

Specialstudier

Nr 41. Juni 2014



Makroekonomiska effekter av
ett bostadsprisfall i Sverige



Konjunkturinstitutet är en statlig myndighet under Finansdepartementet. Våra prognoser används som beslutsunderlag för den ekonomiska politiken i Sverige. Vi analyserar också den ekonomiska utvecklingen, i Sverige och internationellt, samt forskar inom nationalekonomi.

I **Konjunkturbarometern** publicerar vi varje månad statistik över företagens och hushållens syn på den ekonomiska utvecklingen. Undersökningar liknande Konjunkturbarometern görs i alla EU-länder. Europeiska kommissionen delfinansierar medlemsländernas barometerundersökningar.

Rapporten **Konjunkturläget** är främst en prognos för svensk och internationell ekonomi, men innehåller också djupare analyser av aktuella makroekonomiska frågor. Konjunkturläget publiceras fyra gånger per år. **The Swedish Economy** är den engelska översättningen av av rapportens sammanfattning.

I **Lönebildningsrapporten** analyserar vi varje år de samhällsekonomiska förutsättningarna för lönebildningen.

Den årliga rapporten **Miljö, ekonomi och politik** är en översyn och analys av miljöpolitikens samhällsekonomiska aspekter.

Vi publicerar också resultat av utredningar, uppdrag och forskning, i serierna **Specialstudier, Working paper, PM** och som remissvar.

Du kan ladda ner samtliga rapporter från vår webbplats, www.konj.se.



Makroekonomiska effekter av ett bostadsprisfall i Sverige

Innehåll

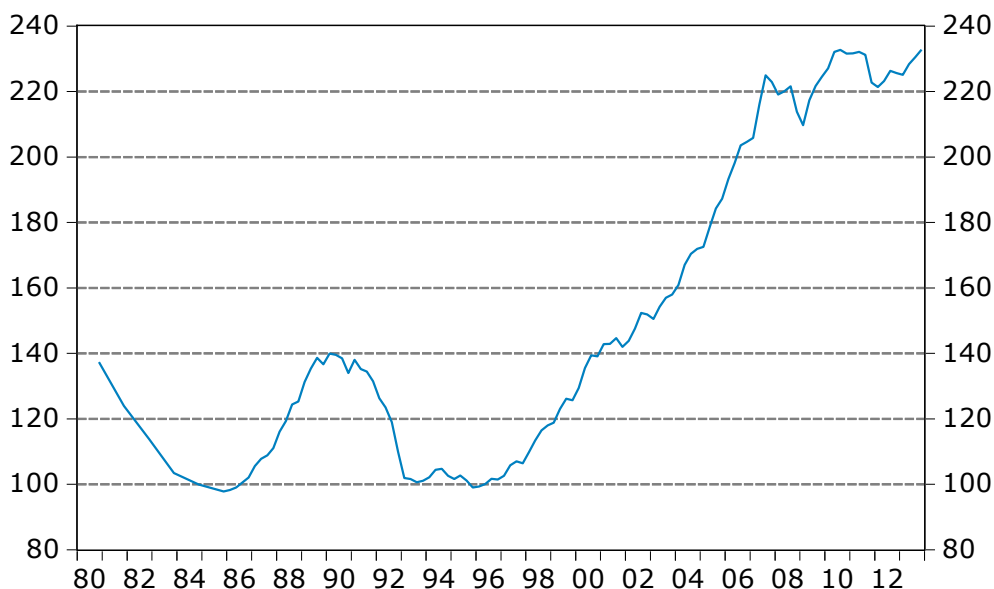
1	Inledning	3
2	En Bayesiansk VAR-modell för att studera makroekonomiska effekter av ett bostadsprisfall	8
2.1	Modellansats	8
2.2	Data	9
2.3	Resultat	12
2.4	Andra modellspecifikationer	15
2.5	Modellresultat i jämförelse med andra studier	16
2.6	Osäkerhet i resultaten	17
3	Sammanfattande diskussion	18
4	Referenser	20
5	Appendix	23

1 Inledning

Svenska bostadspriser har ökat trendmässigt under en längre period och nedgången i samband med finanskrisen 2008-2009 blev kortvarig. Under perioden 1980-2000 fluktuerade priserna visserligen mycket men sjönk sammantaget med drygt 10 procent i reala termer. Därefter har priserna ökat och den reala bostadsprisuppgången 2000-2013 motsvarade ungefär 85 procent (se diagram 1). Denna utveckling förklaras bland annat av hur viktiga underliggande faktorer har utvecklats det senaste decenniet.¹ Utbudet av bostäder har ökat långsamt, samtidigt som realräntan har sjunkit och inkomstutvecklingen bland hushållen har varit god. Bostäder har dessutom gynnats skattemässigt på senare år.²

Diagram 1. Reala Bostadspriser 1980-2013

Index: 1986=100



Anm. Reala bostadspriser är beräknade som Fastighetsprisindex för permanenta småhus deflaterat med KPIF. Före 1987 är KPIF länkat bakåt med KPI1990.

Källa: SCB

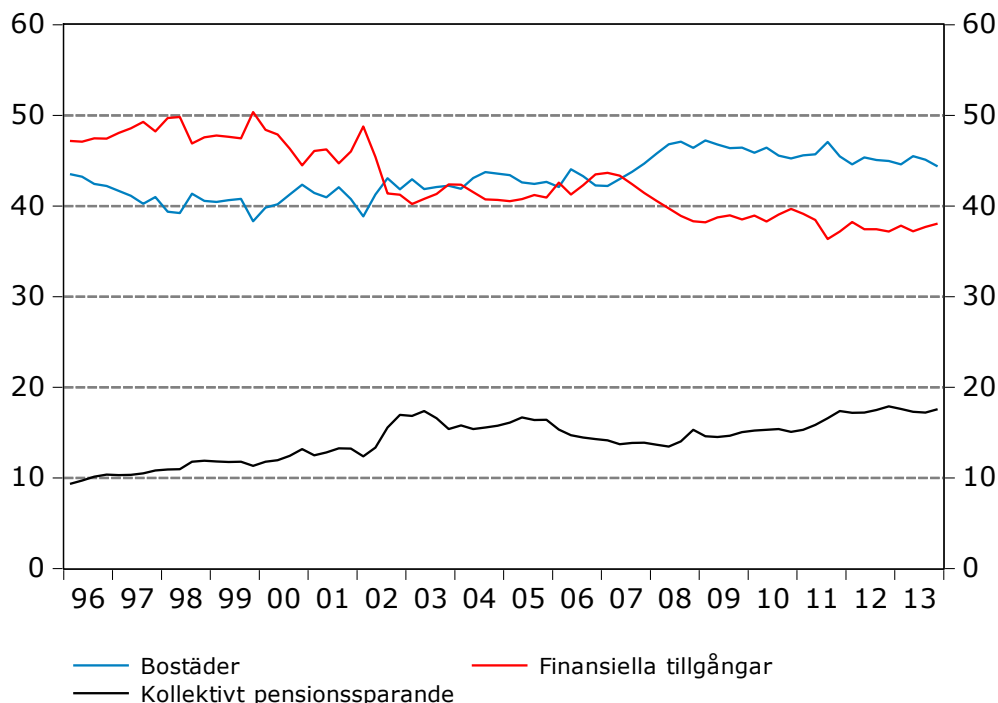
Uppgången i svenska bostadspriser de senaste årtiondena och en ökning av andelen hushåll som äger sitt boende har bidragit till att bostadsförmögenheten i utgången av 2013 utgör ungefär 45 procent av hushållens totala förmögenhet, att jämföra med finansiella tillgångar som utgör något mindre än 38 procent (se diagram 2).

¹ Se t ex "Riksbankens utredning om risker på den svenska bolånemarknaden", Riksbanken, 2011 och "Förklaringar till utvecklingen av hushållens skuldsättning sedan mitten av 1990-talet", Finansinspektionen, 2013.

² Detta bland annat genom en sänkt fastighetsskatt och avskaffandet av förmögenhetsskatten 2007.

Diagram 2. Bostäder och finansiella tillgångar som andel av hushållens totala bruttoförmögenhet 1996-2013

Procent



Anm. Bostäder omfattar uppskattat marknadsvärde av småhus, fritidshus och bostadsrättsandelar.

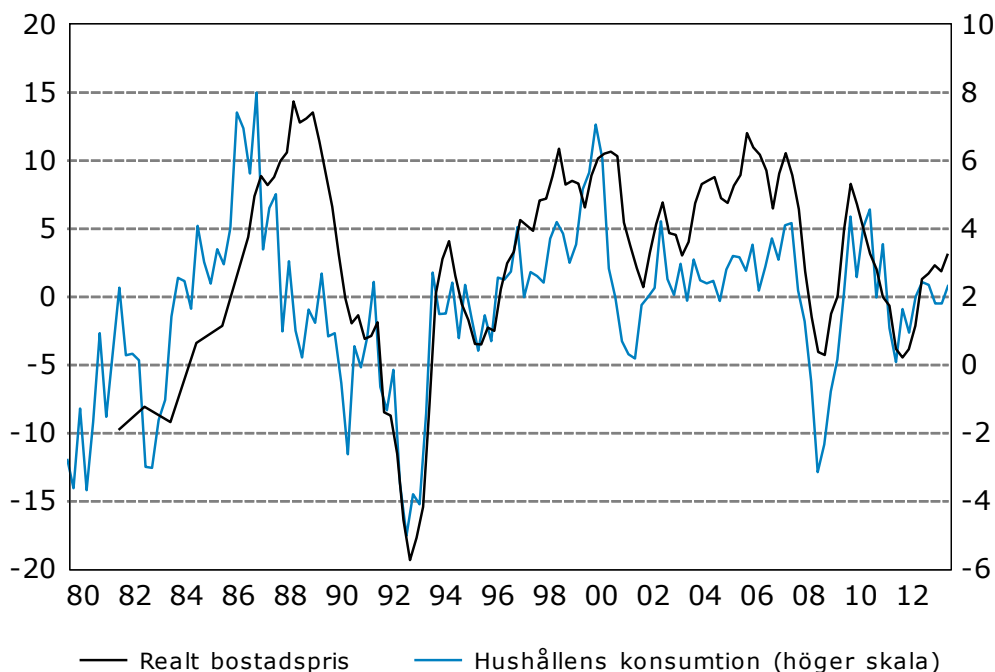
Källor: SCB och Konjunkturinstitutet

Bostäder är därmed inte bara en tillgång vars pris under enskilda år kan variera kraftigt, utan utgör också den enskilt viktigaste komponenten i hushållens totala förmögenhet. Den samvariation som har observerats mellan bostadspriser och konsumtion på aggregerad nivå i Sverige (se diagram 3) och i många andra utvecklade länder³ skulle därför kunna tolkas som ett uttryck för en direkt förmögenhetseffekt.

³ Se t ex Case, Quigley och Shiller (2005).

Diagram 3. Reala bostadspriser och hushållens konsumtion 1980-2013

Årlig procentuell förändring



Källa: SCB

Samvariationen som åskådliggörs i diagram 3 säger givetvis ingenting om variabelernas kausala relation. Enligt den ekonomiska litteraturen är förklaringen till sambandet heller inte entydig. Den teoretiska utgångspunkten för att förklara sambandet mellan bostadspriser och konsumtion är ofta Modiglianis livscykelhypotes (LCH) eller Friedmans permanenta inkomst-hypotes (PIH). I ett standardutförande innebär dessa hypoteser något förenklat att framåtblickande hushåll beaktar den diskonterade förväntade framtida inkomsten i sitt konsumtionsbeslut, där inkomsten rymmer avkastningen på reall kapital och humankapital. Om bostäder betraktas som en tillgång som genererar boendetjänster är modellens prediktioner även tillämplig på förändringar i bostadspriser. Då samtida oförväntade förändringar i bostadspriset har en begränsad påverkan på den diskonterade förväntade inkomsten förutspar hypoteserna ett relativt svagt samband mellan bostadspriser och konsumtion. Detta samband försvagas ytterligare av att en bostad, utöver att det bidrar till hushållets inkomst via boendetjänster, också bör betraktas som en konsumtionsvara. Ett högre bostadspris skulle t ex därmed utöver att öka inkomsten via boendetjänster också öka den implicita kostnaden för att bo i bostaden. Sammantaget innebär detta att bostadsprisförändringen under vissa antaganden inte har några förmögenhetseffekter på konsumtionen.⁴

En vanlig förklaring till sambandet som observeras i aggregerade data är istället förekomsten av friktioner på kreditmarknaden. Om bostäder används som säkerhet för lån, kan en bostadsprisuppgång öka möjligheten för hushåll som är kreditbegränsade

⁴ Se t ex Sinai och Souleles (2005) och Buiter (2010).

att låna så att de, i linje med LCH/PIH, i större utsträckning kan jämna ut sin konsumtion över tiden. Detta ger upphov till ett positivt samband mellan bostadspriser och konsumtion, även om högre bostadspriser inte påverkar konsumtionen via någon direkt förmögenhetseffekt.⁵

Andra förklaringar till sambandet tar fasta på att korrelationen mellan bostadspriser och konsumtion kan uppkomma då utvecklingen i de båda variablerna kan förklaras av en gemensam observerad faktor. En sådan faktor skulle till exempel kunna vara förväntningar om produktivitet utvecklingen i ekonomin eller liberaliseringar av de finansiella marknaderna som generellt minskar hushållens kreditrestriktioner.⁶

På senare år har även så kallade balansräkningseffekter diskuterats för att förklara effekterna på konsumtionen av ett bostadsprisfall.⁷ En huvudtanke i detta resonemang är att hushållens skuldsättning är central för att förstå konsumtionseffekterna av ett bostadsprisfall. En förändring i bostadspriserna innebär att hushållens skuldsättningsgrad förändras och om hushållen vill återställa sin skuldsättningsgrad måste detta ske genom att hushållen konsumerar mindre och istället sparar mer och amorterar ned sina lån.

Att den varaktiga bostadsprisuppgången i Sverige sedan mitten på 90-talet har sammanfallit med en ökad skuldsättning bland hushållen (se diagram 4) har föranlett en intensiv debatt om förekomsten av finansiella obalanser i den svenska ekonomin och vilka makroekonomiska effekter en eventuell korrigerings av dessa obalanser skulle innebära.

