

Sammanfattning

Denna FI-analys presenterar en modell för de svenska hushållens skulder. Hushållens skuldsättning är nära kopplad till huspriser och de båda bestäms av räntor och konjunkturutsikter, samt av varandra. Modellens skattade egenskaper är rimliga; modellen reagerar som väntat på chocker och överlag överensstämmer dess historiska prognoser väl med utfallen. Detta gör att vi kan använda modellen som stöd för FI:s analys av hushållens skulder.

I artikeln redovisas två scenarier för hur hushållens skuldsättning kan utvecklas framöver. Basscenariot utgår från KI:s bedömning av den framtida makroekonomiska utvecklingen. I detta scenario ökar huspriserna och hushållens skulder med 9,5 respektive 6,4 procent i genomsnitt under 2015, för att sedan öka något långsammare åren därefter. Skuldkvoten stabiliseras kring 185 procent mot slutet av 2017. I det andra scenariot antas huspriserna växa betydligt snabbare under 2016. Detta medför att skulderna också växer snabbare och skuldkvoten når då nästan 190 procent 2018.



Inledning

Det finns flera skäl för Finansinspektionen (FI) att följa hushållens skuldsättning. För det första kan en snabbt stigande skuldsättning vara ett tecken på att sårbarheter byggs upp i det finansiella systemet och därmed att riskerna för finansiell instabilitet ökar, se Finansinspektionen (2015d). FI ska också arbeta för att motverka finansiella obalanser, eftersom de kan göra ekonomin mer sårbar, se Finansinspektionen (2014b).

FI följer och analyserar redan hushållens skuldsättning, bland annat i rapporterna ”Den svenska bolånemarknaden” och ”Stabiliteten i det finansiella systemet”. Dessutom ingår analys av skuldsättning när FI varje kvartal fattar beslut om den så kallade kontracykliska kapitalbufferten, se Finansinspektionen (2014a). Den tillgängliga informationen ger FI en god bild av den svenska skuldsättningen, men det saknas i dagsläget verktyg för att studera hur skulderna kan utvecklas framöver.

Den skuldmodell som utvecklas i denna studie bidrar till FI:s analys på flera sätt. För det första kan modellen användas för att göra prognoser för skulderna, vilket bidrar till att FI får en bättre framförhållning i att identifiera sårbarheter och vidta åtgärder som kan minska dessa sårbarheter. En modell systematiserar analysen och ger också en ökad förståelse för drivkrafterna bakom skuldernas utveckling. Dessutom gör modellen det möjligt att studera hur skulderna utvecklas under olika ekonomiska förutsättningar – till exempel om konjunkturen stärks snabbare än i ett tänkt huvudscenario.

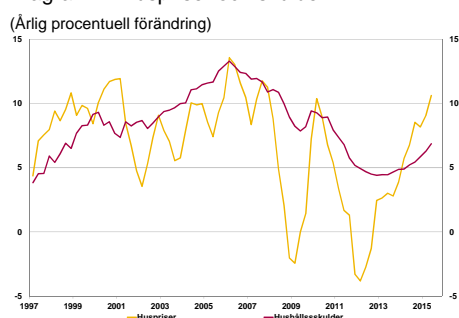
Denna studie är upplagd på följande sätt. Vi inleder med att diskutera de faktorer som kan väntas driva hushållens skulder. Eftersom hushållens skulder är starkt sammankopplade med bostadspriserna utgår vi från det som driver utbudet och efterfrågan på bostadsmarknaden. I nästa steg beskriver och studerar vi den skattade modellen. Studien avslutas med en redovisning av modellprognoser under två olika antaganden (scenarier). I det första scenariot antar vi att BNP och reporäntan utvecklas i linje med Konjunkturinstitutets (KI) bedömning i Lönebildningsrapporten 2015, se Konjunkturinstitutet (2015). Samtidigt har svenska huspriser stigit mycket snabbt den senaste tiden och det finns en risk att prisökningstakten fortsätter att vara hög. I det andra scenariot antar vi därför att huspriserna ökar snabbare.

Hushållens skulder är starkt kopplade till bostadspriserna

För att en skuld ska uppstå måste det finnas någon som är villig att låna ut och någon annan som vill låna. Detta gäller oavsett lånets ändamål. Villigheten att låna ut styrs bland annat av kreditgivarens kostnad för att finansiera lånet. Dessa finansieringskostnader påverkas av tillgången till (internationella) kapitalmarknader och av regleringar, se Hansen (2013). Under finanskrisen 2008–2010 minskade utbudet av krediter på grund av att bankernas tillgång till kapital minskade och 2010 infördes ett tak för hur stort ett bostadslån får vara i relation till bostadens värde. Förmågan att bära ett lån beror på hur hushållets ekonomi ser ut och vad kostnaden för lånet är (eller rättare sagt relationen mellan dessa).

