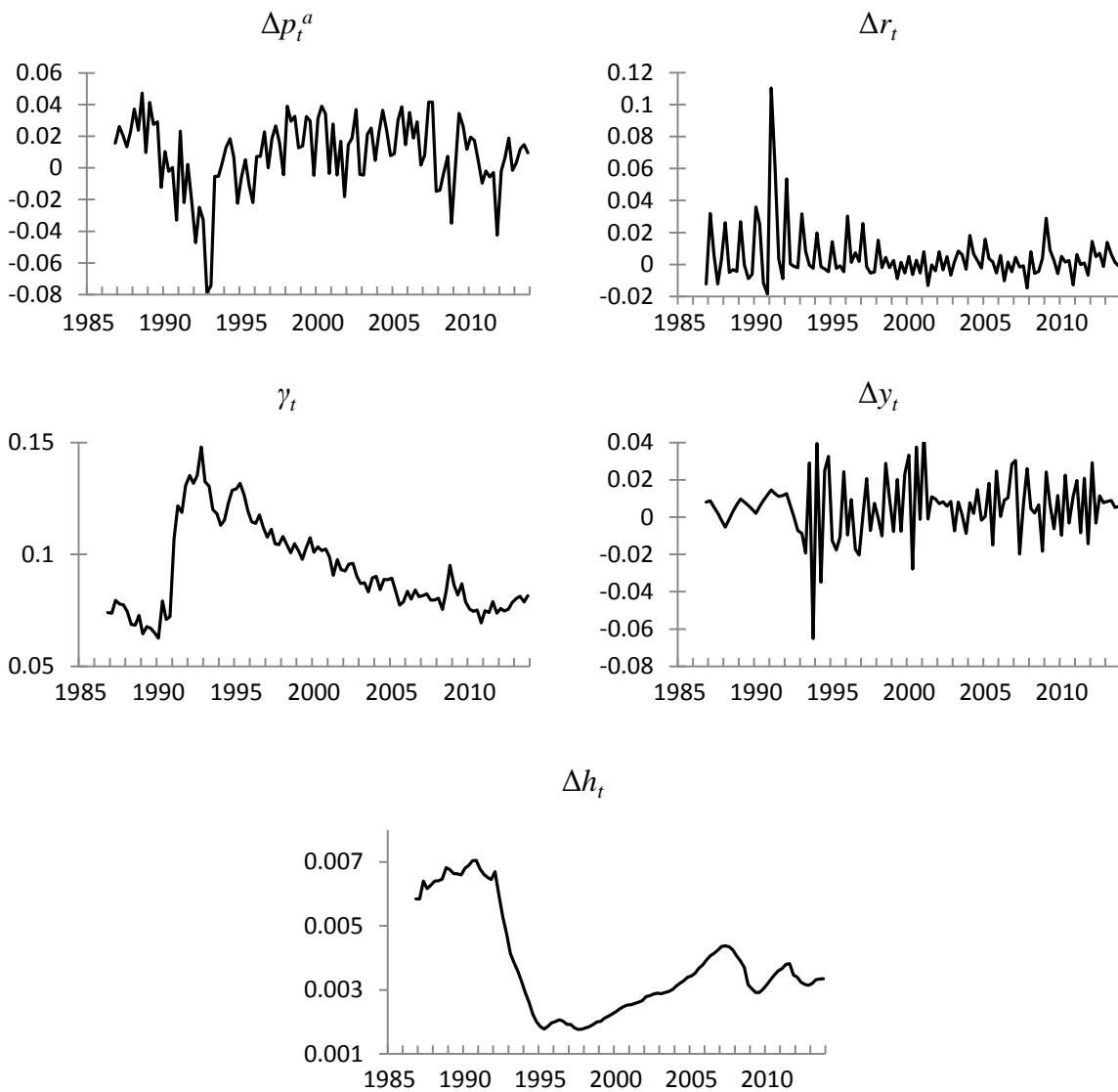
$$\hat{p}_t = \bar{p}^a + (x_t - \bar{x}) + (\varepsilon_Y/\varepsilon_R)(y_t - \bar{y}) - (1/\varepsilon_R)(h_t - \bar{h}) . \quad (\text{A.33})$$

Appendix 2. Analys och grafer av variabler i VAR-modellen

Sverige

Eftersom variablerna kommer ingå i ett större system så väljer vi att inte analysera dem statistiskt var för sig utan testar istället om VAR(n)-modellen uppfyller statistiska krav men för ändå en kortare diskussion kring vår uppfattning av variablerna för respektive land. Från graf A.1 kan vi se att variablerna Δp_t^a , Δr_t och Δy_t har ett stationärt mönster. Δy_t ser ut att ha en strukturell brytning vid 1993. Variabeln γ_t tycks ha en ”strukturell brytning” vid 1992 då den ökar kraftigt fram dit och sedan avtar i en ihållande nedåtgående trend. Variabeln Δh_t har inte ett stationärt utseende.

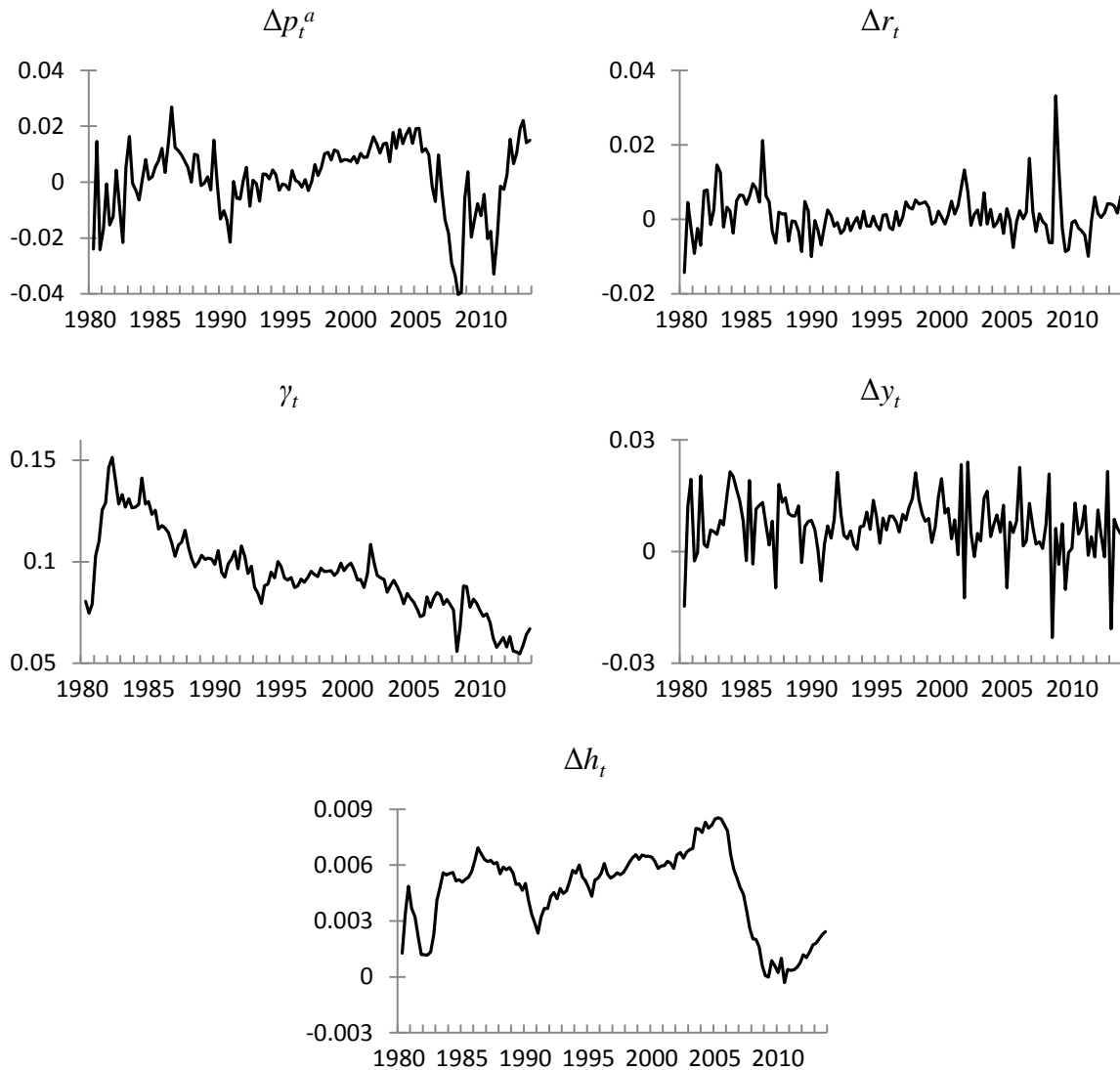
Graf A.1: Sverige. Variablerna i VAR(n)-modellen.



USA

Likt Sverige kan vi se från graf A.2 att variablerna Δp_t^a , Δr_t och Δy_t har ett stationärt mönster medan variablerna γ_t tycks ha en nedåtgående trend och Δh_t har inte ett stationärt utseende.