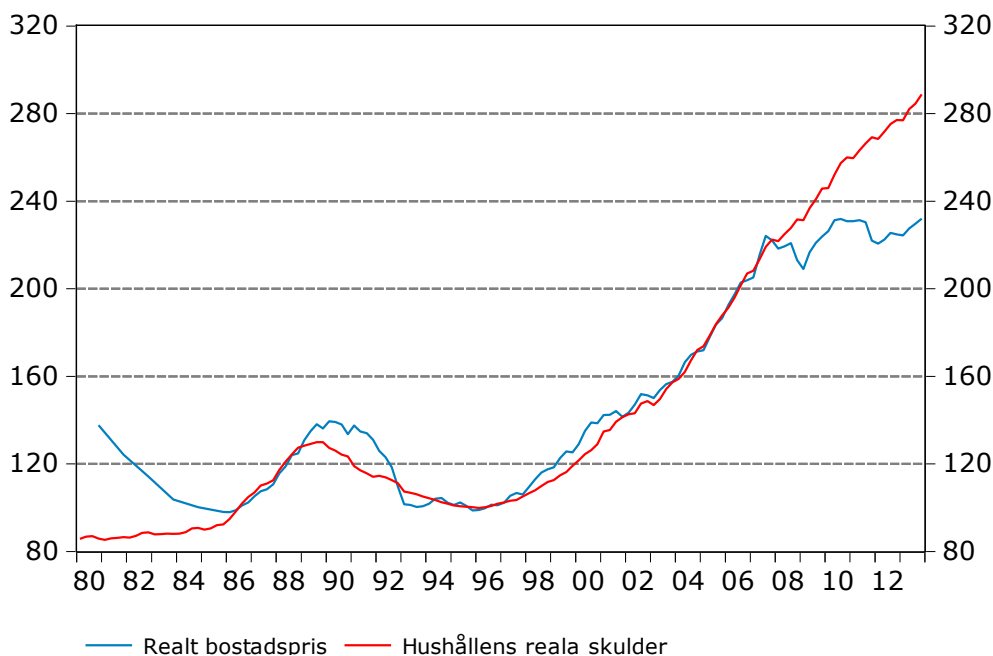
⁵ Se t ex Flavin (1981, 1985) och Iacoviello (2005).

⁶ Se t ex Attanasio och Weber (1994) och Muellbauer och Murphy (1997).

⁷ Se t ex Mian, Rao och Sufi (2013) och Dynan (2012). För svenska vidkommanden diskuterar Riksbanken balansräkningseffekter i fördjupningen "Hushållens balansräkning och den makroekonomiska bedömningen" i *Penningpolitisk rapport*, februari 2013, Sveriges riksbank.

Diagram 4. Reala bostadspriser och hushållens reala skulder 1980-2013

Index 1986=100



Anm. De nominella serierna är deflaterade med säsongrensad KPIF.

Källa: SCB

Riksbanken har bland annat uttryckt en oro för att utvecklingen i bostadspriserna och hushållens skuldsättning i förlängningen skulle kunna ge upphov till ett ogynnsamt makroekonomiskt scenario som hotar den penningpolitiska måluppfyllelsen.⁸ Ett sådant scenario skulle enligt Riksbanken präglas av att hushållen, till exempel till följd av ett fall i bostadspriserna (och därmed hushållens förmögenhet), konsumerar betydligt mindre för att istället spara och amortera ned sina skulder. Mot denna bakgrund är det således av stor vikt att bättre förstå magnituden på de konsumtionseffekter ett bostadsprisfall skulle kunna ge upphov till.

Denna studie syftar till att empiriskt kvantifiera ett bostadsprisfalls makroekonomiska effekter, och i synnerhet effekter på hushållens konsumtion. För detta ändamål specificeras och estimeras en Bayesiansk VAR-modell. Modellen inkluderar både inhemska och utländska variabler som kan förväntas ha betydelse för utvecklingen i hushållens konsumtion. Genom att använda modellen för att göra olika betingade prognoser, som i någon mån kan liknas vid scenarier, kan bostadsprisernas betydelse för konsumtionen undersökas. Modellens egenskaper förefaller robusta för olika specifikationer, samtidigt som de centrala resultaten är i linje med tidigare studier där VAR-modeller används för att uppskatta konsumtionseffekterna av en bostadsprisförändring.⁹ Resultaten ska av flera skäl ändå tolkas med försiktighet. Till exempel skulle ett

⁸ Se t ex fördjupningen "Finansiella obalanser i den penningpolitiska bedömningen" i *Penningpolitisk rapport*, juli 2013.

⁹ Se t ex Musso m.fl. (2011), Ncube och Ndou (2011) och André m.fl. (2012).

tillräckligt stort bostadsprisfall kunna påverka det finansiella systemets funktionssätt och ge upphov till icke-linjära effekter på konsumtionen, något som modellen inte kan fånga upp. Då modellen inte är av strukturell karaktär kan den heller inte ge någon vägledning vad gäller orsaken till bostadsprisfallet utan identifierar endast den konsumtionsrespons som historiskt har varit förenlig med en bostadsprisförändring efter att ha kontrollerat för andra inhemska och utländska variabler.

Kapitel 2 inleds med en övergripande beskrivning av den Bayesianska VAR-ansatsen som ligger till grund för analysen. Därefter diskuteras modellens specifikation och de data som används för att estimeras modellen. Detta följs av en genomgång av resultaten från fyra olika betingade modellprognoser, ett bostadsprisfall, ett mer varaktigt bostadsprisfall, ett bostadsprisfall med inhemsk finansiell turbulens och ett bostadsprisfall med utländska störningar. Med tanke på rådande läge med låg styrrenta betingas modellkörningarna också på att det penningpolitiska manöverutrymmet är begränsat av en nollränterestriktion. Kapitlet avslutas med en diskussion kring osäkerheten i resultaten. Det avslutande kapitlet sammanfattar studiens slutsatser.

2 En Bayesiansk VAR-modell för att studera makroekonomiska effekter av ett bostadsprisfall

2.1 Modellansats

För att undersöka sambandet mellan bostadspriser och hushållens konsumtion estimeras först en Bayesiansk VAR-modell som har sin utgångspunkt i en metod utvecklad av Villani (2009).¹⁰ Mer specifikt ges modellen av

$$\mathbf{G}(\mathbf{L})(\mathbf{x}_t - \boldsymbol{\mu}) = \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (1)$$

där $\mathbf{G}(\mathbf{L}) = \mathbf{I} - \mathbf{G}_1\mathbf{L} - \mathbf{G}_2\mathbf{L}^2 - \dots - \mathbf{G}_m\mathbf{L}^m$ är ett lagpolynom av ordningen m , \mathbf{x}_t är en $n \times 1$ -vektor med stationära variabler, $\boldsymbol{\mu}$ är en $n \times 1$ -vektor som beskriver de obetingade medelvärdena för variablerna i modellen och $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ är en $n \times 1$ -vektor med störningstermer som möter villkoren $E(\boldsymbol{\varepsilon}_t) = \mathbf{0}$ och $E(\boldsymbol{\varepsilon}_t\boldsymbol{\varepsilon}_t') = \boldsymbol{\Sigma}$. Modellen i ekvation (1) uttrycks som avvikelser från medelvärden. En sådan formulering har fördelen att en informativ priorfördelning för $\boldsymbol{\mu}$ ofta kan specificeras, något som har visat sig fördelaktigt bland annat för prognosprecisionen.¹¹

Priorfördelningarna på parametrarna i modellen följer Villani (2009). För $\boldsymbol{\Sigma}$ ges priorfördelningen av $p(\boldsymbol{\Sigma}) \propto |\boldsymbol{\Sigma}|^{-(n+1)/2}$ och priorfördelningen för $\text{vec}(\mathbf{G})$, där

¹⁰ Att använda VAR-modeller för att studera effekter på realekonomin av ett bostadsprisfall är vanligt i den empiriska litteraturen; se till exempel Uhlig (2005), Bjørnland och Jacobsen (2010), Ncube och Ndou (2011), André m fl (2012) och Zhang m fl (2012).

¹¹ Se t ex Beechey och Österholm (2010).

$\mathbf{G} = (\mathbf{G}_1 \dots \mathbf{G}_m)'$, ges av $\text{vec}(\mathbf{G}) \sim N_{mn^2}(\boldsymbol{\theta}_G, \boldsymbol{\Omega}_G)$.¹² Slutligen ges priorfördelningen för $\boldsymbol{\mu}$ av $\boldsymbol{\mu} \sim N_n(\boldsymbol{\theta}_\mu, \boldsymbol{\Omega}_\mu)$; detaljer för detta ges i tabell 3 i appendix. Hyperparametrarna i modellen följer standarden i litteraturen:¹³ ”overall tightness” har satts till 0.2, ”cross-variable tightness” till 0,5 och ”lag decay”-parametern till 1. I samtliga modellskattningar är laglängden $m = 4$.

2.2 Data

Valet av variabler i studien har styrts av ett antal faktorer. Vissa variabler kan vara tänkbara förklarande variabler även om vi inte kan studera kausalitet direkt. Dessa kan vara rent exogena omvärldsvariabler och fånga effekter av motsvarande kriser i omvärlden. I denna studie ges de av omvärldens BNP och ett mått på finansiell osäkerhet i USA (high yield bond spread).^{14,15} Ett mått på inhemska finansiella förhållanden fångar korrelationer mellan bostadspriser och svenska finansiella variabler. Vidare används hushållens konsumtion och arbetslöshet som uttryck för de effekter förändringar i bostadspriser kan ha på den reala ekonomin. En kort nominell ränta ger länken till penningpolitiken och dess förmåga att påverka förloppen. Sammantaget inkluderas följande sju variabler i modellen och dessa utgör vektorn \mathbf{x}_t i ekvation (1).

- KIX16-viktad BNP, säsongrensad (OMVBNP).
- High yield bond spread i USA (HY).
- Arbetslöshetsgrad i åldersgruppen 15 till 74 år, säsongrensad (ALH).
- Hushållens konsumtion, fasta priser, säsongrensad (KONS).
- Reala bostadspriser, definierade som nominella bostadspriser dividerat med säsongrensad KPIF (BOPRIS).
- Tremånaders bolåneränta, listpris (RÄNTA).
- Finansiellt index (FININDEX).¹⁶

De variabler som används för att förklara förändringar i konsumtionen är vanligt förekommande i liknande studier. Musso m.fl. (2011) och André m.fl. (2012) byter ut high yield bond spread, arbetslöshet och finansiellt index mot konsumentpriser och bostadsinvesteringar, medan Ncube och Ndou (2011) inkluderar oljepriser och växel-

¹² Priorfördelningen för dynamiken är något modifierad jämfört med traditionell ”Minnesota prior” (Doan m.fl., 1984; Litterman, 1986). Istället för att ha ett priormedelvärde som är ett på den första egna laggen och noll för alla andra koefficienter sätts priormedelvärdet på den första egna laggen till 0,9. Detta för att den traditionella specifikationen inte är teoretiskt förenlig med den medelvärdesjusterade modellen i ekvation (1) eftersom dess utgångspunkt är en univariat slumpvandring, en process som inte har ett väldefinierat obetingat medelvärde.

¹³ Se t ex Doan (1992) and Villani (2009).

¹⁴ I modeller för små öppna ekonomier är det vanligt att också modellera omvärlden, se t ex Adolfson m fl (2007) och Österholm och Zettelmeyer (2008).

¹⁵ High yield bond spread definieras som skillnaden i avkastning mellan amerikanska företagsobligationer med hög risk och amerikanska statsobligationer och används ibland som ett mått på riskapitet, se t ex Levy-Yeyati och Gonzales-Rozada (2005) och Österholm och Zettelmeyer (2008).

¹⁶ Indexet avser ge ett sammanfattande mått på tillståndet i den finansiella sektorn och är uppbyggt av tre komponenter: en kort realränta, en kort interbankspread och utvecklingen på Stockholmsbörsen (med omvänt tecken så att ett börsfall under en period ger ett positivt värde). De tre komponenterna standardiseras inledningsvis så att de samtliga har medelvärde noll och standardavvikelse ett. De vägs sedan ihop, där vikten i samtliga fall sätts till 1/3. Indexet normaliseras slutligen så att det har medelvärde 100 och standardavvikelse tio över den beräknade perioden. För ytterligare detaljer rörande indexets konstruktion, se Österholm (2010).

kurs.¹⁷ De tre huvudvariablerna - bostadspriser, hushållens konsumtion och bolåneräntor - inkluderas i samtliga dessa studier. En fördel med den relativt stora modell som ligger till grund för analysen i denna studie, är att modellen kan användas till att göra flera intressanta betingade prognoser.

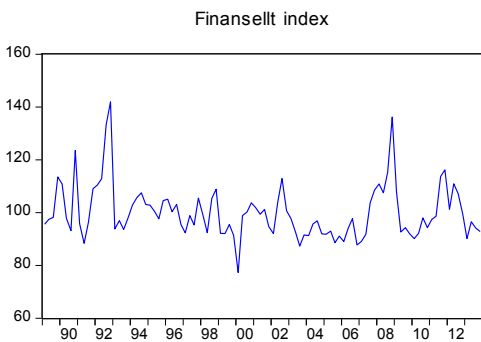
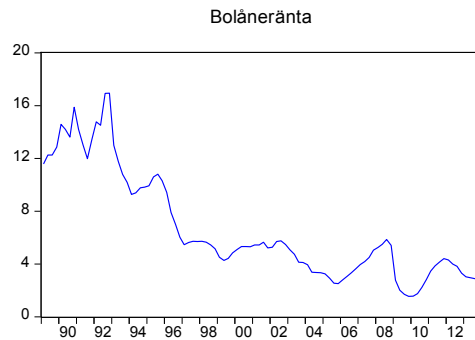
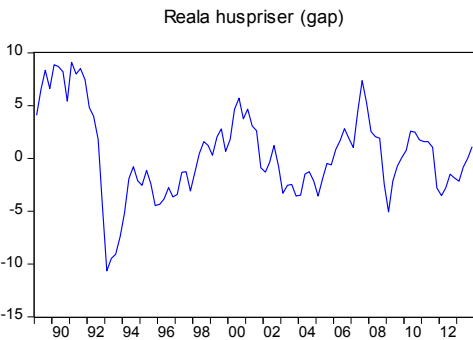
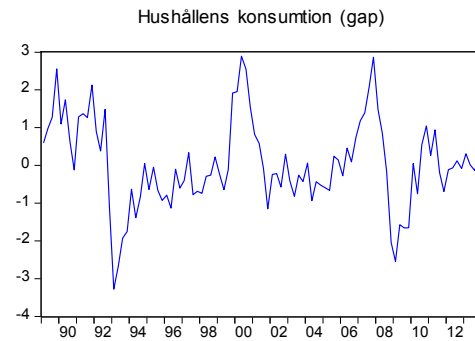
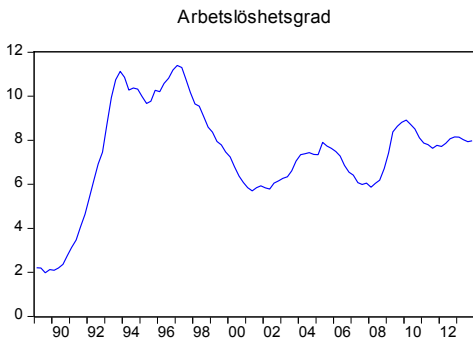
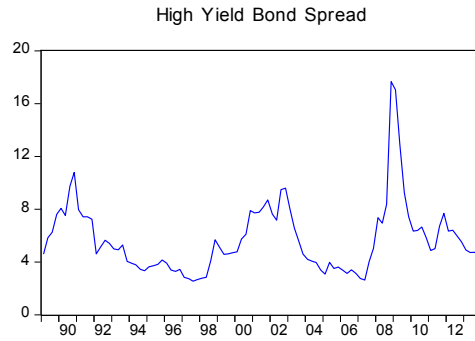
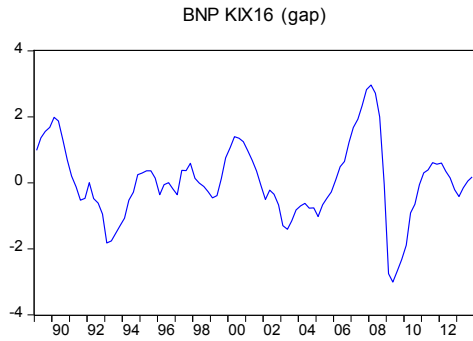
De två utländska variablerna, omvärldens BNP och high yield bond spread, antas vara blockexogena i modellen medan övriga variabler är endogena. För de tre variabler som uppvisar en trend, KIX16-viktad BNP, hushållens konsumtion och reala bostadspriser, beräknas ett gap för logaritmen av respektive variabel med hjälp av ett HP-filter och det är dessa gap som modelleras. HP-filtret tillämpas på data från 1987Q1 till och med 2013Q4, vilket är den längsta gemensamma perioden för de trendande serierna.¹⁸ Modellen estimeras på data från 1989Q1 till och med 2013Q4.¹⁹ Data återfinns i diagram 5.