I Sverige utgör bostadslånen nästan 80 procent av hushållens skulder. Detta förklaras av att en stor andel av hushållen i Sverige äger sin

Diagram 1. Huspriser och skulder



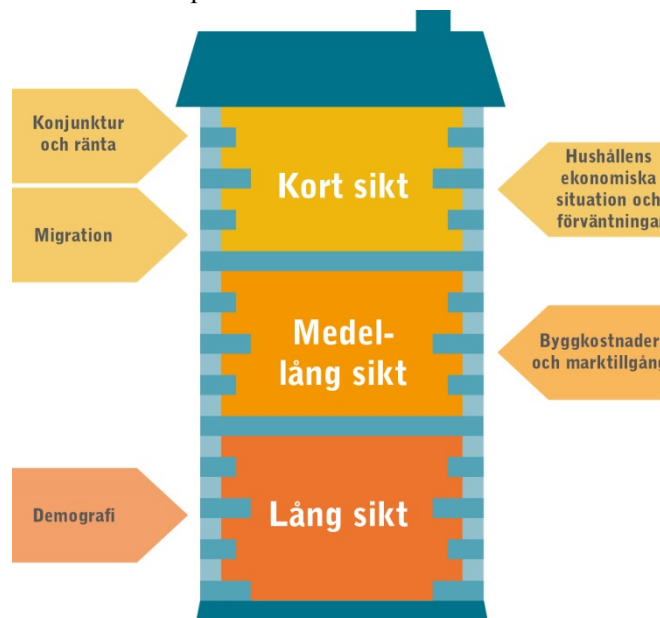
Källa: SCB

Anm. Huspriserna är mätta med Fastighetsprisindex (FPI).

bostad och majoriteten av bostadsköpen finansieras genom lån. Bostäderna är dessutom säkerheter för lånen och utgör ungefär 50 procent av hushållens sammanlagda förmögenhet, se Sveriges riksbank (2013b). För att förklara skuldernas utveckling i Sverige behöver man därför förstå hur huspriserna utvecklas. När bostadpriserna är höga behöver husköparen låna mer till köpet än när priserna är låga. Dessutom kan de som redan har lån öka sin belåning när priserna ökar.

Som på alla marknader bestäms priser och kvantiteter av utbud och efterfrågan. Bostadsmarknaden skiljer sig dock från andra marknader på några sätt. En skillnad mot många marknader är att utbudet förändras långsamt – det tar tid att riva och att bygga – och därför kommer priser att reagera tidigare än kvantiteter. Dessutom är en bostad både en tillgång (en investering) och en tjänst man konsumerar genom att hyra eller äga ett hus eller en lägenhet.

Bild 1 illustrerar faktorer som kan väntas påverka bostadsmarknaden och därmed bostadpriserna.

Bild 1: Faktorer som påverkar bostadsmarknaden

BOSTADSEFTERFRÅGAN ÄR VIKTIG PÅ KORT SIKT

På kort sikt är utbudet av bostäder i princip konstant, vilket gör att förändringar i efterfrågan främst påverkar prisutvecklingen på den kortaste horisonten. Den viktigaste efterfrågekomponenten, och avgörande för ett bostadsköp, är hushållens ekonomiska förutsättningar, dvs. deras inkomst efter skatt och förmögenhet. Hansen (2013) menar att hushållens inkomster påverkas både av strukturella faktorer, som åldersfördelningen i landet, och av cykliska faktorer, som hur hög räntan är och förändringar i bidrag eller beskattning av räntekostnader eller bostäder.

Eftersom ett bostadsköp är ett långsiktigt åtagande spelar förväntningar speciellt stor roll. Dessa förväntningar rör både hushållets egen ekonomi och landets förväntade ekonomiska utveckling. Förväntningarna gäller typiskt bostadspriser, arbetslöshet, ränta, skatter och löner. De senaste 20 åren har hushållens disponibla inkomster stigit kraftigt samtidigt som realräntorna – det vill säga ränta minus inflationstakt – sjunkit påtagligt. Den låga räntan, stigande disponibla inkomster och sänkta skatter på bostäder har medfört att hushållens skulder ökat med nästan 10 procent per år i genomsnitt 2000–2010 (se diagram 1). Fi-

nansinspektionen m.fl. (2015) beskriver betydelsen av realräntans utveckling för bostadspriser och skuldsättning mer i detalj. I dagsläget är realräntan i Sverige lägre än 1 procent, vilket bidrar till den stigande skuldsättningen.