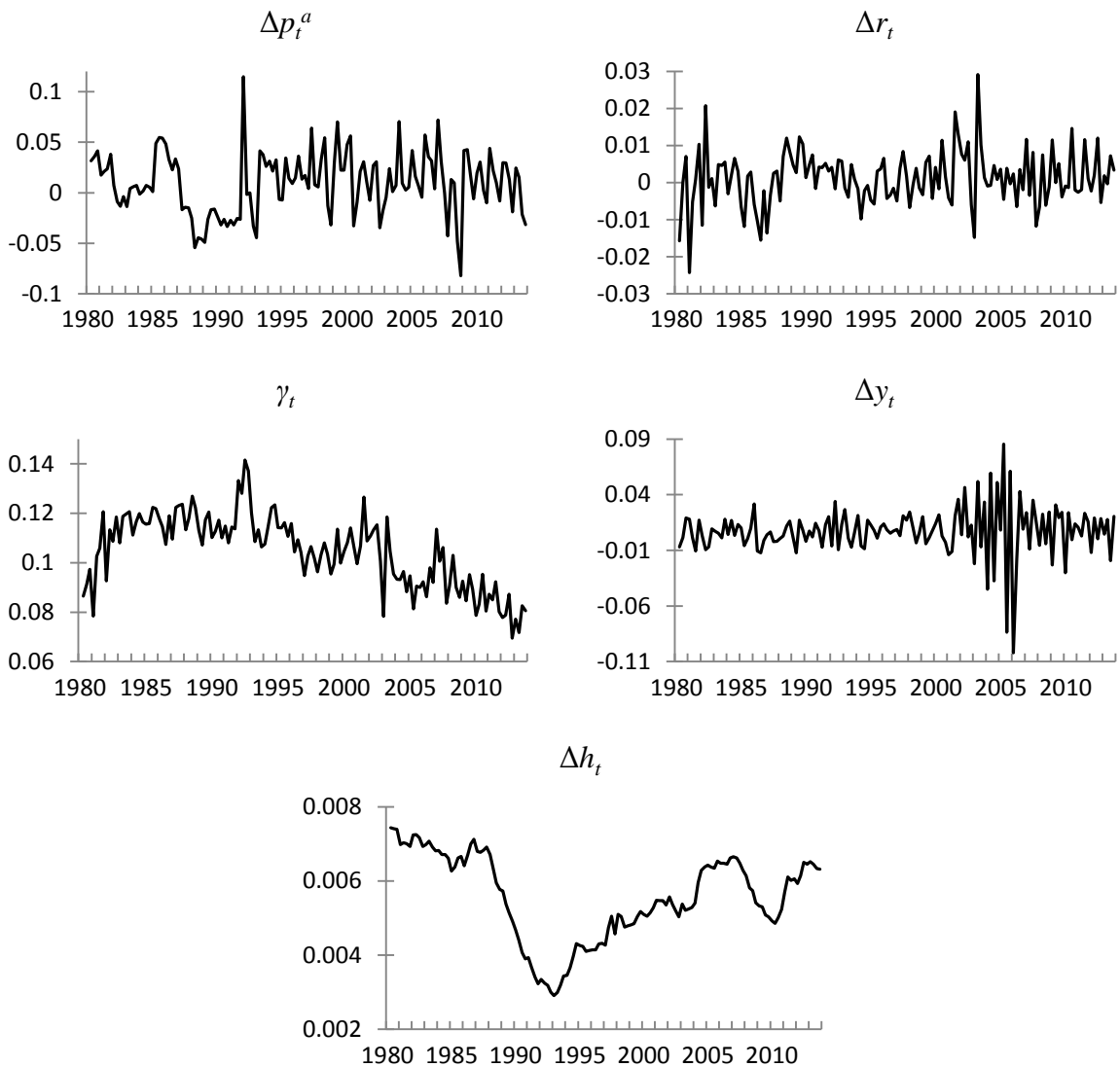
Graf A.2: USA. Variablerna i VAR(n)-modellen.



Norge

Även för Norge kan vi se från graf A.3 att variablerna Δp_t^a , Δr_t och Δy_t har ett stationärt mönster. Variabeln γ_t har en mindre tydlig trend än i jämförelse med Sverige och USA men är fortfarande närvarande. Variabeln Δh_t har inte ett stationärt utseende och eventuellt även en ”strukturell brytning” vid 1993.

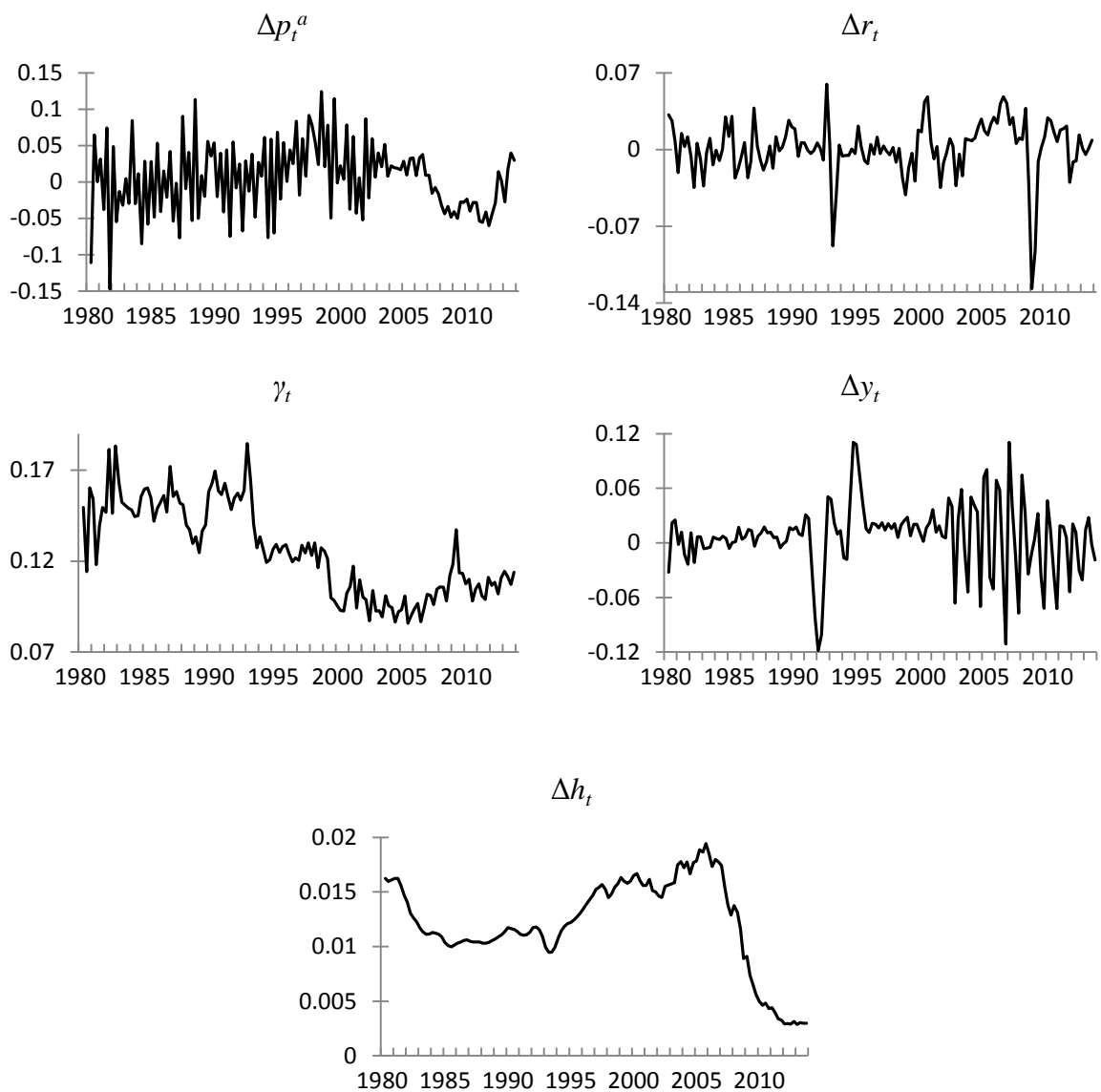
Graf A.3: Norge. Variablerna i VAR(n)-modellen.



Irland

I enighet med övriga länder kan vi se från graf A.4 att variablerna Δp_t^a , Δr_t och Δy_t har ett stationärt mönster. Till skillnad från övriga länder tycks Δp_t^a och Δy_t ha en strukturell brytning vid 2002 - 2003. Likt Norge finns en svagt nedåtgående trend för γ_t . Inte heller Irland uppvisar ett stationärt utseende för variabeln Δh_t och tycks ha en strukturell brytning vid 2006.

Graf A.4: Irland. Variablerna i VAR(n)-modellen.



Appendix 3. Univariata testresultat för delregressioner i VAR-modellen

Sverige

Tabell A.1: Sverige. Univariata tester för varje delregression i VAR-modellen.