¹⁷ Som en känslighetsanalys har dessa variabler också inkluderats i modellen, men impulsresponsfunktionerna påverkas inte nämnvärt av den förändrade modellspecifikationen.

¹⁸ HP-gap med $\lambda=1\ 600$ används istället för tillväxttakter då modellens egenskaper, främst i termer av impulsresponsfunktioner, bedöms vara bättre. För jämförelse finns dock impulsresponsfunktioner för modellen uttryckt i kvartalstakter i diagram 15 i appendix. Ändpunktsproblemen med HP-filtreringen kan till viss del undvikas genom först beräkna AR(1)-prognoser för berörda variabler och därefter HP-filtrera desamma. Resultaten avviker endast mycket marginellt från de som visas i denna studie och redovisas därför inte.

¹⁹ I estimeringen av modellen används data från två olika regimer, en med fast växelkurs (1989-1992), och en med rörlig växelkurs (1993-2013). Om modellen istället estimeras från 1993 förefaller impulsresponsfunktionerna fortfarande vara rimliga men effekterna av en förändring i bostadspriserna på hushållens konsumtion blir svagare (punkttestimatet blir lägre och effekten är inte längre statistiskt signifikant).

Diagram 5. Data



Not: Omvärldens BNP, hushållens konsumtion och reala bostadspriser ges av procentuella avvikelser från en HP-trend. High yield bond spread, arbetslöshetsgraden och bolåneräntan anges i procent. Samtliga variabler är stationära enligt det utökade Dickey-Fuller (ADF) testet (Dickey och Fuller, 1979).

2.3 Resultat

Detta avsnitt inleds med en kort beskrivning av modellens egenskaper och obetingade prognos.²⁰ Därefter presenteras resultaten från fyra betingade modellprognoser. Dessa är i tur och ordning en prognos betingad på ett fall i bostadspriser, ett mer varaktigt bostadsprisfall, ett bostadsprisfall i kombination med försämrade finansiella villkor och avslutningsvis en prognos betingad på ett bostadsprisfall i kombination med fallande BNP-tillväxt i omvärlden och ökad finansiell oro i omvärlden. Kapitlet avslutas med en diskussion av resultat från några alternativa modellspecifikationer och den osäkerhet som präglar de presenterade modellresultaten.

Modellens egenskaper sammanfattas väl av dess impulsresponsfunktioner som återges i diagram 8 i appendix. Till exempel innebär en positiv störning till bostadspriserna motsvarande en standardavvikelse (1,45 procentenheter, se figuren i rad 5 och kolumn 5) att hushållens konsumtion ökar signifikant (punkttestimatet är knappt 0,12 procentenheter efter två kvartal, rad 4 och kolumn 5).²¹ Effekten på arbetslösheten av samma störning till bostadspriserna är dock inte signifikant (punkttestimatet är maximalt ungefär -0,07 procentenheter efter fyra kvartal, rad 3 och kolumn 5).

För att bättre kunna studera effekterna av ett bostadsprisfall under rådande omständigheter, med en i utgångsläget låg ränta, behöver vi relatera de betingade prognoserna till en obetingad prognos för BVAR-modellen. Den obetingade prognosen indikerar en något högre ränta och lägre arbetslöshet samtidigt som gapet för bostadspriserna är drygt 0,2 procent efter ett år och knappt 0,2 procent efter två år (se diagram 9 i appendix).

2.3.1 SCENARIO 1: BOSTADSPRISFALL

I den första betingade prognosen antas bostadspriset falla med 5 procentenheter fyra kvartal i rad för att därefter utvecklas endogent (se diagram 10 i appendix). Effekten på hushållens konsumtion är som störst efter fem kvartal då konsumtionen är ca 1,8 procentenheter lägre än i den obetingade prognosen. Hushållens konsumtion återgår till trendnivån efter 12 kvartal. I prognosen är arbetslösheten som högst ca 8,4 procent efter sju kvartal och är då ca 1,4 procentenheter högre än i den obetingade prognosen. Arbetslösheten sjunker därefter till 7,3 procent efter 3 år vilket fortfarande är knappt 0,5 procentenheter högre än i den obetingade prognosen.

De betingade prognoserna i diagram 10 i appendix förutsätter att penningpolitiken kan reagera fullt ut. Med utgångspunkt i dagens ränteläge skulle emellertid det penningpolitiska manöverutrymmet via styrräntan vara begränsat av en så kallad nollränterestriktion, det vill säga att styrräntan inte kan vara negativ. I prognosen betingad på ett bostadsprisfall på 20 procentenheter under ett år innebär emellertid den endogena ränteresponsen att den nominella bolåneräntan blir negativ. För att på ett bättre sätt ta hänsyn till en penningpolitisk nollränterestriktion antas bolåneräntan vara 1,5 procent under den period som restriktionen binder.²² Sammantaget innebär detta att när den

²⁰ Med obetingad prognos menas en helt endogen modellprognos.

²¹ En förändring av HP-gapen för bostadspriser och hushållens konsumtion tolkas genomgående som en förändring i de faktiska bostadspriserna och den faktiska konsumtionen. Variablernas trender antas därmed vara oförändrade.

²² En tre månaders bolåneränta med listpriset 1,5 procent antas motsvara en reporänta på 0,25.

obetingade prognosen för bolåneräntan når 1,5 procent ligger den kvar på denna nivå under de 10 nästföljande kvartalen. I diagram 11 återfinns resultaten av den betingade prognosen med hänsyn tagen till att nollränterestriktionen binder. Hushållens konsumtion är även nu ca 1,8 procentenheter lägre än den obetingade prognosen efter fem kvartal men det dröjer nu 18 kvartal innan hushållens konsumtion återgår till trendnivån, jämfört med 12 kvartal utan nollränterestriktion. Arbetslösheten stiger något mer än om vi inte tar hänsyn till nollränterestriktionen och blir ca 8,5 procent efter sju kvartal. Detta är ca 1,5 procentenheter högre än den obetingade prognosen, och efter tre år är arbetslösheten fortfarande 8 procent (ca 1,2 procentenheter högre än i den obetingade prognosen). Sammantaget blir således återhämtningen långsammare när vi tar hänsyn till en svagare penningpolitisk respons. I de följande betingade prognoserna antas, om inget annat anges, nollränterestriktionen binda och därmed försvaga den penningpolitiska responsen.²³

2.3.2 SCENARIO 2: VARAKTIGT BOSTADSPRISFALL

Ett annat tänkbart scenario är att bostadsprisfallet blir mer utdraget, vilket t.ex. var fallet under 90-talskrisen (se diagram 5). Ett liknande scenario konstrueras genom att anta att bostadspriserna faller med 4*5 procentenheter under första året, för att därefter vara oförändrade under tre år. Det mer varaktiga bostadsprisfallet ger mer varaktiga konsumtionseffekter. Hushållens konsumtion minskar för att som mest vara ca 2,2 procentenheter lägre än i den obetingade prognosen efter 16 kvartal (se diagram 12 i appendix). Effekten på arbetslösheten blir ännu större, maximalt ca 3,3 procentenheter högre än i den obetingade prognosen efter 18 kvartal.

2.3.3 SCENARIO 3: BOSTADSPRISFALL OCH FÖRSÄMRADE INHEMSKA FINANSIELLA VILLKOR

Den tredje betingade prognosen belyser effekterna av ett inhemskt bostadsprisfall som sammanfaller med försämrade inhemska finansiella villkor. Mellan det tredje och fjärde kvartalet 2008 minskade gapet för de reala bostadspriserna med knappt 3 procentenheter samtidigt som det finansiella indexet steg drygt 20 enheter (se diagram 5). Bostadsprisfallet under 90-talskrisen var betydligt större. De reala bostadspriserna föll med nästan 7 procentenheter mellan det tredje och fjärde kvartalet 1992, samtidigt som det finansiella indexet ökade med ca 10 enheter. För att åskadliggöra effekterna av ett liknande scenario antas, utöver det tidigare antagandet om ett bostadsprisfall, även att det finansiella indexet ökar med 15 enheter det första och ytterligare 15 enheter det andra prognoskvartalet. Inte oväntat blir effekten på hushållens konsumtion större när vi även antar försämrade villkor på de finansiella marknaderna. Efter fem kvartal är hushållens konsumtion 2 procentenheter lägre än i den obetingade prognosen och återgår till trendnivån efter 20 kvartal. Arbetslösheten ökar till 8,8 procent efter sju kvartal, vilket är ca 1,8 procentenheter högre än i den obetingade prognosen. Efter tre år har arbetslösheten sjunkit till 8,4 procent, fortfarande ca 1,6 procentenheter högre än i den obetingade prognosen (se diagram 13 i appendix).

²³ Om modellen istället används för att simulera ett bostadsprisfall med 20 procentenheter under det första prognoskvartalet blir konsumtionen efter två kvartal ca 1,7 procentenheter lägre än i den obetingade prognosen. Med en bindande nollränterestriktion blir effekten snarlik men hushållens konsumtion återgår något långsammare till trendnivån.

2.3.4 SCENARIO 4: BOSTADSPRISFALL OCH UTLÄNDSKA STÖRNINGAR

Den sista betingade prognosen syftar till att åskådliggöra effekterna av ett inhemskt bostadsprisfall i samband med en större internationell konjunkturedgång och oro på de internationella finansiella marknaderna. Mellan det tredje och fjärde kvartalet 2008, då gapet för de reala bostadspriserna minskade med knappt 3 procentenheter, minskade gapet för omvärldens BNP med knappt 2,5 procentenheter samtidigt som high yield bond spread ökade med närmare 10 procentenheter (se diagram 5). Om modellens prognos, som tidigare, betingas på ett inhemskt bostadsprisfall, men nu också på en nedgång i omvärldens BNP med 2 procentenheter och en uppgång i high yield bond spread med sju procentenheter det första prognoskvartalet, är hushållens konsumtion efter fem kvartal 2,6 procentenheter lägre än i den obetingade prognosen (se diagram 14 i appendix).²⁴ Redan det första kvartalet är effekten på hushållens konsumtion relativt stor, ca 2,1 procentenheter och konsumtionen återgår till trendnivån efter 17 kvartal. Arbetslösheten blir som högst 9,3 procent efter sju kvartal, vilket är 2,2 procentenheter högre än i den obetingade prognosen, och sjunker därefter till 8,3 procent efter tre år, fortfarande ca 1,5 procentenheter högre än i den obetingade prognosen.

Tabell 1 sammanfattar konsumtionseffekterna i de fyra scenarierna.

Tabell 1. Konsumtionseffekter i de fyra scenarierna (med nollränterestriktion)

Scenario	Maximal konsumtionseffekt i procentenheter jämfört med obetingad prognos	Antal kvartal innan konsumtionen återgår till trendnivå
1. Bostadsprisfall	1,8	18
2. Varaktigt bostadsprisfall	2,2	-
3. Bostadsprisfall och försämrade inhemska finansiella villkor	2,0	20
4. Bostadsprisfall och utländska störningar	2,6	17

I diagram 6 och 7 visas avvikelserna mellan de betingade prognoserna i scenario 1-4 och de obetingade prognoserna för konsumtion respektive arbetslöshet.

²⁴ En annan tänkbar övning är att betinga prognoserna på en negativ störning till omvärldens BNP om 2 procentenheter tillsammans med ett inhemskt bostadsprisfall på 20 procentenheter under 4 kvartal (med nollränterestriktion). Sammantaget blir effekterna då något mindre. Detsamma gäller även för en betingad prognos där istället high yield bond spread chockas med 7 enheter, samtidigt som bostadspriserna antas falla med 4*5 procentenheter.

Diagram 6. Differens mellan obetingade och betingade prognoser på hushållens konsumtion

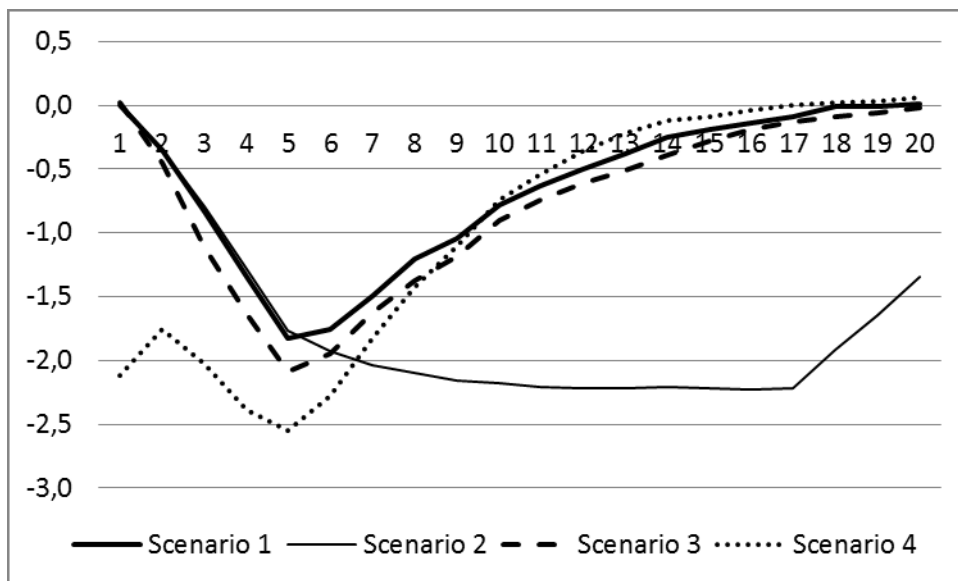
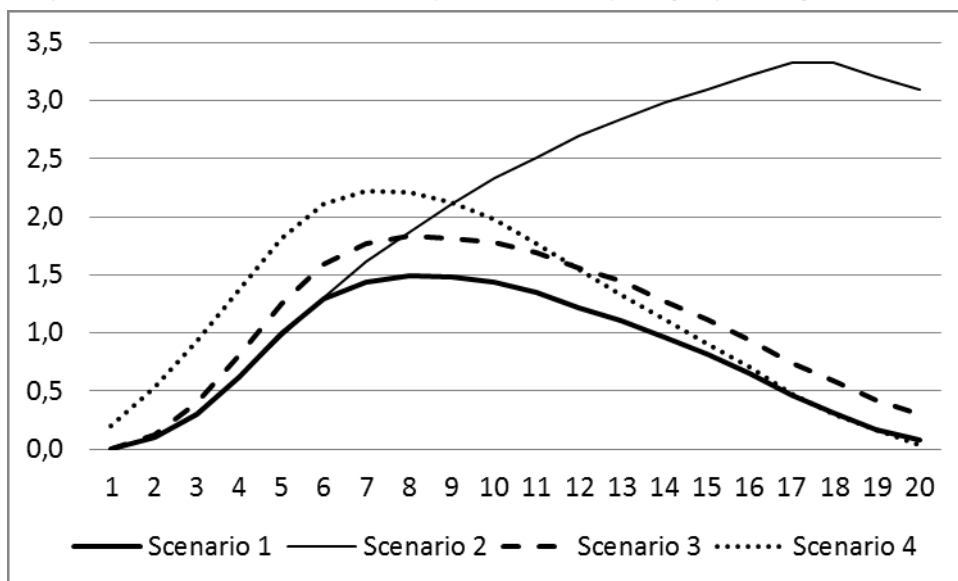