BOSTADSUTBUDET VIKTIGT PÅ LÄNGRE SIKT

Utbudet av bostäder är mer trögrörligt än efterfrågan och spelar därför en viktig roll på lite längre sikt. Utbudet av bostäder beror till stor del på marktillgång och kostnader för att bygga. Byggkostnaderna påverkas bland annat av markpriser, byggmaterialpriser, byggarbetslöner, skatter och subventioner, samt regleringar som rör byggandet. Sedan 90-talskrisen har byggandet varit lågt i Sverige. Bland annat har byggandet hållits tillbaka av höga markpriser och regleringar av hyresmarknaden.

DEMOGRAFISKA FAKTORER

Migration påverkar behovet av bostäder. I Sverige har invandring bidragit till att befolkningen har ökat de senaste decennierna. Det har dessutom skett en snabb urbanisering vilket medfört ett ökat behov av bostäder i storstäderna. Detta är två orsaker till att priserna ökat snabbt, speciellt i storstadsområdena. Den demografiska utvecklingen påverkar även bostadsefterfrågan på längre sikt. Sammantaget är befolkningstillväxt, åldersfördelning och flyttmönster viktiga. Man kan konstatera att byggandet inte har matchat befolkningstillväxten och inflyttningen till storstäderna i Sverige, se Finansinspektionen m.fl. (2015).

SAMBANDET MELLAN BOSTADSPRISER OCH SKULDER ÄR INTE PERFEKT

Sambandet mellan tillväxttakten i fastighetspriserna och hushållens skulder är starkt, men det finns perioder då det är svagare (se diagram 1). Det finns några olika förklaringar till detta. Om utbudet av bostadsrätter och villor ökar så kommer det att driva ned fastighetspriserna. Det kommer samtidigt att innebära att fler personer kommer att äga sitt boende, vilket på kort sikt ger ökad skuldsättning på aggregerad nivå. Detta ger ett partiellt negativt samband mellan bostadspriser och skulder. Vidare påverkas endast de som tar nya lån av ökade bostadspriser. De bostadsägare som säljer en lägenhet för att köpa ett hus ”drabbas” av prisökningen vid köpet och gynnas av prisökningen vid försäljningen. Om det köpta objektet är billigare än det sålda kommer just den bostadsägaren till och med att vara lägre belånad än före de båda affärerna trots att fastighetspriserna ökat. Ett tredje skäl till varför sambandet mellan bostadspriser och skulder inte är perfekt är att antalet genomförda fastighetsaffärer spelar roll för skuldernas utveckling. Om en prishöjning innebär färre försäljningar så kommer inte ökningen i bostadspriset ha full effekt på skulderna.

En modell för hushållsskulden

MODELLENS VARIABLER

Hushållens skulder mäts med statistik för svenska monetära finansinstituts (MFI) utlåning till hushåll och bostadspriserna med Fastighetsprisindex (FPI).

Föregående avsnitt ger förslag på möjliga förklarande variabler i modellen. För att variablerna ska kunna ingå i modellen måste det dock finnas data som sträcker sig tillräckligt långt tillbaka i tiden, åt-

minstone från början av 2000-talet. Om en variabel bedöms bidra till att förklara skuld- eller husprisutvecklingen och det finns tillräckligt många observationer i tidsserien så har vi inkluderat den i modellskattningen och därefter studerat sambanden mellan variabeln i fråga och de övriga variablerna i modellen. De variabler som ger rimliga skattade samband har vi behållit i modellen. I en bra modell ska förändringar i de förklarande variablerna ge såväl ekonomiskt som storleksmässigt rimliga förändringar i skulder och bostadspriser. Om sambandet mellan två variabler avviker från det förväntade exkluderar vi en av variablerna.

Bostadsutbudet kan approximeras med förändringen i hus- och lägenhetsstocken. Statistik över bostadsbeståndet har dock för få observationer för en modellskattning. I stället har vi försökt använda information om byggstartar och bygglov. Dessa variabler bidrar emellertid inte till att förklara skuldernas utveckling i modellen och ger dessutom samband som inte är rimliga utifrån ekonomisk teori.