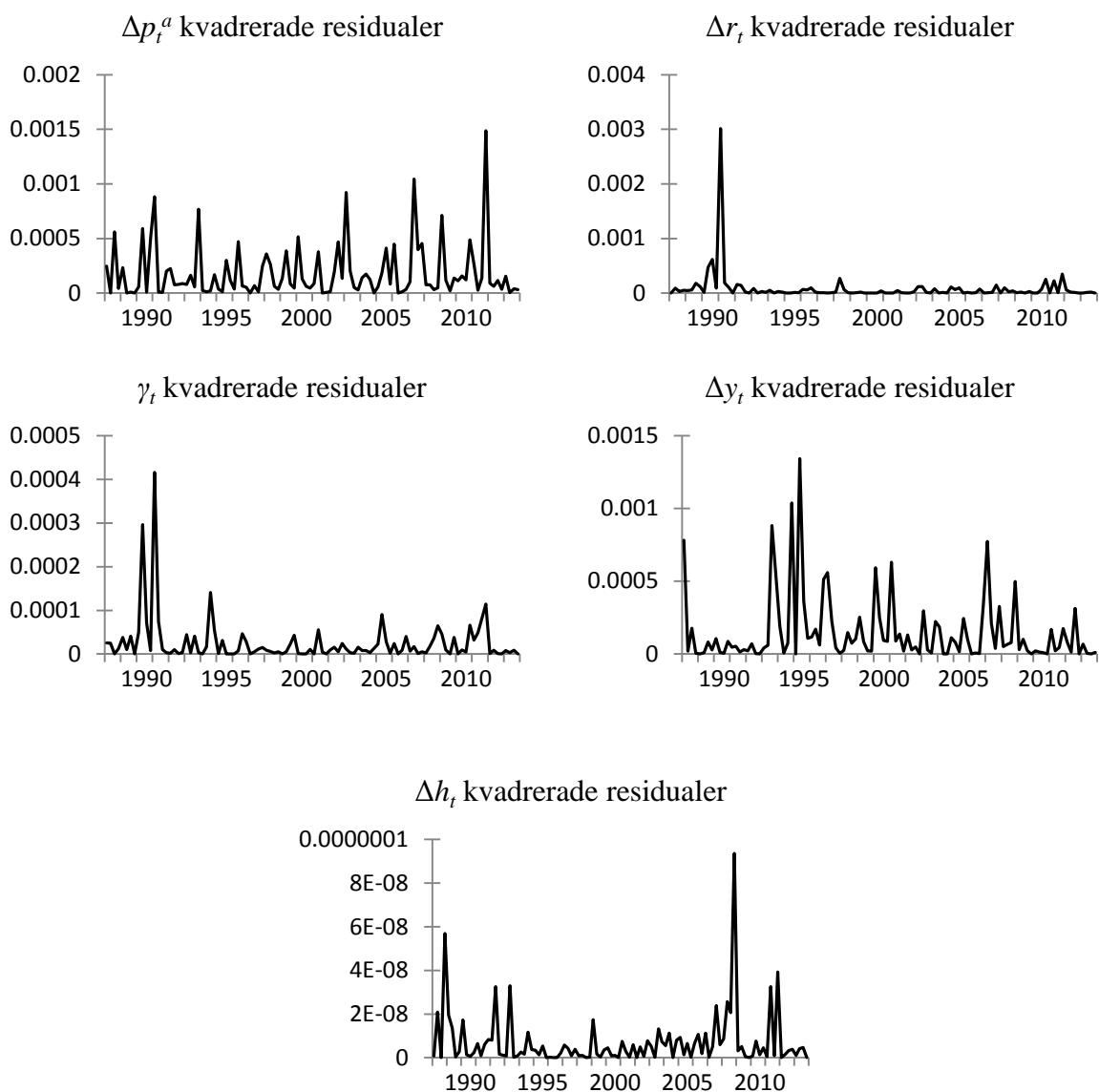
| Variabel | Ljung Box | ARCH | Jarque Bera |
|----------------|--------------------|-------|-------------|
| Δp_t^a | 1.000 ⁵ | 0.420 | 0.847 |
| Δr_t | 0.870 | 0.581 | 0.000 |
| γ_t | 0.387 | 0.005 | 0.000 |
| Δy_t | 0.545 | 0.462 | 0.600 |
| Δh_t | 0.379 | 0.608 | 0.011 |

Notera att regressionerna för varje enskild variabel har utförts med samma antal laggar som bestämts av de multivariata testerna.

Univariata tester för varje variabel har utförts för autokorrelation, heteroskedasticitet och normalitet för samtliga länder. Test för autokorrelation har utförts med Ljung Box-test med 6 laggar, test för heteroskedasticitet har utförts med ARCH-test med 6 laggar och test för normalitet har utförts med Jarque Bera-test. Inga variabler uppvisar autokorrelation enligt Ljung Box-testet. För alla variabler förutom γ_t kan vi förkasta H_0 att det finns en ARCH-effekt (heteroskedasticitet). Som tidigare nämnt har existensen av en ARCH-effekt försumbar betydelse för de direkta uträkningarna. Så γ_t :s utfall kommer därför inte behandlas vidare och samma sak gäller för resterande länder. Men man kan spekulera i om inte skillnaden i varians i variablerna kan påverka beslutsfattandet hos hushållen. Dock är en modellering av variansen och modifiering av modellen utanför ramen för denna undersökning. Jarque Bera-testet uppvisar att Δp_t^a och Δh_t^a har normalfördelade residualer. Utfallet gällande normalitet för resterande variabler kommer inte att behandlas vidare på grund av försumbar betydelse för regressionen likt tidigare nämnt och samma sak gäller för resterande länder men kan vara av intresse att modellen är normalfördelad i vissa delmoment fast den inte klarar testerna för normalitet i de multivariata fallen. I enighet med testresultaten kan vi se från graf A.5 att γ_t har varierad grad av varians över tid, med speciellt hög varians perioden 1989-1991, vilket är i linje med ARCH-testet. Resterande variabler tycks ha relativt konstant varians med vissa spikar.

⁵ Redovisat resultat är för lagg 1 från Ljung Box testets statistik.

Graf A.5: Sverige. Kvadrerade residualer för variablerna i VAR-modellen.



USA

Tabell A.2: USA. Univariata tester för varje delregression i VAR-modellen.

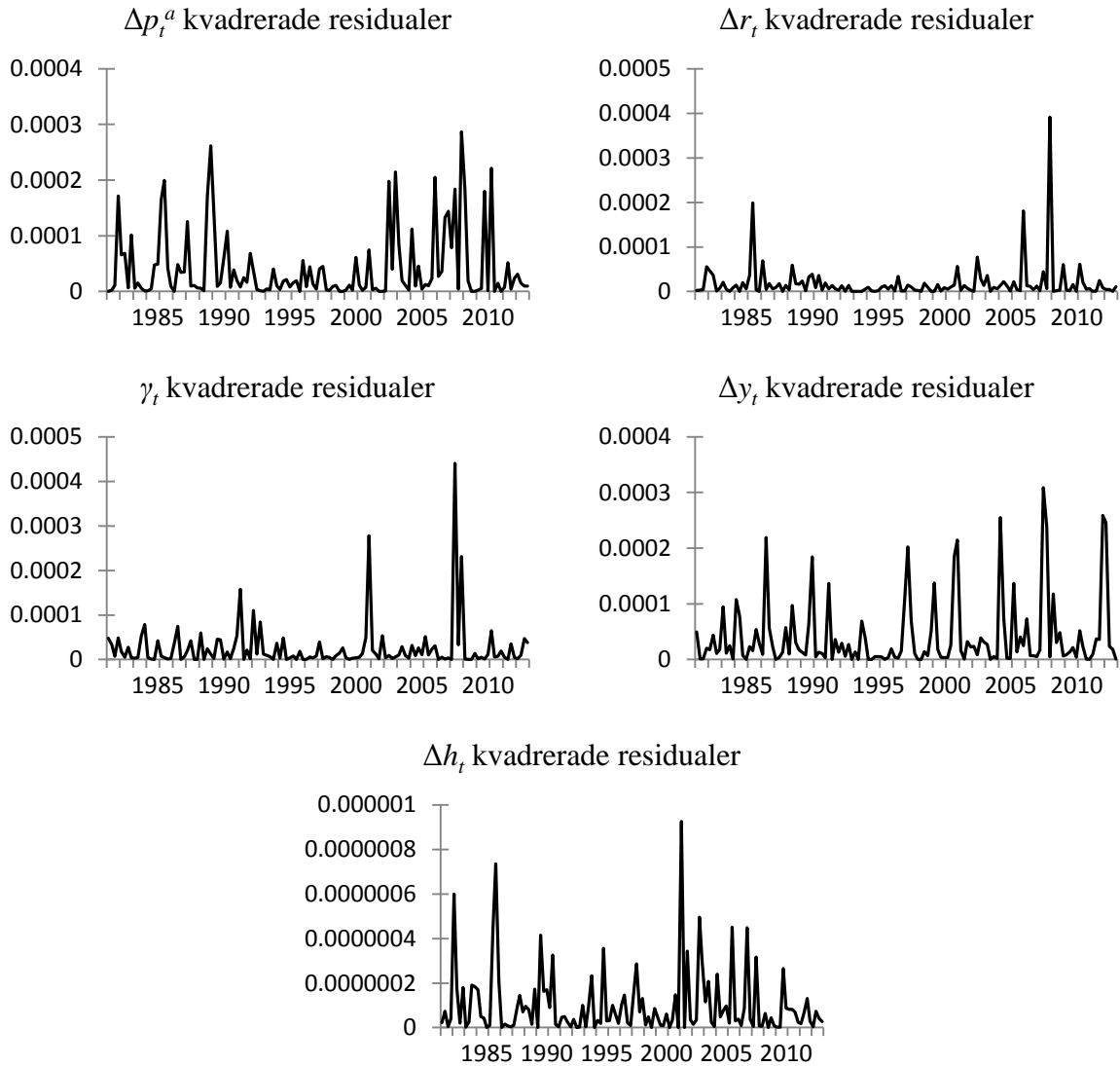
| Variabel | Ljung Box | ARCH | Jarque Bera |
|----------------|-----------|-------|-------------|
| Δp_t^a | 0.911 | 0.122 | 0.489 |
| Δr_t | 0.822 | 0.996 | 0.000 |
| γ_t | 0.688 | 0.246 | 0.000 |
| Δy_t | 0.995 | 0.032 | 0.695 |
| Δh_t | 0.768 | 0.855 | 0.751 |

Notera att regressionerna för varje enskild variabel har utförts med samma antal laggar som bestämts av de multivariata testerna.