Diagram 7: Differens mellan obetingade och betingade prognoser på arbetslöshet



2.4 Andra modellspecifikationer

Vid sidan av de resultat som har presenterats i avsnitt 2.3.1-2.3.4 har även effekterna av ett bostadsprisfall på investeringar och BNP undersökts med den Bayesianska VAR-ansatsen. I dessa modeller har hushållens konsumtionsgap ersatts med motsvarande HP-gap för dessa variabler. Impulsresponssfunktioner för dessa modeller återges i diagram 16, 17 och 18 i appendix. Effekterna av ett bostadsprisfall på totala investeringar är signifikanta men inträffar med en större tidsförskjutning än på hushållens

konsumtion.²⁵ Det är svårt att finna signifikanta effekter av ett bostadsprisfall på BNP-tillväxten.²⁶ Detta kan sannolikt till stor del förklaras av att såväl 90-talskrisen som finanskrisen sammanföll med en försvagning av kronan och följdes av en snabb återhämtning i nettoexporten. I en modellspecifikation där nettoexporten inkluderas verkar därför effekterna i motsatt riktning jämfört med hushållens konsumtion och investeringar, se diagram 19 i appendix.

2.5 Modellresultat i jämförelse med andra studier

Det finns flera internationella och svenska studier som försöker kvantifiera de makroekonomiska effekterna av ett bostadsprisfall. Däremot specificeras modellerna ofta olika, vilket försvårar en jämförelse med modellresultaten i denna studie. André m.fl. (2012) finner t.ex. att en positiv störning med en standardavvikelse²⁷ till huspriserna i Kanada och Storbritannien har en positiv effekt på hushållens konsumtion med knappt 0,1 procentenheter.²⁸ Maximal effekt uppstår efter tre kvartal. Detta är i linje med resultatet i denna studie. Något mindre effekt av ett bostadsprisfall påträffas för Euroområdet (med och utan Tyskland), USA²⁹ och Hong Kong³⁰ medan större effekt erhålls för Sydafrika³¹ och OECD.^{32,33}

Riksbanken har i flera studier använt svenska data för att analysera makroekonomiska effekter av ett bostadsprisfall i Sverige, men studierna analyserar inte explicit effekten av ett bostadsprisfall på hushållens konsumtion. Estimat på makroekonomiska effekter i dessa studier återges i tabell 2. Olika modeller, variabeltransformationer, estimate-

²⁵ Diagram 16 visar impulsresponsfunktioner för BVAR-modellen där hushållens konsumtion har ersatts med totala investeringar i Sverige. Effekten av en positiv störning till bostadspriserna (om en standardavvikelse, vilket i det här fallet är 1,47 procentenheter) leder till en signifikant ökning av investeringarna med ca 0,7 procentenheter efter tre kvartal. Maximal effekt av ett bostadsprisfall på totala investeringar sker alltså ett kvartal senare än maximal effekt på hushållens konsumtion. I diagram 17 visas impulsresponsfunktioner för en BVAR-modell för bostadsinvesteringar estimerad på data 1993Q1-2013Q4. Effekten av en positiv störning till bostadspriserna (om en standardavvikelse, 1,47 procentenheter) leder till en (insignifikant) ökning av bostadsinvesteringarna med ca 0,4 procentenheter efter sju kvartal. Maximal effekt av ett bostadsprisfall på bostadsinvesteringar sker alltså betydligt senare än maximal effekt på hushållens konsumtion och de totala investeringarna.

²⁶ Diagram 18 visar impulsresponsfunktioner för en BVAR-modell för BNP-gapet där bostadspriserna chockats med en standardavvikelse (1,43 procentenheter i detta fall).

²⁷ Motsvarar ca en procentenhet för både Kanada och Storbritannien.

²⁸ André m.fl. (2012) använder en VAR-modell med sex variabler.

²⁹ Bjørnland och Jacobsen (2010) använder en SVAR-modell med åtta variabler för att studera effekterna av ett bostadsprisfall i Euroområdet (med och utan Tyskland) och USA. En positiv störning med knappt en procentenhet till bostadspriserna i Euroområdet har en maximal effekt på hushållens konsumtion med knappt 0,05 procentenheter efter fyra kvartal. Liknande amplitud, men något senare effekt, erhålls om man i stället studerar effekterna i Euroområdet exklusive Tyskland. I USA är effekten den omvända – en positiv störning till bostadspriserna leder till svagt negativ respons på hushållens konsumtion.

³⁰ Zhang m.fl. (2012) undersöker effekterna av ett bostadsprisfall i Hong Kong med hjälp av bivariata BVAR-modeller. En positiv störning med 0,12 procentenheter till bostadspriserna har en maximal effekt på drygt 0,03 procentenheter efter sex kvartal.

³¹ Ncube och Ndou (2011) finner i en SVAR-modell med 11 variabler att en positiv störning med 0,5 procentenheter till huspriserna i Sydafrika har en maximal positiv effekt med knappt 0,15 procentenheter på hushållens konsumtion efter fem kvartal.

³² I fördjupningen "Finansiella obalanser i den penningpolitiska bedömningen" i *Penningpolitisk rapport*, Sveriges riksbank, juli 2013, baseras ett scenario på genomsnittliga faktiska makroekonomiska effekter från ett antal episoder i OECD-länder där bostadspriser har fallit.

³³ Igan och Loungani (2012) finner med hjälp av VAR-modeller att ett bostadsprisfall på 10 procentenheter ger en genomsnittlig effekt på hushållens konsumtion i 23 OECD-länder på 2,2 procentenheter. Den estimerade effekten i Sverige är lägre, ca 1,3 procentenheter.

ringsperiod och antaganden om penningpolitik har använts vilket försvårar en informativ jämförelse. Effekterna på arbetslösheten, en variabel som är gemensam för några av Riksbankens studier och denna studie, tycks inte vara väsensskilda, även om de estimerade effekterna för år 2 och 3 är något lägre i Riksbankens studier än i denna studie.

Tabell 2. Jämförelse av estimerade makroekonomiska effekter av ett bostadsprisfall

	Konsumtionsnivå			Arbetslöshet			BNP-nivå		
	År 1	År 2	År 3	År 1	År 2	År 3	År 1	År 2	År 3
Riksbanken (2010a) ³⁴				0,6	0,8	0,6	-0,9	-1,2	-0,9
Riksbanken (2010b) ³⁵				0,5- 0,6	0,2- 0,8	0,0- 0,6	-0,7- -0,8	-0,3- -1,1	0,0- -0,8
Riksbanken (2011) ³⁶							-1,1- -2,0	-1,0- -2,2	-0,8- -2,1
Denna studie ³⁷	-0,6	-1,6	-0,7	0,3	1,3	1,4			

2.6 Osäkerhet i resultaten

Även om modellen förefaller robust för olika specifikationer finns det skäl att vara försiktig vid tolkningen av modellresultaten. Modellen är estimerad på data där de ekonomiska sambanden vi är intresserade av inte nödvändigtvis är konstanta över tiden. Detta kan till exempel vara relaterat till hur de finansiella marknadernas funktionsätt förändras och därmed bidrar till att förändra historiska samband, men ett mer konkret exempel är övergången från en fast till en rörlig växelkursregim i början av 90-talet. Störningar till ekonomin har sannolikt föranlett en olikartad penningpolitisk respons vid olika tillfällen under den period för vilken modellen estimeras. Riksbanken sänkte till exempel räntan kraftfullt under den globala finanskrisen 2008 för att i möj-

³⁴ Från fördjupningen "Effekter av ett fall i bostadspriserna" i *Penningpolitisk rapport*, Sveriges riksbank, juli 2010. Bostadspriserna antas falla med 20 procentenheter under en ettårsperiod. Simuleringarna görs med hjälp av två olika modeller, dels en som beskriver sambanden mellan bostadsmarknaden och andra delar av ekonomin (beskriven i *Ekonomiska kommentarer* 2008:6, Sveriges riksbank), dels Riksbankens allmänna jämviktsmodell Ramses. Penningpolitiken antas reagera enligt en Taylorregel.

³⁵ Dåvarande vice riksbankschef Lars Svensson kritiserade fördjupningen "Effekter av ett fall i bostadspriserna" och menade att effekterna av ett bostadsprisfall var överdrivna till följd av en felaktig penningpolitisk respons. I det penningpolitiska protokollet nr 3, Sveriges riksbank, juli 2010, redovisades därför alternativa effekter av ett bostadsprisfall baserade på dels en penningpolitik som medför ett neutraliserat fall i KPIF (större effekt i tabell 2) och dels ett neutraliserat fall i BNP (mindre effekt). I båda fallen förs en betydligt mer expansiv penningpolitik än vad som antas i denna studie.

³⁶ *Riksbankens utredning om risker på den svenska bostadsmarknaden*, Sveriges riksbank, 2011. Bostadspriserna antas falla med 20 procentenheter under en ettårsperiod. Den högre siffran (minst effekt) i tabell 2 ges av Wallentin och Sellins (2010) allmänna jämviktsmodell. Den lägre siffran (störst effekt) ges av en BVAR-modell med fyra variabler. Penningpolitiken antas reagera enligt en Taylorregel.

³⁷ Prognos betingad på 4*5 procentenheters fall i bostadspriser (motsvarande scenario 1 i diagram 6 och 7).

ligaste mån stabilisera inflation och resursutnyttjande. Detta agerande kan jämföras med penningpolitiken i samband med 90-talskrisen då Riksbanken, sannolikt för att etablera en trovärdighet för den nya regimen, behöll styrräntan på en hög nivå trots den realekonomiska krisen. Som exempel var reporäntan 8,9 procent i slutet av 1995 trots att arbetslösheten då översteg 10 procent. Att sambanden mellan variabler i viss utsträckning varierar över tiden reflekteras i data men är inte något som beaktas när modellen estimeras. Den använda modellen, med parametrar som är konstanta över tiden, bedöms ändå vara en förhållandevis god approximation på sambanden mellan variablerna, och kvantitativa utsagor baserade på de estimerade sambanden är således meningsfulla.³⁸

Ett annat centralt antagande i analysen är att bostadsprisfallets effekter på konsumtionen går att approximera linjärt, det vill säga om priserna faller med 5 procent istället för 1 procent blir effekten på konsumtionen fem gånger så stor. För ett bostadsprisfall av den magnitud som undersöks i denna studie förefaller detta antagande vara rimligt, men vid ett fall i bostadspriserna som är kraftigt nog att störa de finansiella marknadernas funktionssätt skulle sannolikt effekterna bli icke-linjära och modellens prediktioner skulle då underskatta den faktiska effekten. Det är emellertid mycket svårt att uttala sig om exakt när denna icke-linjäritet inträffar.

Den använda BVAR-modellen, specificerad med ett bostadsprisgap, medger heller inte någon närmare karaktärisering av det antagna bostadsprisfallet varken vad gäller ursprung eller dess varaktighet. Modellspecifikationen utesluter inte att förändringen i bostadspriserna är av en mer varaktig karaktär, men medger givetvis olika tolkningar. Det går därmed inte heller att bringa klarhet i exakt vilka konsumtionseffekter som skulle uppstå i samband med bostadsprisfallet och vilken varaktighet dessa skulle ha. Det bostadsprisfall som antas inträffa i modellövningarna skulle kunna förklaras av att bostadsprisernas fundamentala bestämningsfaktorer ändras, men också av att hushållen i utgångsläget har köpt bostäder baserat på kalkyler som bygger på alltför optimistiska förväntningar. En korrigering av förväntningarna i det senare fallet skulle innebära att bostadspriserna faller mot den fundamentalt motiverade prisnivån. Ur ett teoretiskt perspektiv finns det skäl att förvänta sig olika effekter på konsumtionen beroende på orsaken till bostadsprisfallet.³⁹ De av modellen predikterade konsumtionseffekterna ska dock snarare ses som ett resultat av vad som historiskt i genomsnitt har förklarat förändringar i svenska bostadspriser. I den mån ett framtida bostadsprisfall förklaras av andra faktorer, kan effekterna på konsumtionen bli annorlunda. I verkligheten kan hushållen då (i likhet med tidigare bostadsprisfall) inte förväntas direkt förstå om prisförändringen är varaktig eller temporär, och modellens prediktioner på lite kortare sikt kan därför vara av ett relativt större intresse.

3 Sammanfattande diskussion

I denna studie har en Bayesiansk VAR-modell estimerats och använts för att analysera hur förändringar i bostadspriser påverkar hushållens konsumtion i Sverige. En be-
tingad prognos där bostadspriserna faller med 5 procentenheter fyra kvartal i rad, innebär enligt modellen att hushållens konsumtion är ca 1,8 procentenheter lägre efter

³⁸ Ett möjligt alternativ i termer av modellval skulle vara att använda en VAR-modell med tidsvariation i parametrarna; se Cogley m.fl. (2005).

³⁹ Se t ex Buiter (2010).

fem kvartal än i en obetingad modellprognos. Effekten är väl i linje med resultat från liknande studier för Sverige och andra länder. I den utsträckning bostadsprisfallet sammanfaller med andra störningar till den svenska ekonomin skulle effekten på hushållens konsumtion bli något större, men trots att den penningpolitiska responsen hämmas av en bindande nollränterestriktion förefaller effekterna i dessa scenarier, av flera skäl, inte vara alarmerande. Då hushållens konsumtion i genomsnitt växer med drygt 2 procent per år skulle, i den mån modellresultaten ger någon vägledning, hushållens konsumtionstillväxt stagnera under en period, men den aggregerade konsumtionsnivån skulle inte nödvändigtvis falla. Sverige har dessutom, relativt många andra länder, goda offentligfinansiella förutsättningar att möta en nedgång i efterfrågan. Det begränsade utrymmet för penningpolitisk stimulans kan därför i någon mån ersättas med mer expansiv finanspolitik än normalt. Hushållens sparande är också på en hög nivå även om en betydande del är bundet i pensionssystemet.