Man skulle även vilja inkludera mått på byggkostnaderna i Sverige, i enlighet med diskussionen i föregående avsnitt. Som vi där noterade så beror byggkostnaderna på markpriser, byggmaterialpriser, byggarbetslöner samt skatter och subventioner, och regleringar som rör byggandet. Samtliga dessa variabler är dock svåra att mäta, framför allt över tid. Sammantaget gör detta att vi därför inte använder något mått på utbudet i den slutliga modellen.¹

Bostadsefterfrågan beror på hushållens ekonomiska situation: Om de har arbete, storleken på deras inkomst och förmögenhet, samt kostnaden för att låna (ränta och beskattning). Framför allt är det hur hushållen upplever dessa faktorer och hur de förväntar sig att de ska utvecklas som påverkar konsumtions- och lånebesluten. Utvecklingen i traditionella makrovariabler som exempelvis disponibel inkomst, förmögenhet, arbetslöshet, sysselsättning, BNP och konsumtion är därför tänkbara variabler som fångar viktiga aspekter av bostadsefterfrågan. Dessa mått fångar däremot inte hushållens förväntningar om framtiden eftersom de är bakåtblickande. KI sammanställer ett mått på hushållens förtroende där hushållens syn på Sveriges och den egna ekonomin, nu och om ett år, sammanfattas.² Hushållsförtroendet är därför en kandidat till att förklara både huspriser och skuldsättning.

Hushållsförtroendet (CCI) ger rimliga samband med såväl huspriser som skuldsättning i modellen. Det fungerar bättre än BNP, konsumtion och arbetsmarknadsvariablerna. När vi inkluderar förtroendet tillsammans med en av de traditionella konjunkturvariablerna försämrar modellens egenskaper – sambandet mellan förtroende och skulder urholkas. Vi har även testat att lägga till inkomst- och förmögenhetsvariabler i modellen, men deras bidrag till att förklara huspriser eller skuldsättning på aggregerad nivå är minimalt.

En ytterligare variabel som ger modellen ett önskvärt beteende är bolåneräntan, som i teorin också är central för skuldsättningens tillväxt. När räntan är låg är den löpande lånekostnaden låg och utrym-

¹ Det skulle vara fördelaktigt att inkludera en utbudsapproximation i modellen eftersom det möjliggör experiment som undersöker hur skulderna kan tänkas påverkas av ökat byggandet. Vid en vidareutveckling av modellen bör man därför göra ett nytt försök till att identifiera en sådan variabel.

² Detaljerad information om KI:s konjunkturbarometer (hushåll) ges på deras hemsida: www.konj.se.

met att bära kostnaderna för en skuld ökar.³ I modellen använder vi en löptidsviktad bolåneränta.

Den demografiska sammansättningen är svår att mäta, men vi har ändå gjort ett försök att ta hänsyn till dess utveckling genom att testa befolkningstillväxt i modellen. Variabeln ger dock ingen effekt på huspriser eller skulder. Det troliga är att befolkningen snarare påverkar skuld tillväxten i jämvikt⁴ än de kortsiktiga sambanden vi avser att modellera.

Den modell som uppvisar bäst egenskaper innehåller hushållsförtroendet enligt CCI, bostadspriser enligt FPI, hushållens skulder och en löptidsviktad bolåneränta. Detta är modellen som beskrivs och används i resten av artikeln.

MODELLEN BYGGER PÅ HISTORISKA SAMBAND I DATA

Vi använder en modellansats som kombinerar expertkunskap, i form av åsikter om variabelernas långsiktiga tillväxttakter, med samband i data.⁵ Modellen beskriver två saker:

1. Hur variabelerna förväntas utvecklas i normalläget, dvs. när alla variabler är i jämvikt. Här är expertkunskaper viktiga.
2. Hur variabelerna förväntas utvecklas från utfall till jämvikt. Här är data viktigt.

Åsikter om variabelernas långsiktiga tillväxttakter ges i form av så kallade prior-fördelningar (se tabell 1). Priorfördelningarna har väglett av att bostadspriser och skulder ska växa i samma takt som nominell BNP i normalläget. De senaste åren har skulderna vuxit snabbare än nominell BNP. Skillnaden i tillväxttakterna har dock till stor del drivits av strukturella faktorer, exempelvis genom att många hyresrätter ombildats till bostadsrätter, se Hansen (2013). Andra sådana strukturella faktorer är sänkta skatter på boendetjänster och den nedåtgående trenden i räntorna de senaste decennierna. Ränta är med i modellen men inte ombildning av bostadsrätter och sänkta skatter. Samtliga faktorer påverkar troligen både dynamik och jämvikt i modellen. Vi har valt att använda dessa som argument för att sätta jämvikten till samma som nominell BNP (i priorfördelningen) eftersom det är svårt att kvantifiera och därmed modellera de strukturella faktorerna.