Inga variabler visar tecken på autokorrelation. Test för ARCH-effekt visar på att vi kan förkasta H_0 för alla variabler förutom Δy_t . Från graf A.6 kan vi se att Δy_t har ett ARCH-mönster, även Δp_t^a har ett visst ARCH-mönster och har ett lågt p-värde i jämförelse med

resterande variabler men inte tillräckligt lågt för att förkastas ens på en 10 procent signifikansnivå. Jarque Bera-testet visar att Δp_t^a , Δy_t och Δh_t har normalfördelade residualer men för Δr_t och γ_t kan vi inte dra samma slutsats.

Graf A.6: USA. Kvadrerade residualer för variablerna i VAR-modellen.



Norge

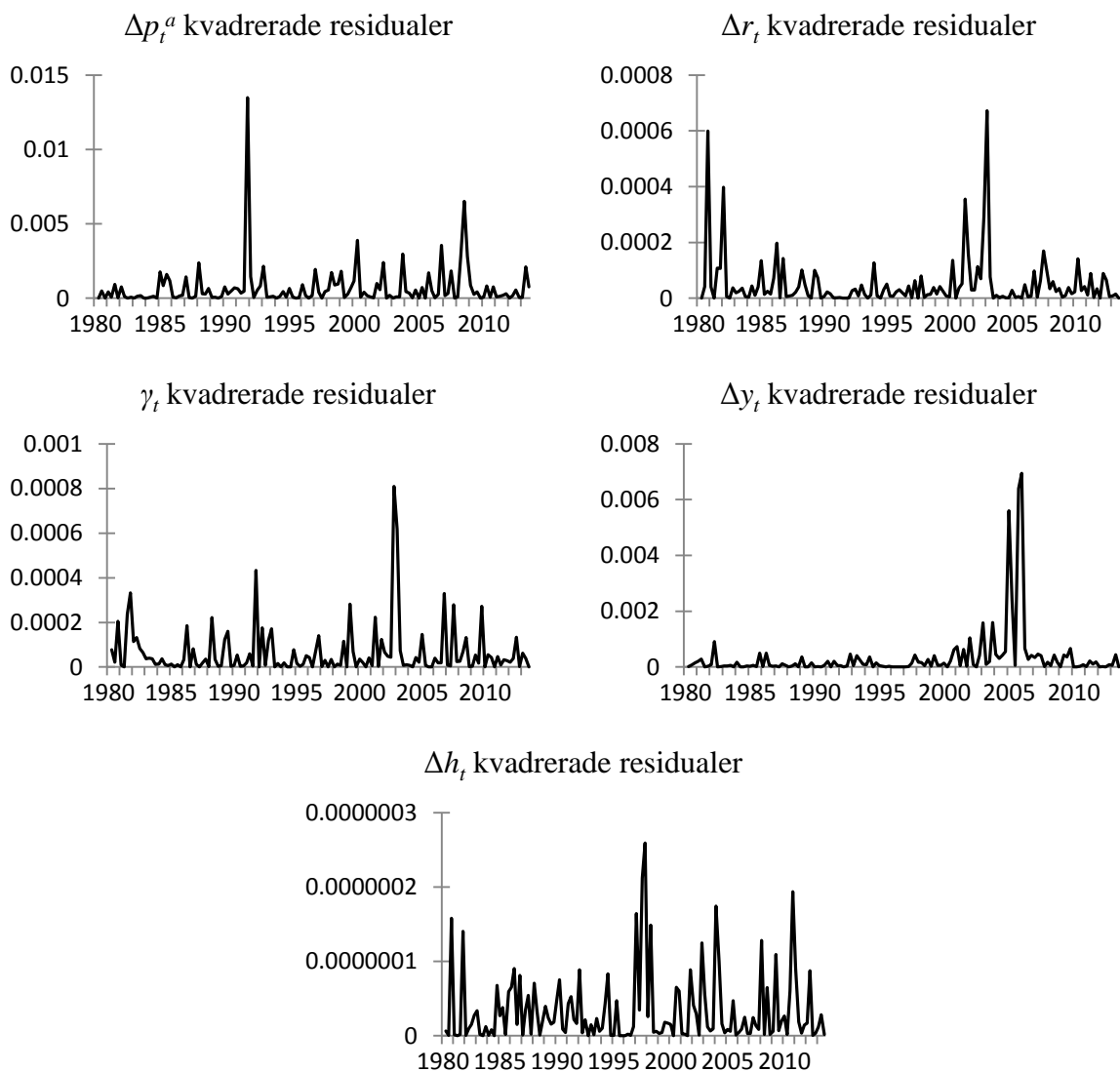
Tabell A.3: Norge. Univariata tester för varje delregression i VAR-modellen.

| Variabel | Ljung Box | ARCH | Jarque Bera |
|----------------|-----------|-------|-------------|
| Δp_t^a | 0.547 | 0.876 | 0.000 |
| Δr_t | 0.976 | 0.031 | 0.001 |
| γ_t | 0.298 | 0.297 | 0.044 |
| Δy_t | 0.780 | 0.000 | 0.000 |
| Δh_t | 0.175 | 0.468 | 0.528 |

Notera att regressionerna för varje enskild variabel har utförts med samma antal laggar som bestämts av de multivariata testerna.

Inga variabler visar tecken på autokorrelation. Noterbart är att även den interpolerade serien Δp_t^a uppvisar ett högt p-värde. Test för ARCH-effekt visar på att vi kan förkasta H_0 för Δp_t^a , γ_t och Δh_t men inte för Δr_t och Δy_t . Från graf A.7 kan vi se att både Δr_t och Δy_t har relativt tydliga ARCH-mönster. Endast Δh_t uppvisar tecken på normalfördelade residualer.

Graf A.7: Norge. Kvadrerade residualer för variablerna i VAR-modellen.



Irland

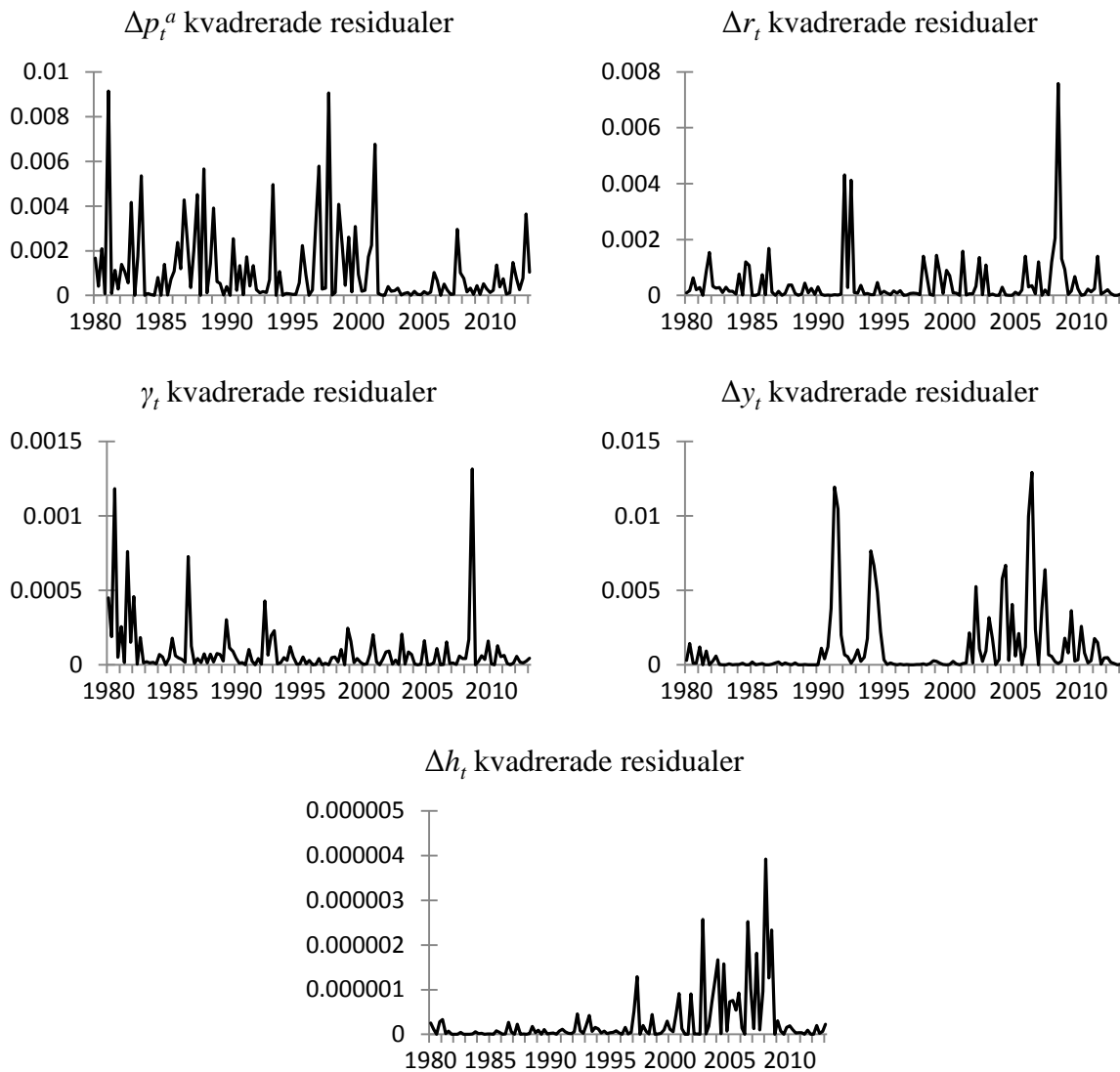
Tabell A.4: Irland. Univariata tester för varje delregression i VAR-modellen.