Samtidigt kan det vara viktigt att komma ihåg att modellens effekter till viss del identifieras under perioder då en svag bostadsprisutveckling har sammanfallit med en deprecierande krona och en ökad nettoexport. Beroende på vilket ekonomiskt scenario som tecknas behöver ett framtida bostadsprisfall inte nödvändigtvis vara förenat med en svagare krona och en stark återhämtning i exportsektorn och konsumtionseffekterna skulle därför kunna komma att bli större än vad modellresultaten indikerar. Den samlade bedömningen pekar dock mot att effekterna av ett isolerat inhemskt bostadsprisfall av den magnitud som undersökts här i sig inte behöver få allvarliga konsekvenser för hushållens konsumtion.

I den mån bostadsprisfallet är ett resultat av en större internationell kris, med omfattande finansiell turbulens, eller blir mer varaktigt framstår riskerna för hushållens konsumtion som större. Modellens betingade prognos på effekterna på konsumtionen i dessa scenarier är föga överraskande något större, men en realisering av sådana scenarier innebär också en större grad av oförutsägbarhet än i ett mer isolerat kortvarigt inhemskt krisscenario. Det finns flera skäl till att effekterna på konsumtionen i dessa fall skulle kunna bli större än vad analysen i denna studie antyder. Kraftiga störningar på de internationella finansiella marknaderna kan förväntas öka sannolikheten för att historiska samband, åtminstone temporärt, upphör att gälla. Icke-linjära effekter på konsumtionen fångas sannolikt inte heller av vår antagna relation mellan bostadspriser och de finansiella variablerna i dessa scenarier. Dessutom är många ekonomier, till följd av en redan mycket expansiv penningpolitik och ansträngda statsfinanser, mycket sårbara för störningar en tid framöver. Även om resurser har investerats i förbättrade institutioner för att hantera kriser skulle en omfattande negativ internationell störning sannolikt inte medge en ekonomisk-politisk respons i paritet med den som har följt de tidigare konjunkturedgångar under den tidsperiod för vilken modellen är estimerad.

4 Referenser

Adolfson, M., Andersson, M. K., Lindé, J., Villani, M. och Vredin, A. (2007), "Modern Forecasting Models in Action: Improving Macro Economic Analyses at Central Banks", *International Journal of Central Banking* 3, 111-144.

André, C., Gupta, R. och Kanda, P. T. (2012), "Do House Prices Impact Consumption and Interest Rate? Evidence from OECD Using An Agnostic Identification Procedure", OECD Economics Department Working Paper No. 947.

Attanasio, O. och Weber, G. (1994), "The UK Consumption Boom of the Late 1980's: Aggregate Implications of Microeconomic Evidence", *Economic Journal* 104, 1269-1302.

Beechey, M. och Österholm, P. (2010), "Forecasting Inflation in an Inflation Targeting Regime: A Role for Informative Steady-State Priors", *International Journal of Forecasting* 26, 248-264.

Bjørnland, H. C. och Jacobsen, D. H. (2010), "The role of house prices in the monetary policy transmission mechanism in small open economies", *Journal of Financial Stability* 6, 218-229.

Buiter, W. (2010), "Housing Wealth Isn't Wealth", *Economics: The open-access, open-assessment E-Journal* 4, 2010-2022, www.economics-ejournal.org.

Case, K., Quigley, J. och Shiller, R. (2005), "Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market", *Advances in Macroeconomics* 5, 1-32.

Cogley, T., Morozov, S. och Sargent, T. J. (2005), "Bayesian Fan Charts for U.K. Inflation: Forecasting and Sources of Uncertainty in an Evolving Monetary System", *Journal of Economic Dynamics and Control* 29, 1893-1925.

Dickey, D. A. och Fuller, W. A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.

Doan, T. A. (1992), *RATS Users Manual*, version 4.

Doan, T. A., Litterman, R. B. och Sims, C. A. (1984), "Forecasting and Conditional Projections Using Realist Prior Distributions", *Econometric Reviews* 3, 1-100.

Dynan, K. (2012), "Is a Household Debt Overhang Holding Back Consumption", Brookings Papers on Economic Activity, vårupplagan.

Elbourne, A. (2008), "The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism: An SVAR approach", *Journal of Housing Economics* 17, 65-87.

Finansinspektionen (2013), "PM 1 - Förklaringar till utvecklingen av hushållens skuldsättning sedan mitten av 1990-talet", PM, Finansinspektionen..

Flavin, M. (1981), "The adjustment of Consumption to Changing Expectations About Future Income", *Journal of Political Economy* 89 (5), 974-1009

- Flavin, M. (1985), "Excess Sensitivity of Consumption to Current Income: Liquidity Constraints or Myopia?" *Canadian Journal of Economics* 18(1), 117-136.
- Iacoviello, M. (2005), "House Prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle", *American Economic Review* 95, 739-764.
- Igan, D. och Loungani, P. (2012), "Global Housing Cycles" *IMF Working Paper*, 12/27.
- Levy-Yeyati, E. and Gonzalez-Rozada, M. (2005), "Global factors and emerging market spreads", *IDB Working Paper* 552, Inter-American Development Bank, Washington.
- Litterman, R. B. (1986), "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions – Five Years of Experience", *Journal of Business and Economic Statistics* 5, 25-38.
- Mian, A., Rao, K. och Sufi, A. (2013), "House Prices, Home-Equity-Based Borrowing, and the US Household Leverage Crisis", *Quarterly Journal of Economics* 128(4), 1687-1726.
- Muellbauer, J. och Murphy, A. (1997) "Booms and Busts in the UK Housing Market", *Economic Journal* 107(445), 1701-1727.
- Musso, A., Neri, S. och Stracca, L. (2011), "Housing, consumption and monetary policy: How different are the US and the euro area?", *Journal of Banking & Finance* 35, 3019-3041.
- Ncube, M., och Ndou, E. (2011), "Monetary Policy Transmission, House Prices and Consumer Spending in South Africa: An SVAR Approach", Working Paper No 133, *African Development Bank*.
- Sinai, T. och Souleles, N.S. (2005), "Owner-Occupied Housing as a Hedge Against Rent Risk", *Quarterly Journal of Economics* 120(2), 763-789.
- Sveriges riksbank (2010), Penningpolitiskt protokoll, juli 2010, Sveriges riksbank.
- Sveriges riksbank (2010), *Penningpolitisk rapport*, juli 2010, Sveriges riksbank.
- Sveriges riksbank (2013), *Penningpolitisk rapport*, juli 2013, Sveriges riksbank.
- Sveriges riksbank (2011), "Riksbankens utredning om risker på den svenska bolåne-marknaden".
- Uhlig, H. (2005), "What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure", *Journal of Monetary Economics* 52, 381-419.
- Villani, M. (2009), "Inference in Vector Autoregressive Models with an Informative Prior on the Steady State", *Journal of Applied Econometrics* 24, 630-650.
- Wallentin, K. och Sellin, P. (2010) "Housing collateral and the monetary transmission mechanism," *Sveriges Riksbank Working Paper* No. 239.
- Zhang, H., Hu, Y. och Hu, B. (2012), "House-Price Crash and Macroeconomic Crisis: A Hong Kong Case Study," MPRA Paper 35534, *University Library of Munich*, Tyskland.

Österholm, P. (2010), "The Effect on the Swedish Real Economy of the Financial Crisis", *Applied Financial Economics* 20, 265-274.

Österholm, P. och Zettelmeyer, J. (2008), "The Effect of External Conditions on Growth in Latin America", *IMF Staff Papers* 55, 595-623.

5 Appendix

Tabeller

Tabell 3. Priorfördelningar för obetingade medelvärden.

Variabel	Intervall
$OMVBNP_t$	(-1,0; 1,0)
HY_t	(3,0; 6,0)
ALH_t	(5,0; 8,0)
$KONS_t$	(-1,0; 1,0)
$BOPRIS_t$	(-1,0; 1,0)
$RÄNTA_t$	(4,0; 7,0)
$FININDEX_t$	(95,0; 105,0)

Not: Nittiofemprocentiga intervall för priorfördelningen för parametern som bestämmer det obetingade medelvärdet. Priorfördelningarna är normalfördelningar. Variablerna definieras i avsnitt 2.

Diagram

Diagram 8: Impulsresponsfunktioner

Diagram 9: Obetingade (endogena) prognoser

Diagram 10: Störningar till svenska bostadspriser

Diagram 11: Störningar till svenska bostadspriser, med nollränterestriktion

Diagram 12: Utdragna störningar till svenska bostadspriser, med nollränterestriktion.

Diagram 13: Störningar till svenska bostadspriser och finansiellt stressindex, med nollränterestriktion.

Diagram 14: Störningar till omvärlds-BNP, high yield bond spread och svenska bostadspriser, med nollränterestriktion

Diagram 15: Impulsresponsfunktioner, kvartalstillväxttakter

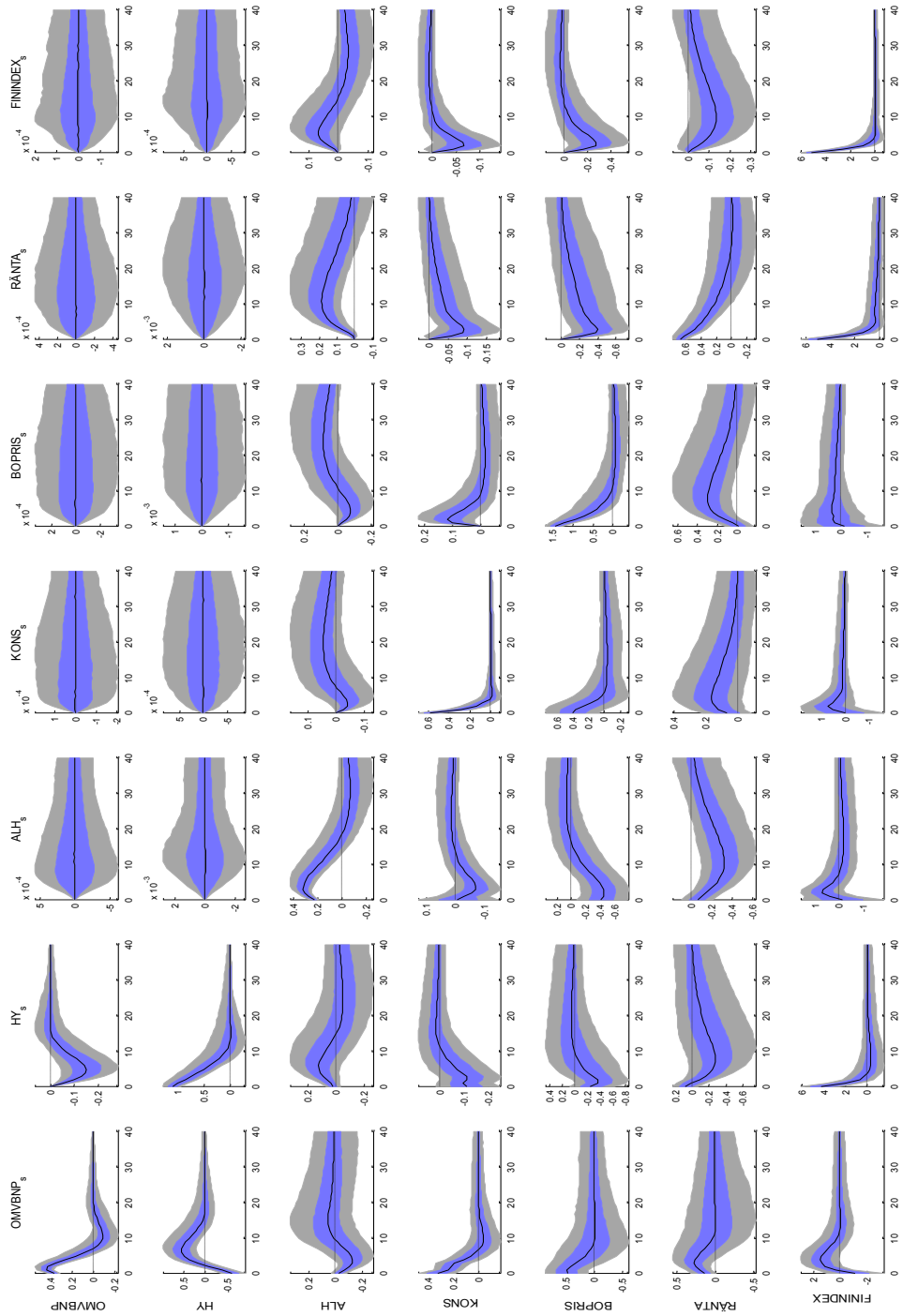
Diagram 16: Effekt av bostadsprisfall på totala investeringar. Impulsresponsfunktioner

Diagram 17: Effekt av bostadsprisfall på bostadsinvesteringar. Impulsresponsfunktioner

Diagram 18: Effekt av bostadsprisfall på svensk BNP. Impulsresponsfunktioner

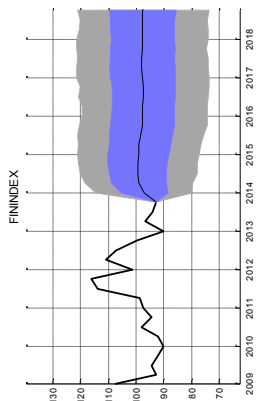
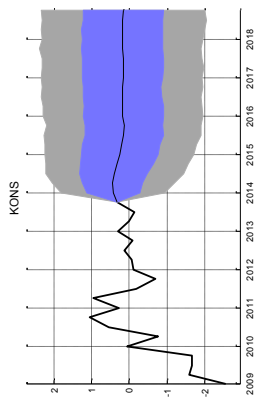
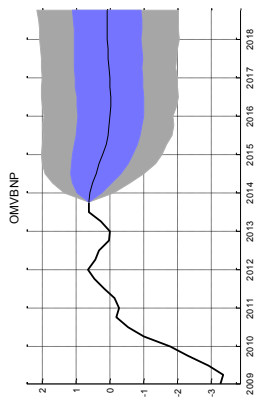
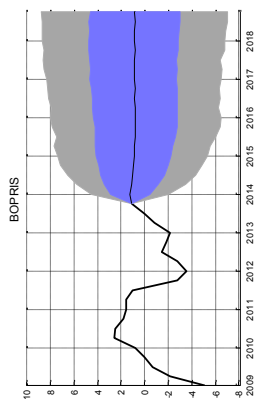
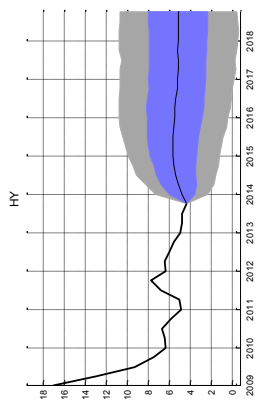
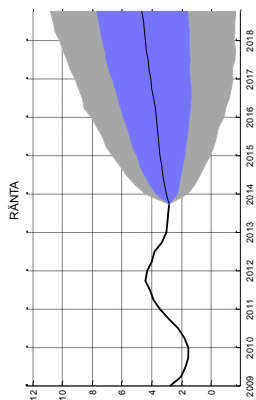
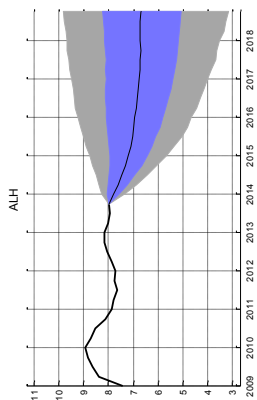
Diagram 19: Effekt av bostadsprisfall på nettoexport. Impulsresponsfunktioner

Diagram 8. Impulsresponsfunktioner



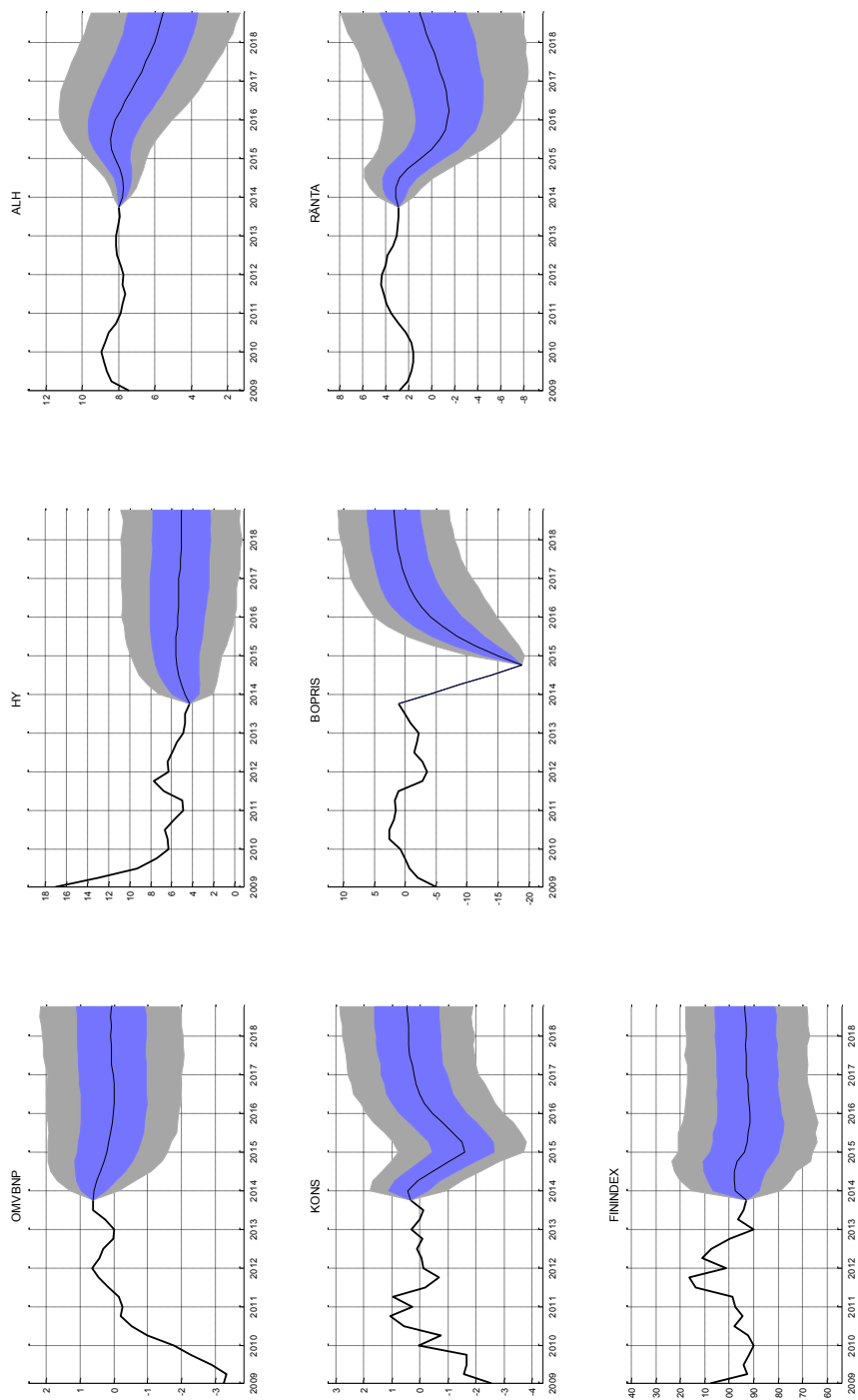
Not: 68 och 95 procentiga konfidensintervall i blått respektive grått. En störning till variabeln i en kolumn ger respons i respektive rad.

Diagram 9. Obetingade (endogena) prognoser



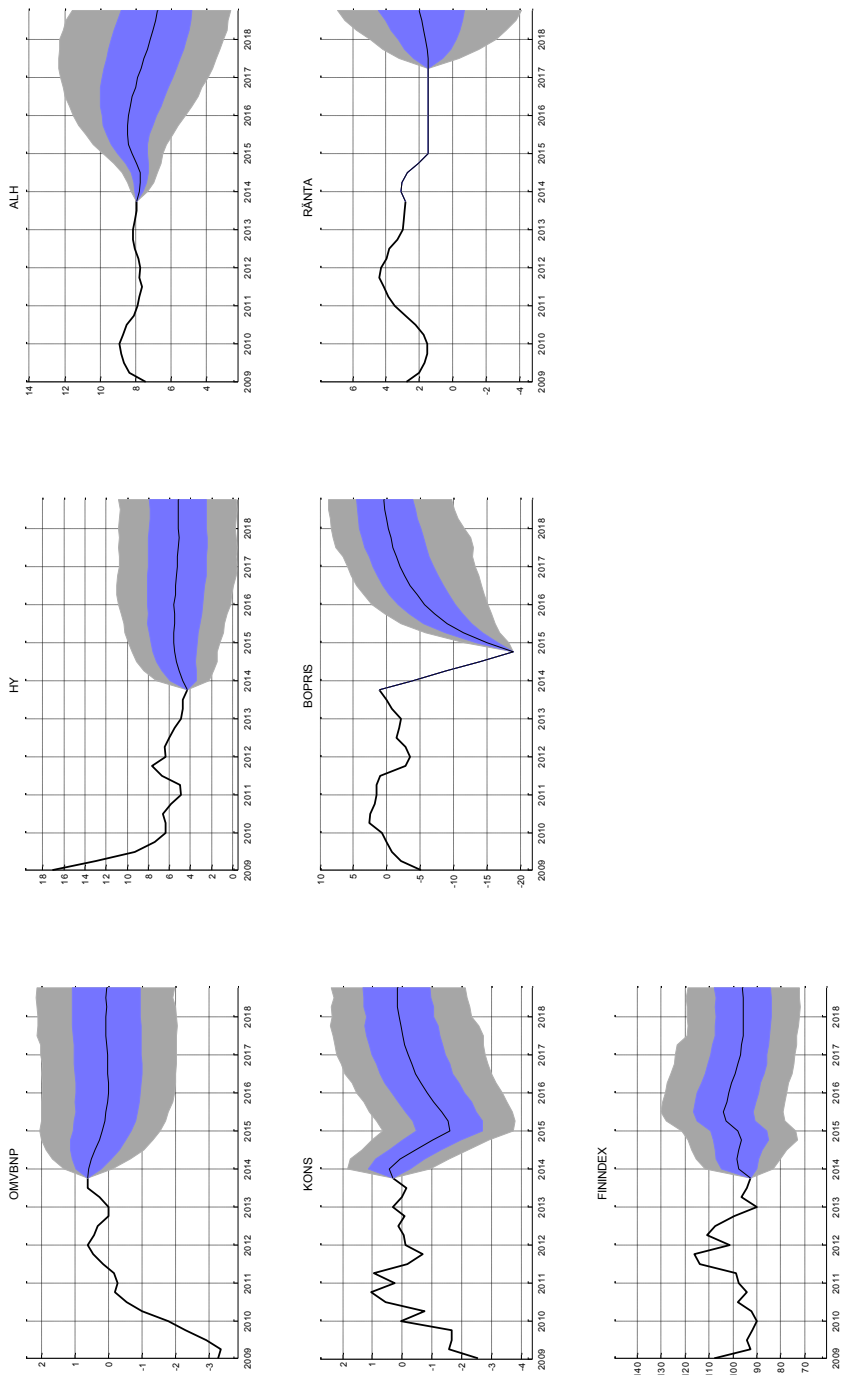
Not:

Diagram 10. Störningar (4x5 procent) till svenska bostadspriser



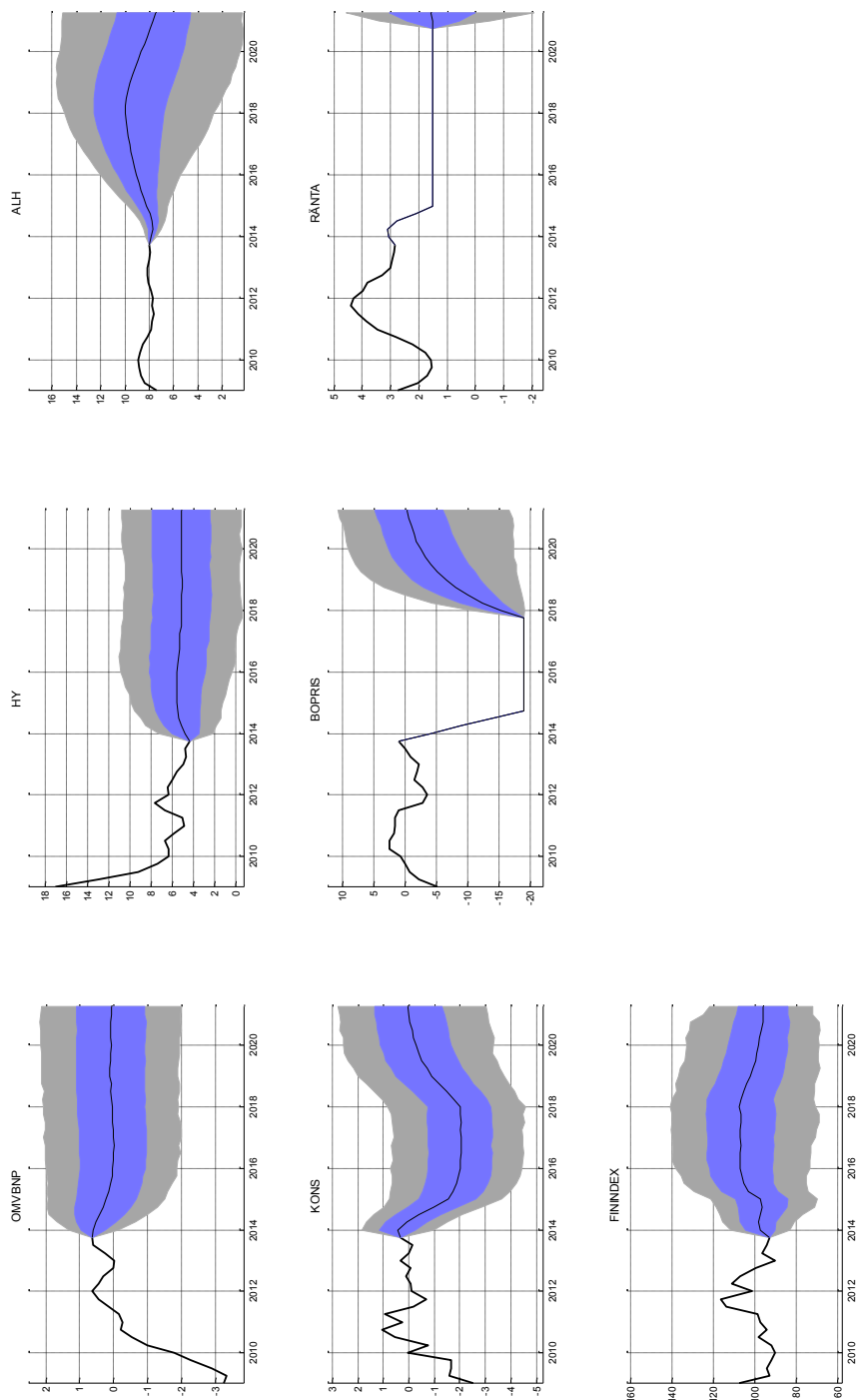
Not:

Diagram 11. Störningar (4x5 procent) till svenska bostadspriser. Med nollränterestriktion



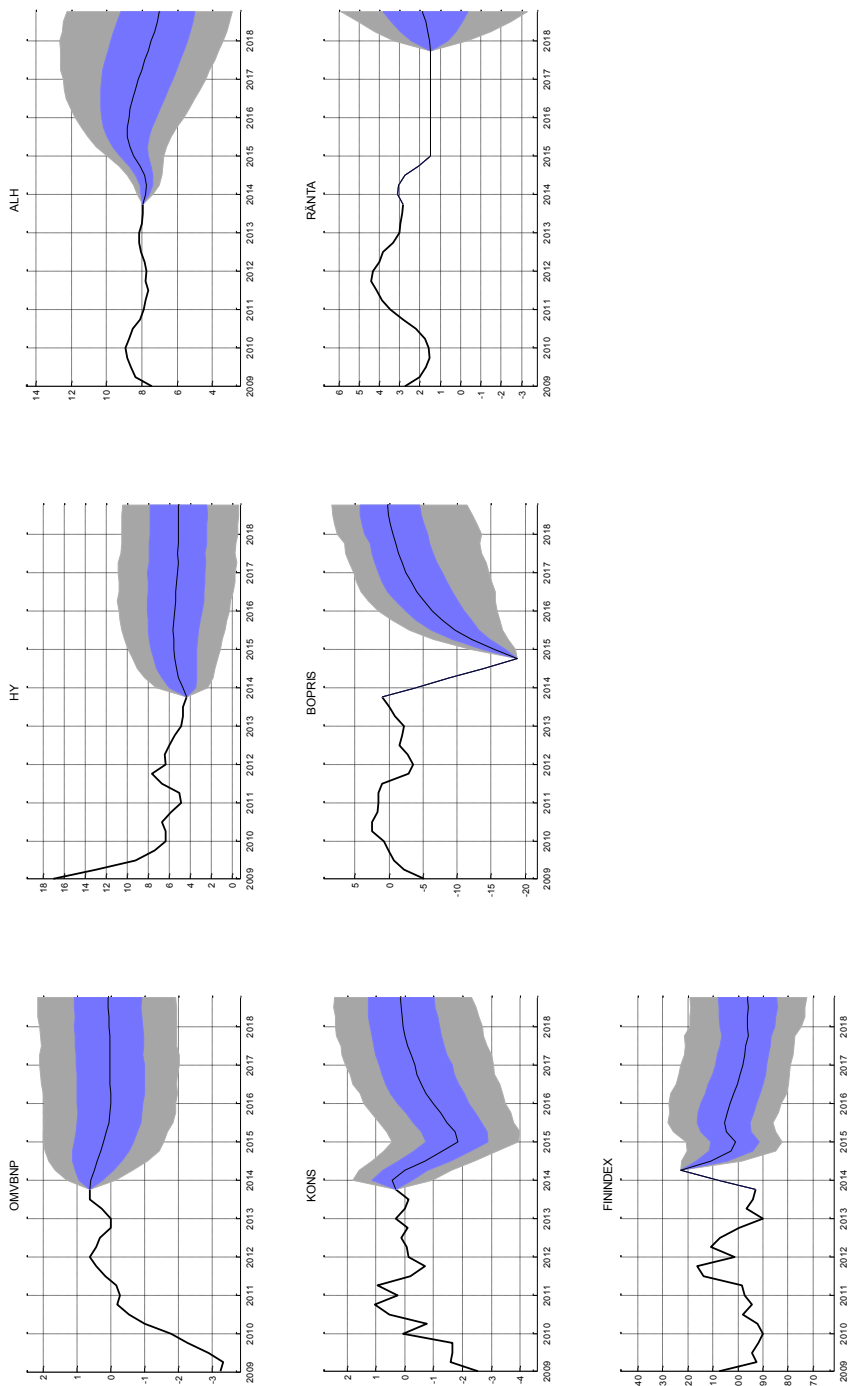
Not:

Diagram 12. Utdragna störningar till svenska bostadspriser. Med nollränterestriktion.