| Variabel/Test | Ljung Box | ARCH | Jarque Bera |
|----------------|-----------|-------|-------------|
| Δp_t^a | 0.630 | 0.184 | 0.626 |
| Δr_t | 0.903 | 0.086 | 0.000 |
| γ_t | 0.906 | 0.358 | 0.000 |
| Δy_t | 0.583 | 0.000 | 0.000 |
| Δh_t | 0.377 | 0.000 | 0.000 |

Notera att regressionerna för varje enskild variabel har utförts med samma antal laggar som bestämts av de multivariata testerna.

Inga variabler visar tecken på autokorrelation. Noterbart är att även den interpolerade serien Δh_t uppvisar ett högt p-värde i Ljung Box-testet. Test för ARCH-effekt visar på att vi kan förkasta H_0 för Δp_t^a , Δr_t och γ_t men inte för Δy_t och Δh_t . Från graf A.8 kan vi se att både Δy_t och Δh_t uppvisar tydliga ARCH-mönster. Även Δr_t uppvisar ett visst ARCH-mönster men kan som sagt inte förkastas på en 5 procent signifikansnivå. Endast Δp_t^a uppvisar tecken på normalfördelade residualer enligt Jarque Bera-testet.

Graf A.8: Irland. Kvadrerade residualer för variablerna i VAR-modellen.



Appendix 4. Tabeller med VECM-resultat av interaktionen mellan fundamentala och faktiska bostadspriser

Tabell A.5: Sverige, test för kointegration, stationaritets av bostadsprisgapet och estimat av justeringstakttermerna.

| Modell | Johansens kointegrationstest | | | | |
|---|------------------------------|---------------|------------------------|--------------------|-------------------|
| | Ingen KV | Som mest 1 KV | $\beta = [1 \quad -1]$ | α_1 | α_2 |
| Hyresmodell | 0.006 | 0.412 | 0.000 | -0.105 [-1.736] | 0.149 [4.893] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 1$ | 0.019 | 0.167 | 0.031 | -0.056 [-1.075] | 0.093 [4.332] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 0.75$ | 0.023 | 0.142 | 0.068 | -0.052 [-1.028] | 0.087 [4.191] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 0.5$ | 0.033 | 0.104 | 0.220 | -0.052 [-1.057] | 0.076 [3,874] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.75, \varepsilon_R = 1$ | 0.013 | 0.168 | 0.017 | -0.058 [-1.098] | 0.097 [4.490] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.5, \varepsilon_R = 1$ | 0.009 | 0.170 | 0.009 | -0.060 [-1.134] | 0.101 [4.639] |

Alla tester och estimat är utförda med en restriktiv trend och med en lag för Sverige. Antalet laggar har bestämts enligt Schwarz information kriterium. Kolumn ett och två redovisar p-värdena för Johansens kointegrationstest där nollhypotesen är antingen ”ingen KV” eller ”som mest en KV”. Kolumn tre redovisar p-värdena för stationaritetsstestet där nollhypotesen är restriktionen $\beta = [1 \quad -1]$ håller. Kolumn fyra och fem redovisar estimaten av justeringstakttermerna med respektive t-värde inom klammarna.

Tabell A.6: USA, test för kointegration, stationaritets av bostadsprisgapet och estimat av justeringstakttermerna.

| Modell | Johansens kointegrationstest | | | | |
|---|------------------------------|---------------|------------------------|--------------------|--------------------|
| | Ingen KV | Som mest 1 KV | $\beta = [1 \quad -1]$ | α_1 | α_2 |
| Hyresmodell | 0.019 | 0.509 | 0.000 | -0.236 [-4.676] | 0.017 [1.588] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 1$ | 0.016 | 0.414 | 0.000 | -0.232 [-4.580] | 0.022 [2.153] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 0.75$ | 0.027 | 0.509 | 0.000 | -0.231 [-4.470] | 0.015 [1.473] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 0.5$ | 0.027 | 0.467 | 0.000 | -0.216 [-4.387] | 0.015 [1.561] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.75, \varepsilon_R = 1$ | 0.027 | 0.540 | 0.000 | -0.250 [-4.574] | 0.014 [1.313] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.5, \varepsilon_R = 1$ | 0.026 | 0.550 | 0.000 | -0.262 [-4.636] | 0.0128 [1.208] |

Alla tester och estimat är utförda med en restriktiv trend och med en lag för USA. Antalet laggar har bestämts enligt Schwarz information kriterium. Kolumn ett och två redovisar p-värdena för Johansens kointegrationstest där nollhypotesen är antingen ”ingen KV” eller ”som mest en KV”. Kolumn tre redovisar p-värdena för stationaritetsstestet där nollhypotesen är restriktionen $\beta = [1 \quad -1]$ håller. Kolumn fyra och fem redovisar estimaten av justeringstakttermerna med respektive t-värde inom klammarna.

Tabell A.7: Norge, test för kointegration, stationäritet av bostadsprisgapet och estimat av justeringstaktstermerna.

| Modell | Johansens kointegrationstest | | | | |
|---|------------------------------|---------------|------------------------|--------------------|-------------------|
| | Ingen KV | Som mest 1 KV | $\beta = [1 \quad -1]$ | α_1 | α_2 |
| Hyresmodell | 0.116 | 0.716 | 0.000 | -0.186 [-4.377] | 0.073 [2.123] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1. \varepsilon_R = 1$ | 0.102 | 0.597 | 0.000 | -0.176 [-4.156] | 0.081 [2.328] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1. \varepsilon_R = 0.75$ | 0.105 | 0.494 | 0.000 | -0.163 [-3.976] | 0.076 [2.358] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1. \varepsilon_R = 0.5$ | 0.103 | 0.323 | 0.003 | -0.144 [-3.672] | 0.066 [2.368] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.75. \varepsilon_R = 1$ | 0.096 | 0.632 | 0.000 | -0.184 [-4.243] | 0.087 [2.374] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.5. \varepsilon_R = 1$ | 0.093 | 0.664 | 0.000 | -0.194 [-4.310] | 0.093 [2.408] |

Alla tester och estimat är utförda med en restriktiv trend och med en lag för Norge. Antalet laggar har bestämts enligt Schwarz information kriterium. Kolumn ett och två redovisar p-värdena för Johansens kointegrationstest där nollhypotesen är antingen ”ingen KV” eller ”som mest en KV”. Kolumn tre redovisar p-värdena för stationäritetstestet där nollhypotesen är restriktionen $\beta = [1 \quad -1]$ håller. Kolumn fyra och fem redovisar estimaten av justeringstaktstermerna med respektive t-värde inom klammrarna.

Tabell A.8: Irland, test för kointegration, stationäritet av bostadsprisgapet och estimat av justeringstaktstermerna.

| Modell | Johansens kointegrationstest | | | | |
|---|------------------------------|---------------|------------------------|--------------------|--------------------|
| | Ingen KV | Som mest 1 KV | $\beta = [1 \quad -1]$ | α_1 | α_2 |
| Hyresmodell | 0.001 | 0.401 | 0.000 | -0.391 [-5.711] | -0.042 [-0.974] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1. \varepsilon_R = 1$ | 0.063 | 0.299 | 0.001 | -0.128 [-2.332] | 0.076 [2.802] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1. \varepsilon_R = 0.75$ | 0.071 | 0.320 | 0.238 | -0.119 [-2.281] | 0.063 [2.790] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1. \varepsilon_R = 0.5$ | 0.075 | 0.345 | 0.764 | -0.112 [-2.300] | 0.047 [2.737] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.75. \varepsilon_R = 1$ | 0.055 | 0.258 | 0.020 | -0.142 [-2.478] | 0.086 [2.752] |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.5. \varepsilon_R = 1$ | 0.045 | 0.211 | 0.009 | -0.166 [-2.773] | 0.094 [2.599] |

Alla tester och estimat är utförda med en restriktiv trend och med fyra laggar för Irland. Antalet laggar har bestämts enligt Schwarz information kriterium. Kolumn ett och två redovisar p-värdena för Johansens kointegrationstest där nollhypotesen är antingen ”ingen KV” eller ”som mest en KV”. Kolumn tre redovisar p-värdena för stationäritetstestet där nollhypotesen är restriktionen $\beta = [1 \quad -1]$ håller. Kolumn fyra och fem redovisar estimaten av justeringstaktstermerna med respektive t-värde inom klammrarna.

Appendix 5. Tabeller med resultat från Grangerkausalitetstest

Tabell A.9: Sverige, Grangerkausalitetstest mellan logaritmerade fundamentala bostadspriser, p_t^f , och logaritmerade faktiska bostadspriser, p_t^a .

| Modell | Grangerkausalitet | P-värde |
|--|---------------------------|---------|
| Hyresmodell | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.7580 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0000 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 1$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.4842 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0000 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 0.75$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.5279 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0000 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 0.5$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.6293 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0000 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.75, \varepsilon_R = 1$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.3989 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0000 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.5, \varepsilon_R = 1$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.4630 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0000 |

Tabell A.10: USA, Grangerkausalitetstest mellan logaritmerade fundamentala bostadspriser, p_t^f , och logaritmerade faktiska bostadspriser, p_t^a .

| Modell | Grangerkausalitet | P-värde |
|--|---------------------------|---------|
| Hyresmodell | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.4411 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0473 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 1$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.6893 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0651 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 0.75$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.6120 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0392 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 0.5$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.4770 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0037 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.75, \varepsilon_R = 1$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.6936 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.1742 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.5, \varepsilon_R = 1$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.8494 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.2234 |

Tabell A.11: Norge, Grangerkausalitetstest mellan logaritmerade fundamentala bostadspriser, p_t^f , och logaritmerade faktiska bostadspriser, p_t^a .

| Modell | Grangerkausalitet | P-värde |
|--|---------------------------|---------|
| Hyresmodell | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.0019 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0050 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 1$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.1142 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0552 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 0.75$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.0368 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0944 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 0.5$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.0001 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.7737 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.75, \varepsilon_R = 1$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.0830 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0968 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.5, \varepsilon_R = 1$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.0737 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.1614 |

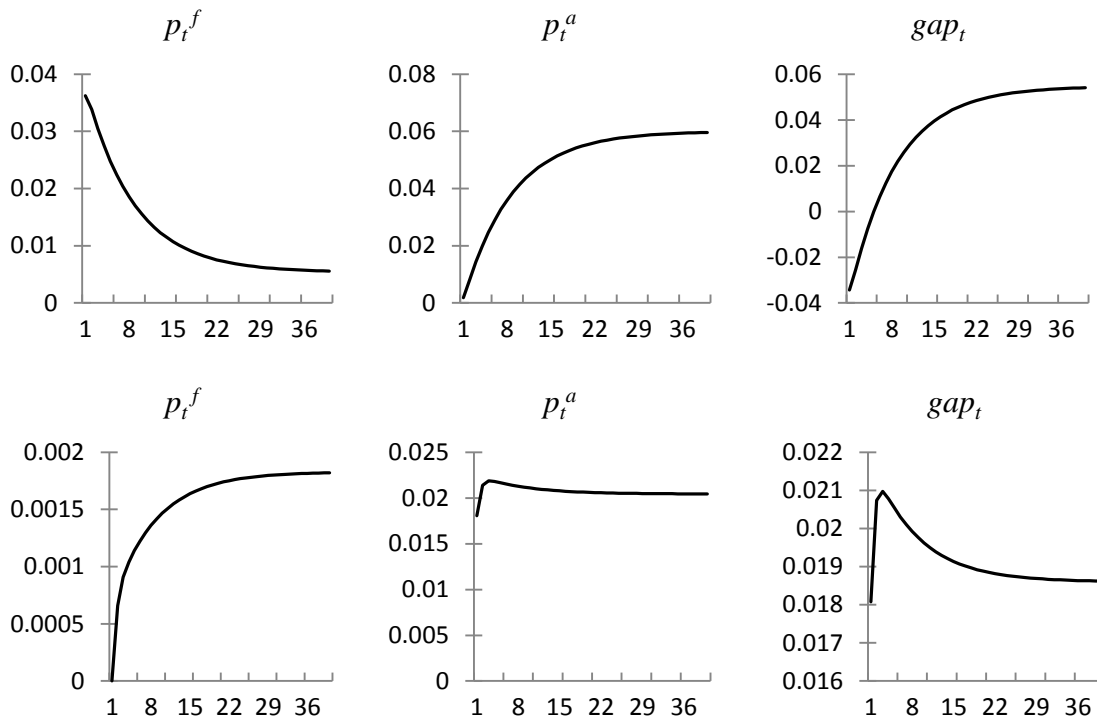
Tabell A.12: Irland, Grangerkausalitetstest mellan logaritmerade fundamentala bostadspriser, p_t^f , och logaritmerade faktiska bostadspriser, p_t^a .

| Modell | Grangerkausalitet | P-värde |
|--|---------------------------|---------|
| Hyresmodell | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.0473 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0005 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 1$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.5261 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0277 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 0.75$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.6047 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0517 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 1, \varepsilon_R = 0.5$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.6729 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.1073 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.75, \varepsilon_R = 1$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.6191 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0353 |
| U-E-modell $\varepsilon_Y = 0.5, \varepsilon_R = 1$ | $p_t^a \rightarrow p_t^f$ | 0.3699 |
| | $p_t^f \rightarrow p_t^a$ | 0.0391 |

Appendix 6. Grafer av *impulse response function*-analysen

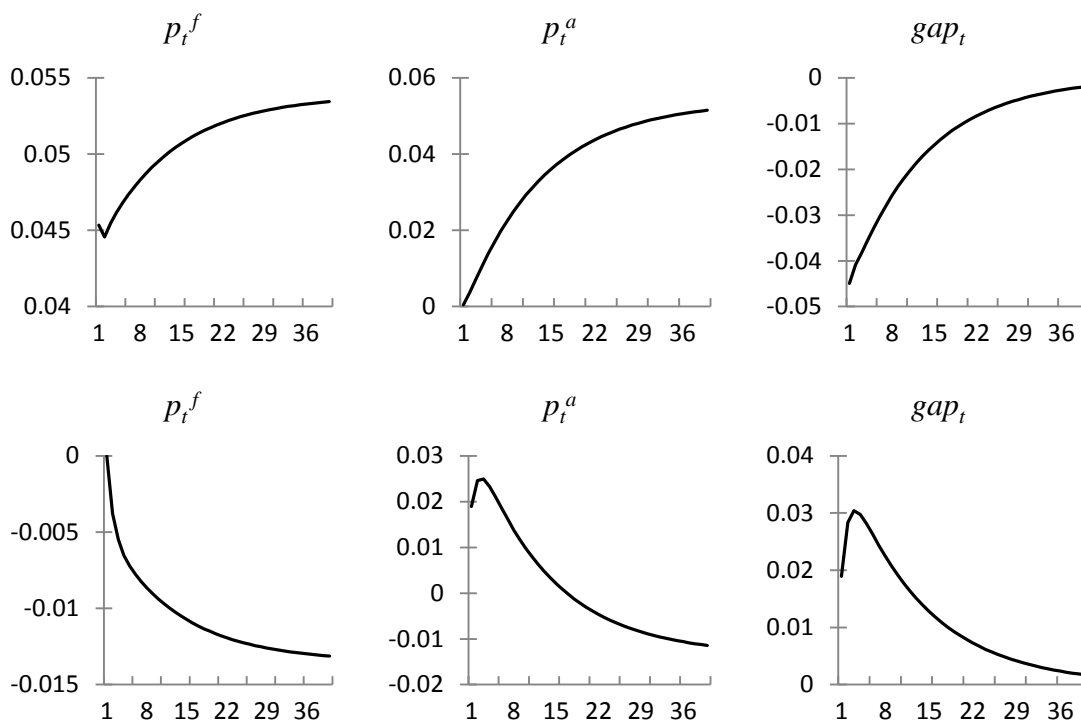
Inför studiet av graferna så kan vi repetera teorin bakom modellen vilken säger att de fundamentala bostadspriserna skall ligga till grund för de faktiska. Det innebär att vid en avvikelse från jämvikt i de fundamentala så skapas en ny teoretisk jämvikt mot vilken de faktiska justerar sig. Om en avvikelse istället uppstår i de faktiska priserna så skall det inte påverka de fundamentala utan de faktiska skall återgå till sitt ursprungsläge. Vid tolkning av graferna innebär det att om alla hypoteser för modellen är uppfyllda så skall de fundamentala priserna, efter en avvikelse i dessa, inta en ny permanent nivå och de faktiska priserna skall konvergera mot denna över tid. Priskgapet blir negativt och skall konvergera mot noll. Om avvikelsen sker i de faktiska priserna så skall de fundamentala inte påverkas medan kurvan för de faktiska skall konvergera mot noll över tid. Priskgapet blir positivt och skall konvergera mot noll.

Graf A.9: Sverige med hyresmodellen. IRF där de översta graferna visar på effekten av en standardavvikelse i logaritmerade fundamentala priser, p_t^f , och de undre graferna visar effekten av en avvikelse i de logaritmerade faktiska priserna, p_t^a . Tidsperioden är 40 kvartal.