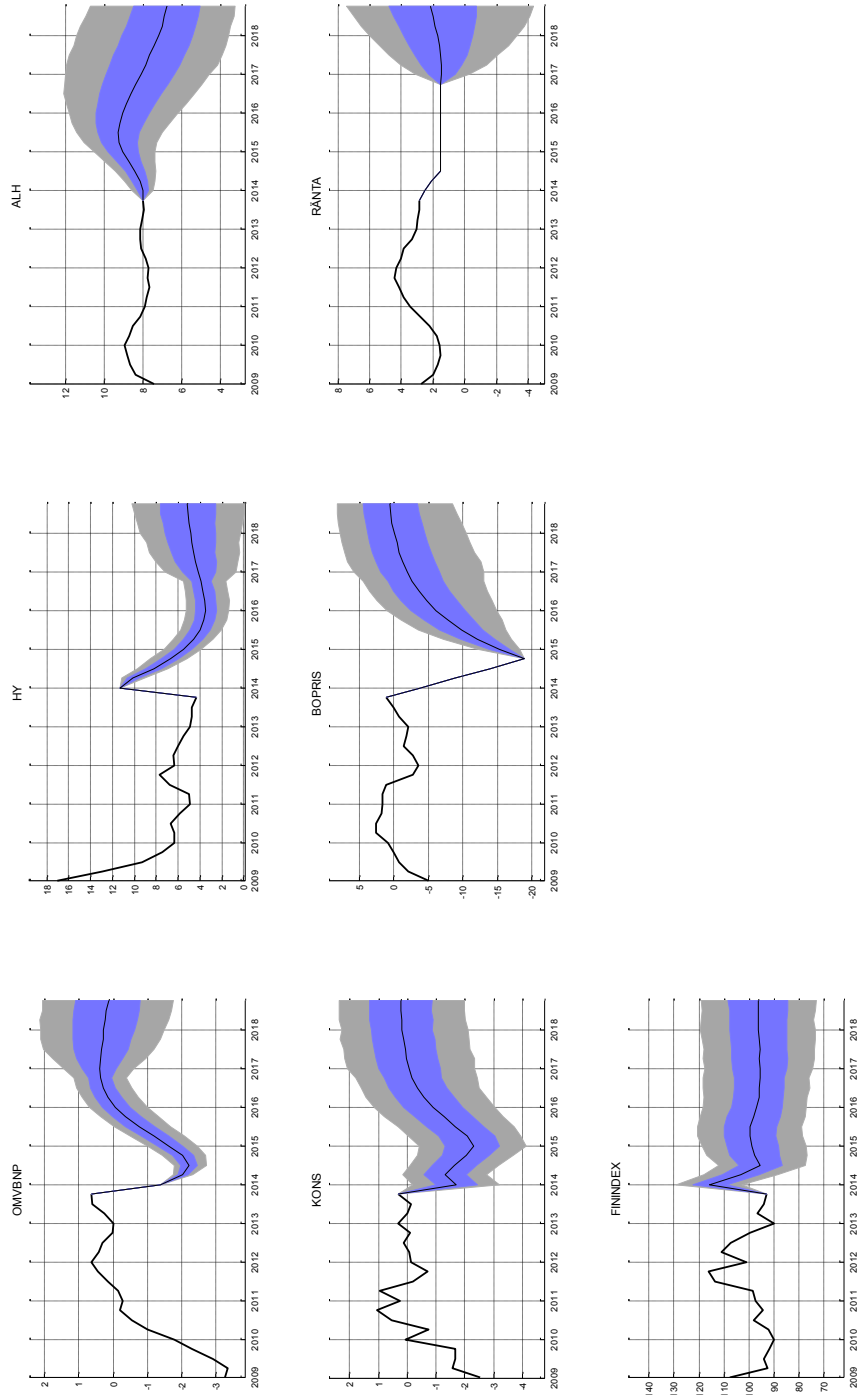
Not:

Diagram 13: Störningar till svenska bostadspriser och finansiellt stressindex, med nollänterestrestriktion.



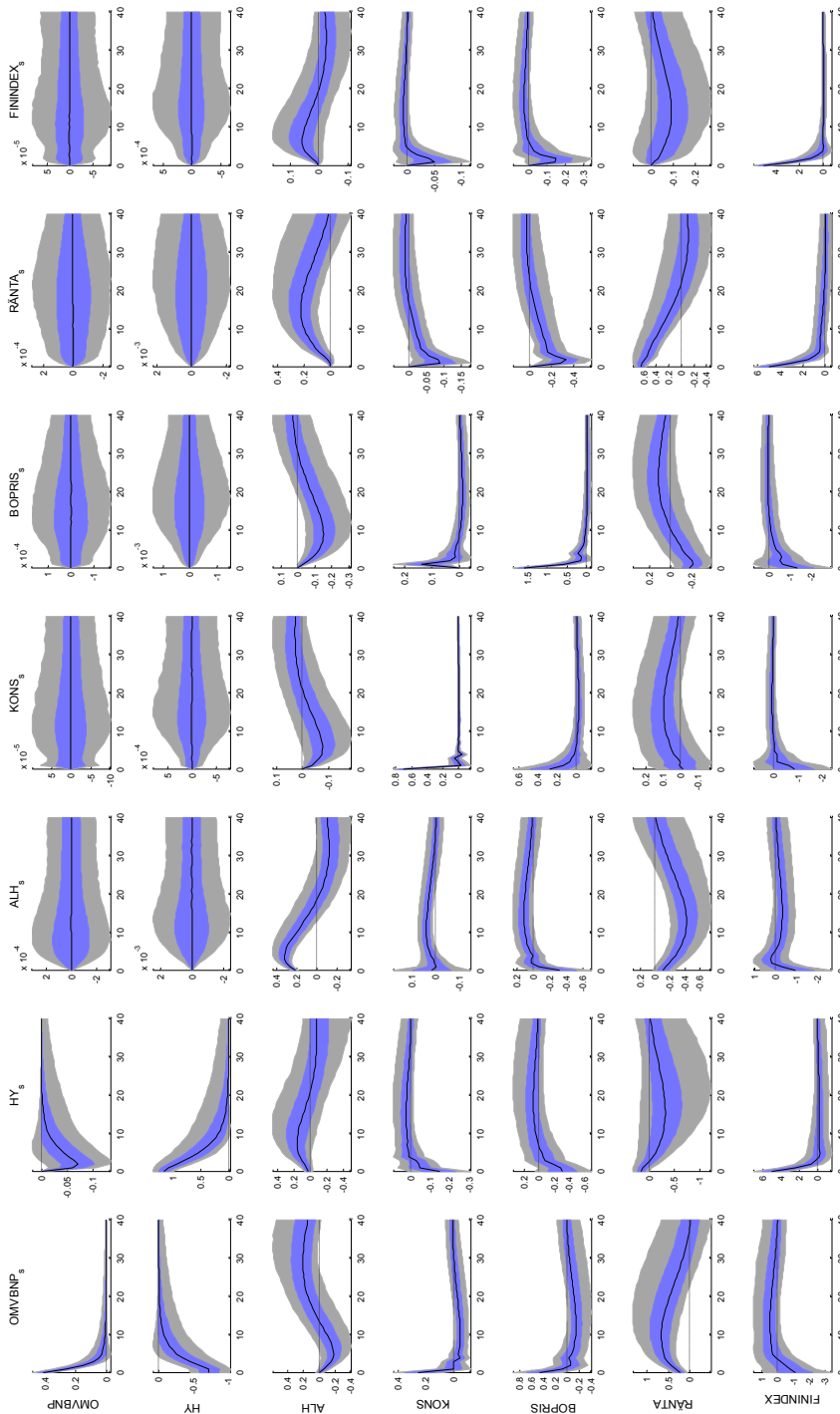
Not:

Diagram 14: Störningar till omvärlds-BNP, high yield bond spread och svenska bostadspriser, med nollränterestriktion



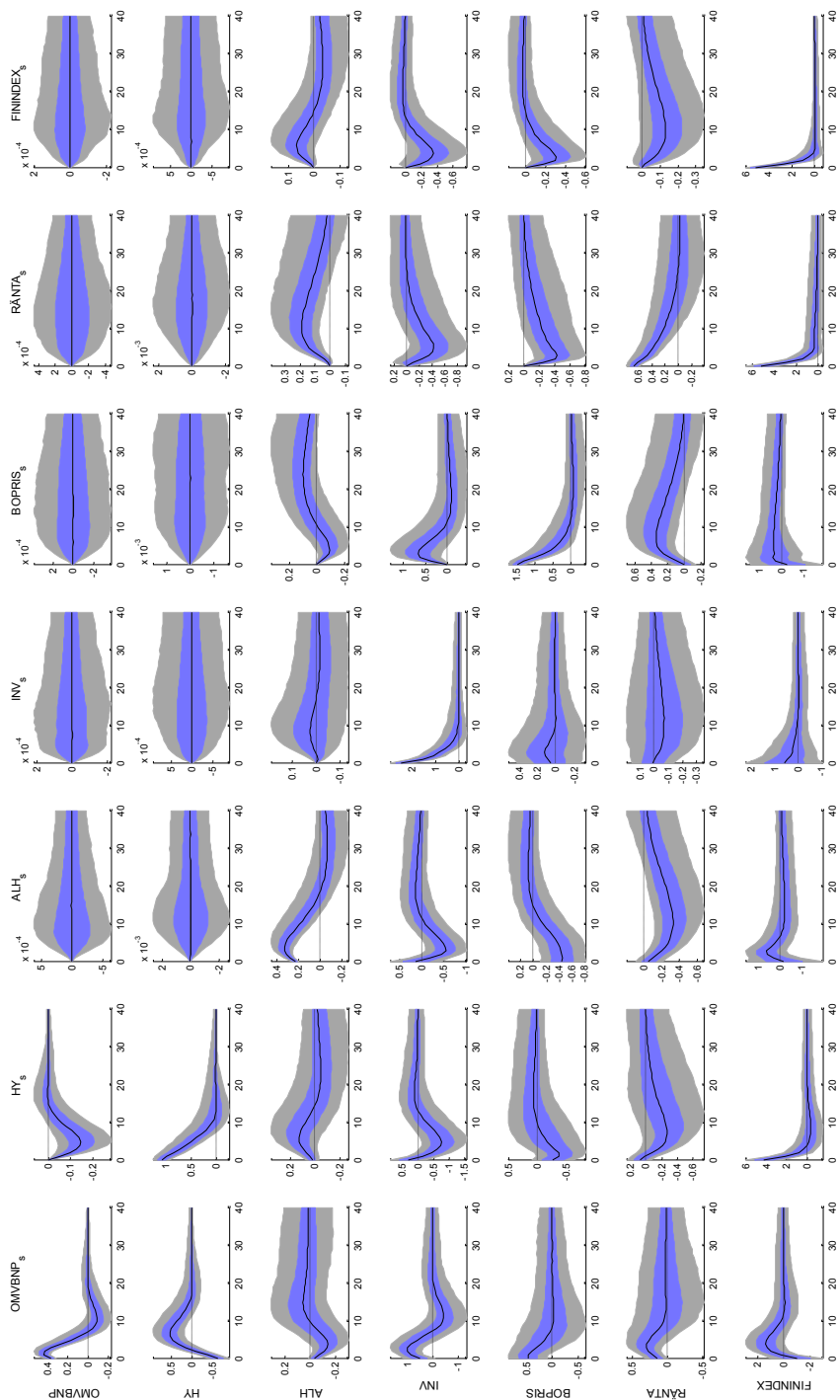
Not:

Diagram 15. Impulsresponssfunktioner, kvartalstillväxttakter



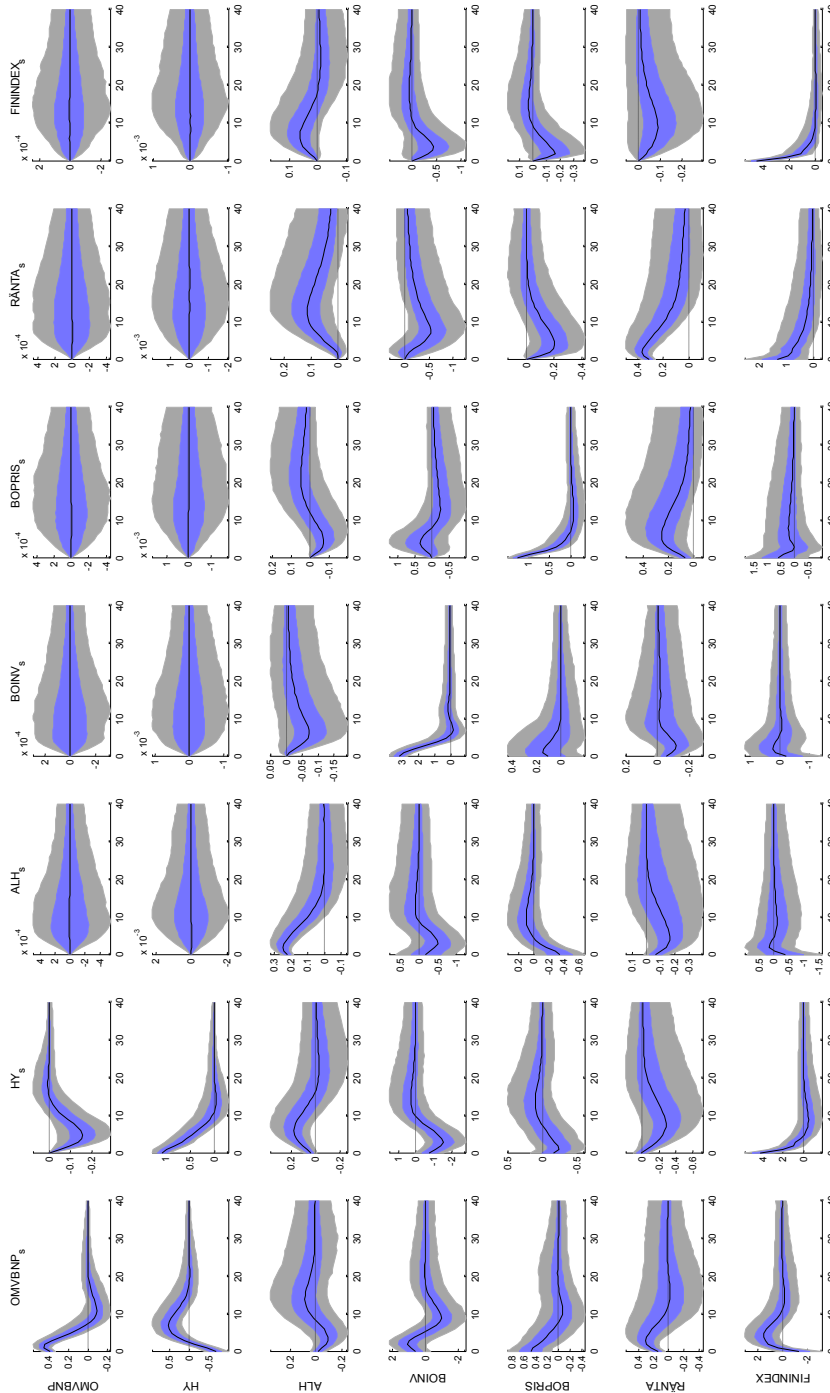
Not: Se förklaring till diagram 8

Diagram 16. Effekt av bostadsprisfall på totala investeringar. Impulsresponsfunktioner