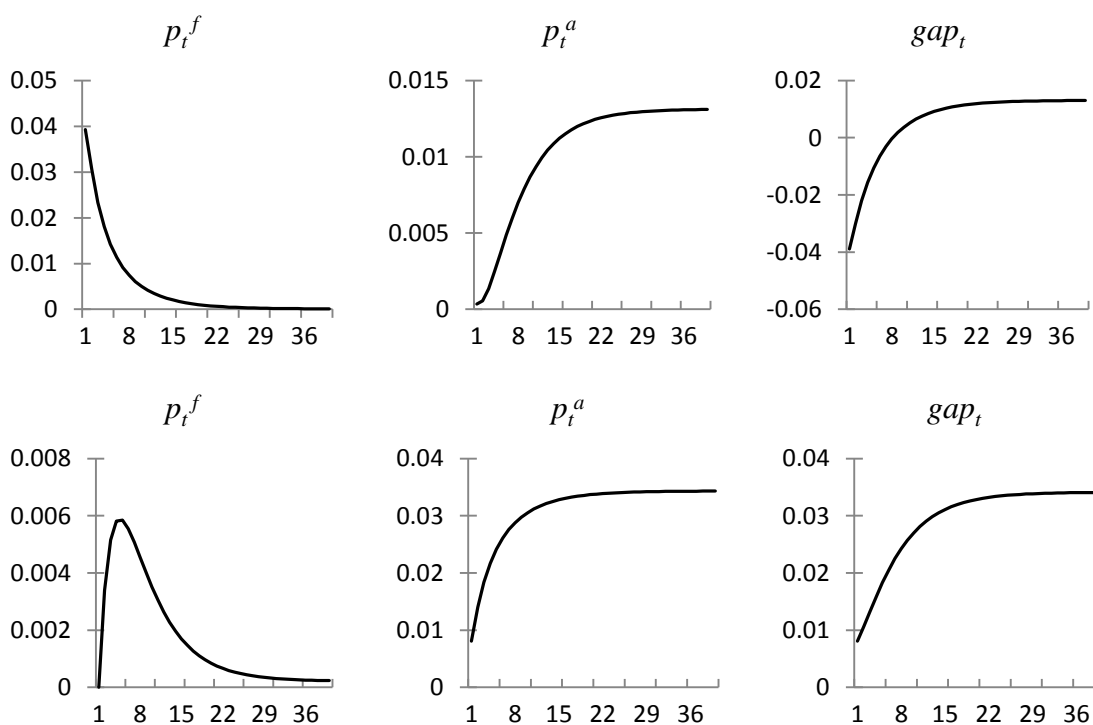
Notera att variablerna i samtliga IRF test är ordnade med p_t^f först och p_t^a därefter.

Graf A.10: Sverige med U-E-modellen där $\varepsilon_Y = \varepsilon_R = 1$. IRF där de översta graferna visar på effekten av en standardavvikelse i logaritmerade fundamentala priser, p_t^f , och de undre graferna visar effekten av en avvikelse i de logaritmerade faktiska priserna, p_t^a . Tidsperioden är 40 kvartal.



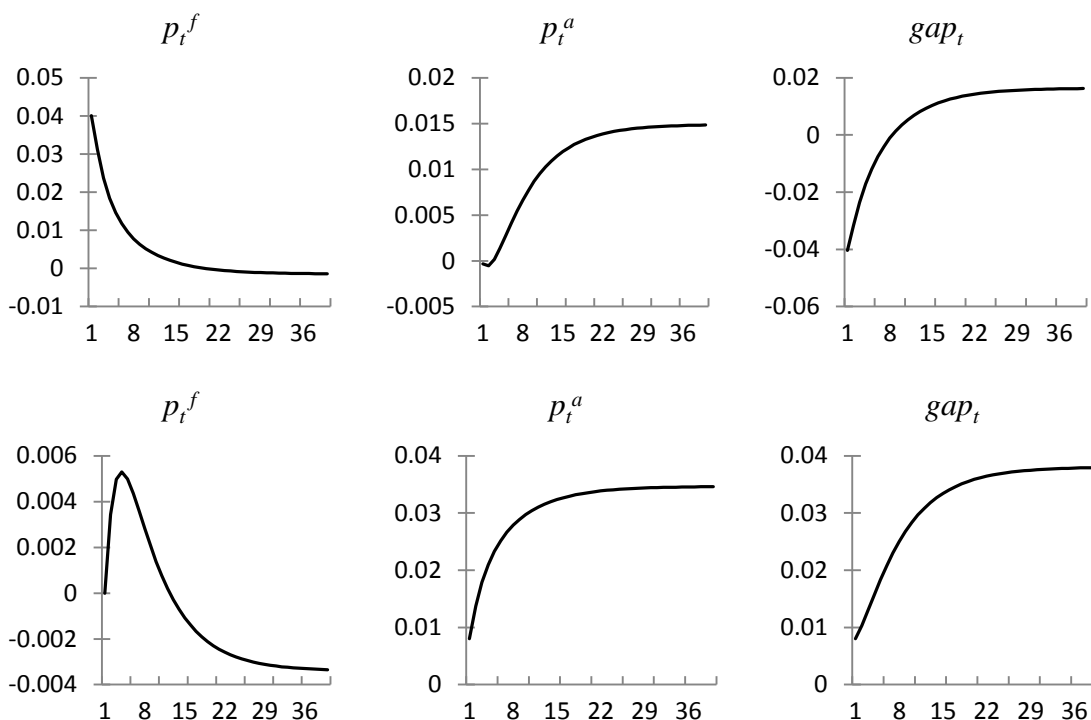
Notera att variablerna i samtliga IRF test är ordnade med p_t^f först och p_t^a därefter.

Graf A.11: USA med hyresmodellen. IRF där de översta graferna visar på effekten av en standardavvikelse i logaritmerade fundamentala priser, p_t^f , och de undre graferna visar effekten av en avvikelse i de logaritmerade faktiska priserna, p_t^a . Tidsperioden är 40 kvartal.



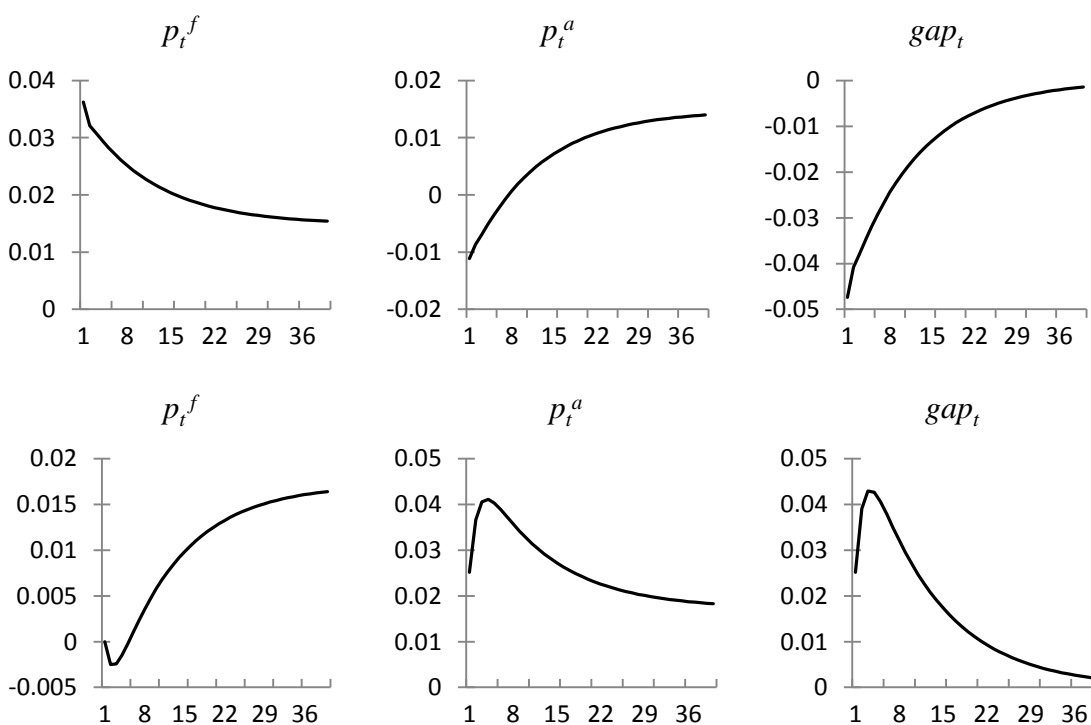
Notera att variablerna i samtliga IRF test är ordnade med p_t^f först och p_t^a därefter.

Graf A.12: USA med U-E-modellen där $\varepsilon_Y = \varepsilon_R = 1$. IRF där de översta graferna visar på effekten av en standardavvikelse i logaritmerade fundamentala priser, p_t^f , och de undre graferna visar effekten av en avvikelse i de logaritmerade faktiska priserna, p_t^a . Tidsperioden är 40 kvartal.



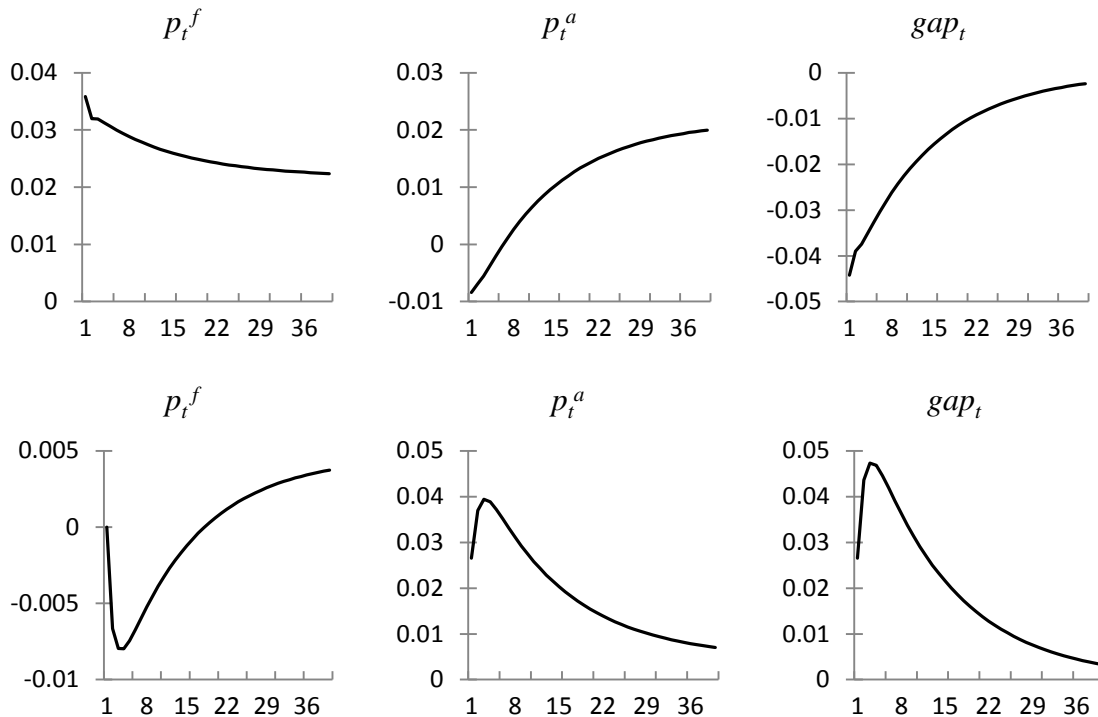
Notera att variablerna i samtliga IRF test är ordnade med p_t^f först och p_t^a därefter.

Graf A.13: Norge med hyresmodellen. IRF där de översta graferna visar på effekten av en standardavvikelse i logaritmerade fundamentala priser, p_t^f , och de undre graferna visar effekten av en avvikelse i de logaritmerade faktiska priserna, p_t^a . Tidsperioden är 40 kvartal.



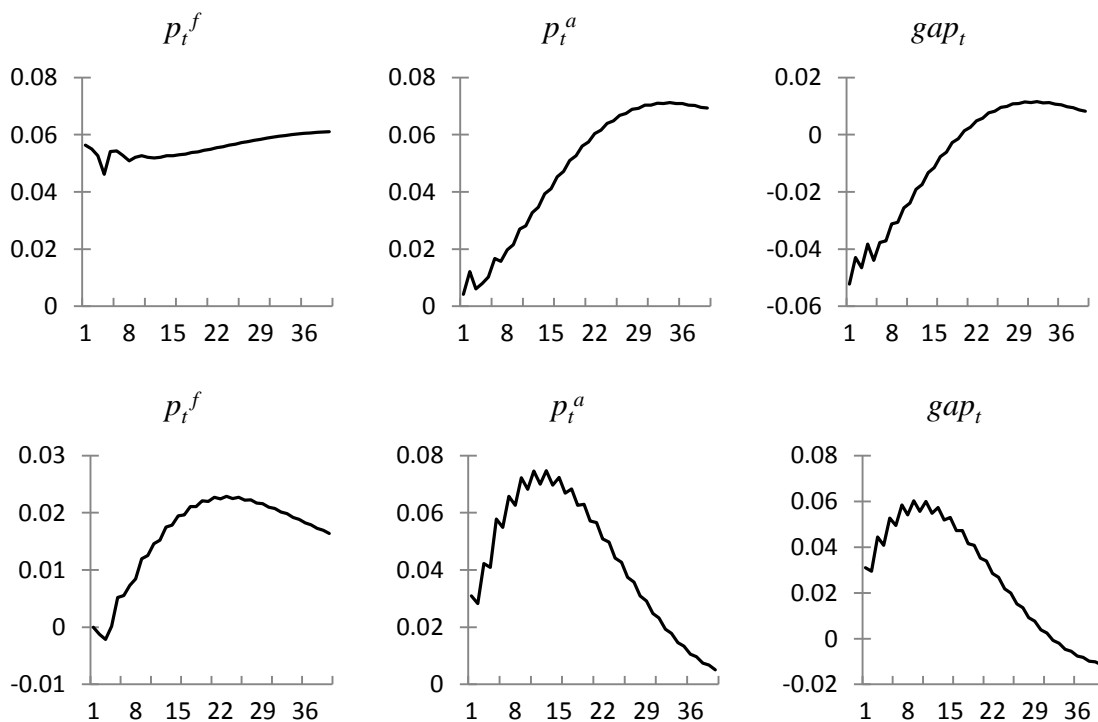
Notera att variablerna i samtliga IRF test är ordnade med p_t^f först och p_t^a därefter.

Graf A.14: Norge med U-E-modellen där $\varepsilon_Y = \varepsilon_R = 1$. IRF där de översta graferna visar på effekten av en standardavvikelse i logaritmerade fundamentala priser, p_t^f , och de undre graferna visar effekten av en avvikelse i de logaritmerade faktiska priserna, p_t^a . Tidsperioden är 40 kvartal.



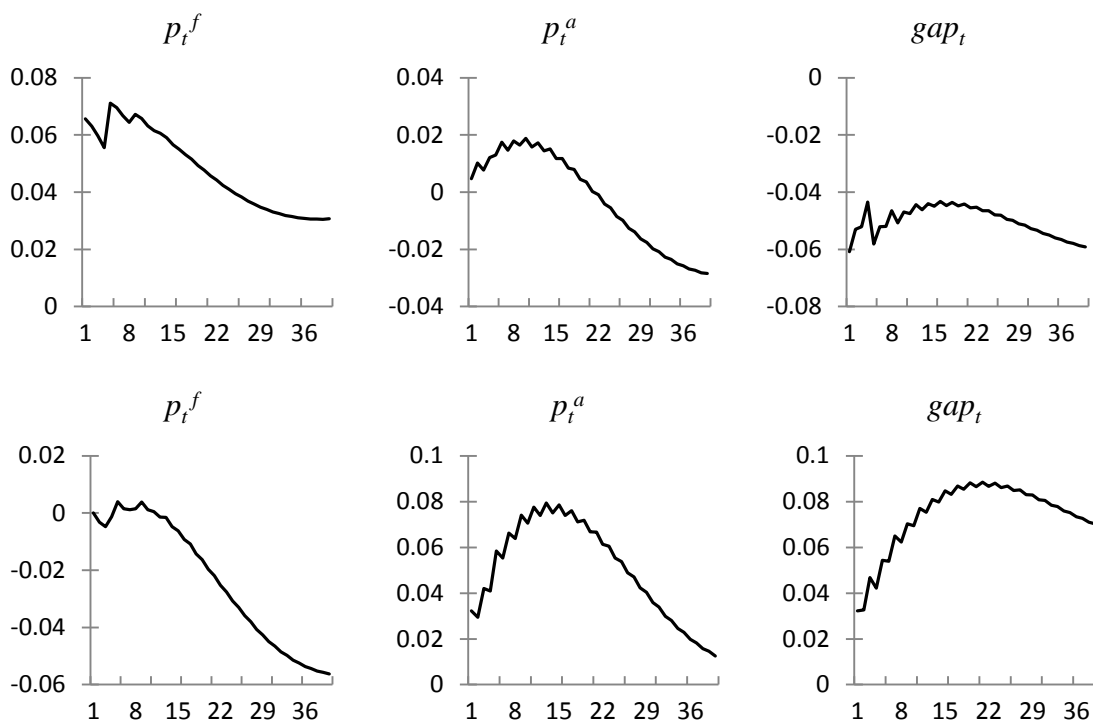
Notera att variablerna i samtliga IRF test är ordnade med p_t^f först och p_t^a därefter.

Graf A.15: Irland med hyresmodellen. IRF där de översta graferna visar på effekten av en standardavvikelse i logaritmerade fundamentala priser, p_t^f , och de undre graferna visar effekten av en avvikelse i de logaritmerade faktiska priserna, p_t^a . Tidsperioden är 40 kvartal.



Notera att variablerna i samtliga IRF test är ordnade med p_t^f först och p_t^a därefter.

Graf A.16: Irland med U-E-modellen där $\varepsilon_Y = \varepsilon_R = 1$. IRF där de översta graferna visar på effekten av en standardavvikelse i logaritmerade fundamentala priser, p_t^f , och de undre graferna visar effekten av en avvikelse i de logaritmerade faktiska priserna, p_t^a . Tidsperioden är 40 kvartal.



Notera att variablerna i samtliga IRF test är ordnade med p_t^f först och p_t^a därefter.