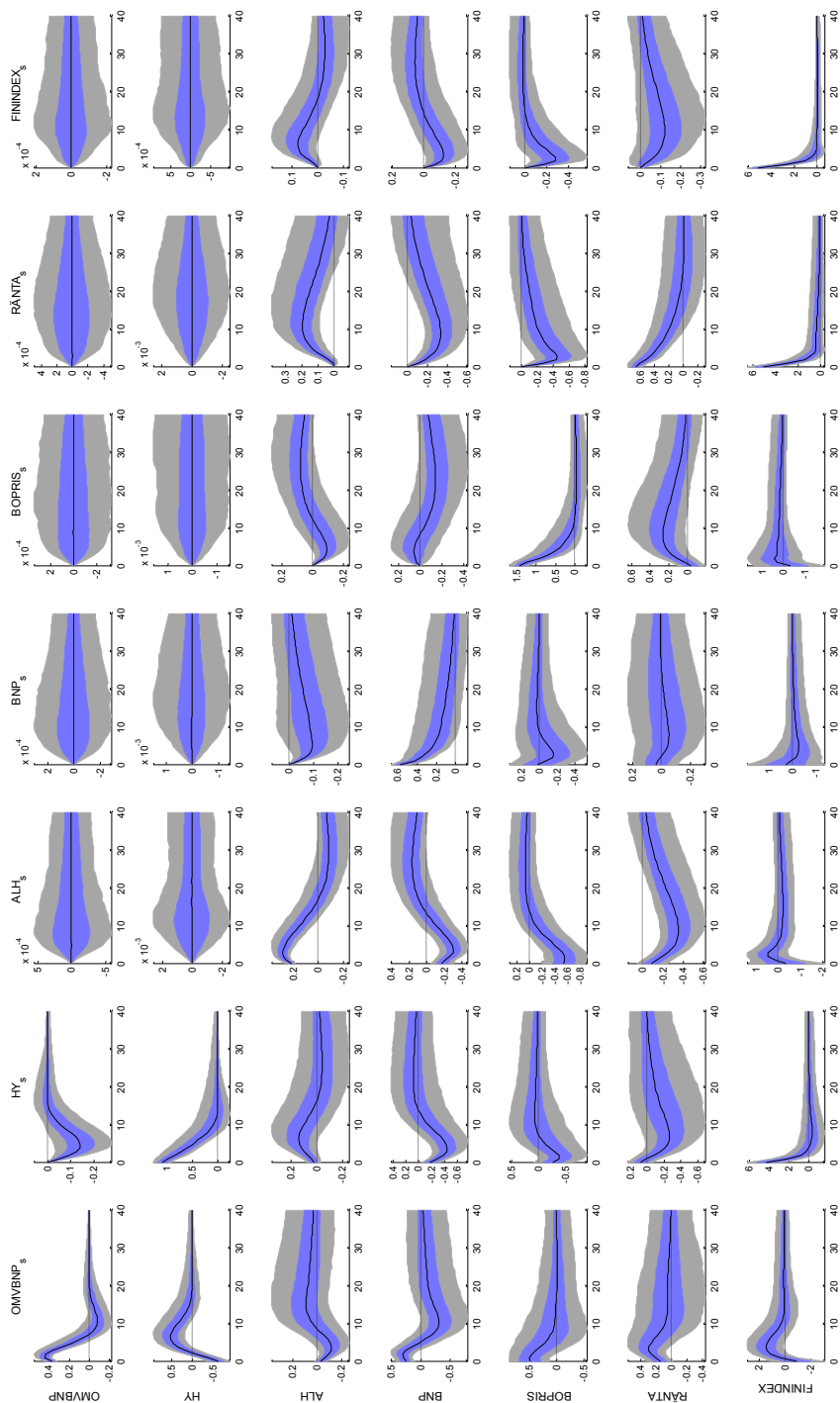
Not: Se förklaring till diagram 8

Diagram 17. Effekt av bostadsprisfall på bostadsinvesteringar. Impulsresponsfunktioner. Modellen estimerad på data 1993Q1-2013Q4



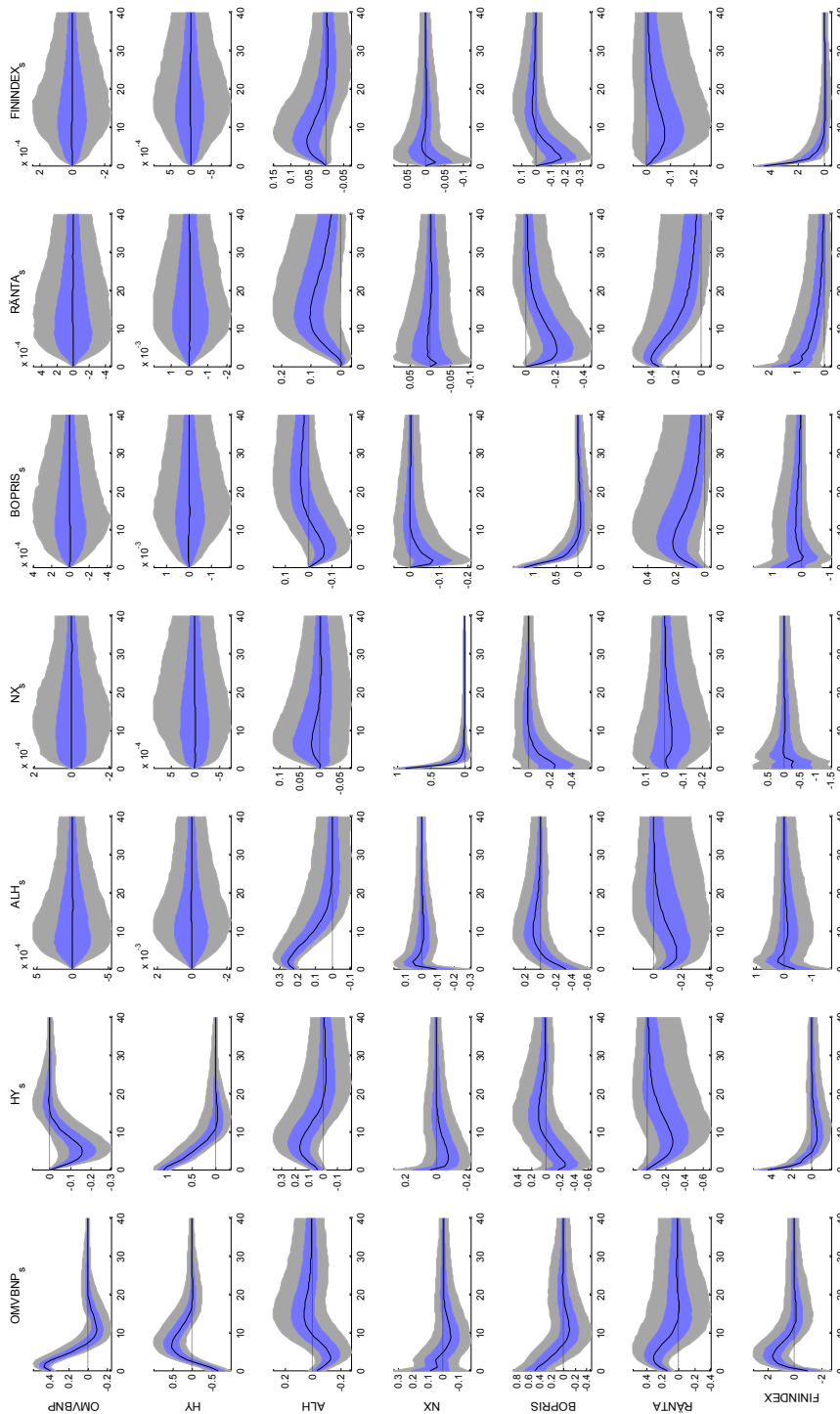
Not: Se förklaring till diagram 8

Diagram 18. Effekt av bostadsprisfall på svensk BNP. Impulsresponsfunktioner



Not: Se förklaring till diagram 8

Diagram 19. Effekt av bostadsprisfall på nettoexport. Impulsresponsfunktioner



Not: Se förklaring till diagram 8

Titlar i serien Specialstudier

Nr	Författare	Titel	År
41	Konjunkturinstitutet	Makroekonomiska effekter av ett bostadsprisfall i Sverige	2014
40	Konjunkturinstitutet	Avtalsvillkor i några utbildningsavtal och ungdomars arbetsmarknadsetablering	2014
39	Konjunkturinstitutet	Är ett bibehållet offentligt åtagande ett hållbart åtagande?	2014
38	Konjunkturinstitutet	Samhällsekonomiska effekter av sänkt bolagsskatt	2013
37	Konjunkturinstitutet	Tillväxt- och sysselsättningseffekter av infrastrukturinvesteringar, FoU och utbildning – En litteraturöversikt	2013
36	Konjunkturinstitutet	Effekter av en sänkt restaurang- och cateringmoms	2013
35	Konjunkturinstitutet	Vem ska betala för den förnybara elkraften? – Analys av kvotplikten inom elcertifikatsystemet	2013
34	Konjunkturinstitutet	Från vision till verklighet – en samhällsekonomisk analys av Färdplan 2050	2013
33	Jonas Björnerstedt	Interaktion mellan de klimat- och energipolitiska målen	2013
32	Charlotte Berg, Anna Krook-Riekkola, Erik Ahlgren och Patrik Söderholm	Mjuklänkning mellan modellerna EMEC och TIMES-Sweden – en metod för att förbättra energipolitiska beslutsunderlag	2012
31	Andrén, Thomas	Ekonomisk jämställdhet mellan kvinnor och män – en kunskapsöversikt	2012
30	Konjunkturinstitutet	Sveriges ekonomi Ett långsiktsscenario fram till år 2035	2012
29	Konjunkturinstitutet	Förstudie: Konjunkturinstitutets beräkning av S2-indikatorn	2012
28	Broberg, Thomas	Rekyleffekten Är energieffektivisering effektiv miljöpolitik eller långdistans i ett ekorrhjul?	2011
27	Andrén, Thomas	Frånvaroeffekter på lönen för kvinnor och män	2011
26	Forsfält, Tomas	Samhällsekonomiska effekter av två styrmedel för minskade avfallsmängder	2011
25	Samakovlis, Eva	Klimatpolitikens utmaningar under mandatperioden	2011
24	Andrén, Thomas	Kvinnors och mäns arbetsutbudspreferenser: analys med en strukturell diskret arbetsutbudsmodell	2011
23	Vredin Johansson, Maria	En utvärdering av det ekonomiska stödet till åtgärder för att främja hållbara städer	2010
22	Broberg, Thomas, Johanna Forslund och Eva Samakovlis	En utvärdering av kostnadseffektiviteten i stödet till energinvesteringar i lokaler för offentlig verksamhet	2009

21	Andrén Thomas, Jenny von Greiff och Juhana Vartiainen	Ekonomiska drivkrafter för att arbeta	2009
20	Vredin Johansson, Maria och Johanna Forslund	Klimatanpassning i Sverige Samhällsekonomiska värderingar av hälsoeffekter	2009
19	Konjunkturinstitutet	Utvärdering av prognoser för offentliga finanser	2009
18	Broberg, Thomas, Samakovlis, Eva, Sjöström, Magnus och Göran Östblom	En samhällsekonomisk granskning av Klimatberedningens handlingsplan för svensk klimatpolitik	2008
17	Konjunkturinstitutet	Hours, Capital and Technology – What Matters Most? Analyzing Productivity Growth by the Means of Growth Accounting	2008
16	Konjunkturinstitutet	Konjunkturinstitutets finanspolitiska tankeram	2008
15	Hammar, Henrik och Lars Drake	Kan ekonomiska styrmedel bidra till en giftfri miljö?	2007
14	Sjöström, Magnus	Monetär värdering av biologisk mångfald. En sammanställning av metoder och erfarenheter	2007
13	Forslund, Johanna, Per-Olov Marklund and Eva Samakovlis	Samhällsekonomiska värderingar av luft- och bullerrelaterade hälsoproblem	2007
12	Samakovlis, Eva and Maria Vredin Johansson	En utvärdering av kostnadseffektiviteten i klimatinvesteringsprogrammen	2007
11	Lundborg, Per, Juhana Vartiainen och Göran Zettergren	Den svenska jämviktsarbetslösheten: En översikt av kunskapsläget	2007
10	Hammar, Henrik	Konsekvenser för skogsindustrin vid ett eventuellt införande av en svensk kilometerskatt	2006
9	Öberg, Ann och Joakim Hussénius	Marginell utbytesgrad – ett mått på drivkrafterna för arbete	2006
8	Söderholm, Patrik och Henrik Hammar	Kostnadseffektiva styrmedel i den svenska klimat- och energipolitiken	2005
7	Öberg, Ann	Samhällsekonomiska effekter av skattelättnader för hushållsnära tjänster	2005
6	Konjunkturinstitutet	Produktivitet och löner till 2015	2005
5	Bergvall, Anders	Utvärdering av Konjunkturinstitutets prognoser	2005
4	Gren, Ing-Marie and Lisa Svensson	Ecosystems, Sustainability and Growth for Sweden during 1991-2001	2004
3	Elofsson, Katarina och Ing-Marie Gren	Kostnadseffektivitet i svensk miljöpolitik för Östersjön – en utvärdering	2003
2	Konjunkturinstitutet	Egnahemsposten i konsumentprisindex – En granskning av KPI-utredningens förslag	2002
1	Konjunkturinstitutet	Penningpolitiken	2002

Konjunkturinstitutet, Kungsgatan 12-14, Box 3116, 103 62 Stockholm
Tel: 08-453 59 00, Fax: 08-45359 80, ki@konj.se, www.konj.se

ISSN 1650-996X