Åsikterna om modellens jämvikter uppdateras med information i data och ger den så kallade posterior-fördelningen (se tabell 1). Hur de olika variabelernas prognoser kommer att röra sig från utfall till jämvikt beskrivs av skattade dynamiska parametrar där alla variabler simultant påverkar varandra. Hädanefter benämner vi posteriorfördelningarna som modellens *jämvikt*. Modellen skattas från första kvartalet 2002 till sista tillgängliga utfall (kvartal 2, 2015).

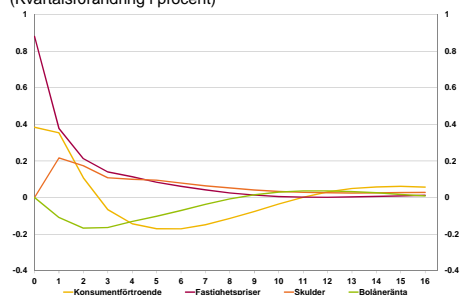
³ Allt annat lika. Det kan dock vara så att låg ränta sammanfaller med ett svagt konjunkturläge. Då är det inte entydigt hur skuldsättningen utvecklas.

⁴ Tillväxten i jämvikt (eller i ett normalläge) är den tillväxttakt variabelerna har på lång sikt. Begreppet jämvikt diskuteras mer senare.

⁵ Modellen är en så kallad vektorautoregression och har visat sig fungera väl i prognossammanhang, se Robertson och Tallman (1999) och Adolfson m.fl. (2007). Modellen beskrivs i en bilaga.

Diagram 2. Responser för fastighetspriser

(Kvartalsförändring i procent)

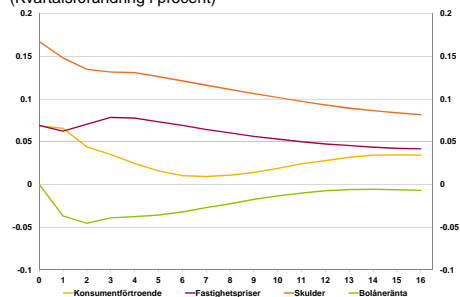


Källa: FI

Anm: Linjerna visar hur fastighetspriserna reagerar på en chock till respektive variabel. X-axeln visar kvartal efter chocken inträffar. En komplett genomgång av impulsresponserna ges i bilaga 4.

Diagram 3. Responser för hushållens skulder

(Kvartalsförändring i procent)



Källa: FI

Anm: Linjerna visar hur hushållens skulder reagerar på en chock till respektive variabel. X-axeln visar kvartal efter chocken inträffar. En komplett genomgång av impulsresponserna ges i bilaga 4.

Tabell 1: Modellens jämvikt

Variabel	Prior-fördelning		Posterior-fördelning	
	Undre gräns	Övre gräns	Undre gräns	Övre gräns
CCI	-0,1	0,1	- 0,1	0,1
FPI	3,8	5,3	3,6	5,1
Skuld HH	3,8	5,3	4,1	5,6
Bolåneränta	3,0	4,0	2,6	3,6

Anm: Prior-fördelningarna är våra subjektiva åsikter om de ingående variabelernas jämvikter och ges som normalfördelade 95-procentiga sannolikhetsintervall.

Posterior-fördelningarna ges som motsvande intervall efter prior-fördelningarna har uppdaterats med information i data. Posterior-fördelningarna är produkter av subjektiva åsikter och information i data.

En viktig egenskap hos prognos- och analysmodeller är att förändringar i en variabel ska ge rimliga förändringar i de övriga. Denna egenskap avgör om modellen kan användas till experiment. Vidare är det viktigt att modellens prognoser är träffsäkra. Detta kan vi undersöka med hjälp av historiska prognoser och utfall.

MODELLEN SKA REAGERA RIMLIGT PÅ CHOCKER

Följande avsnitt studerar modellens så kallade impulsresponser. En impulsrespons visar hur modellen reagerar (respons) på en förändring (impuls) i en av variablerna. Allmänt om impulsresponser beskrivs i bilaga 3. Modellens impulsresponser är viktiga eftersom de bestämmer modellens egenskaper. En komplett genomgång av impulsresponserna ges i bilaga 4. Här diskuterar vi övergripande resultaten med fokus på hur huspriser och skulder reagerar på förändringar i modellens olika variabler. Vi finner att skulder och huspriser reagerar rimligt på impulser från variablerna i modellen. Detta gäller såväl ur ett ekonomiskt som ur ett storleksmässigt perspektiv.

Diagram 2 visar hur bostadspriserna (FPI) påverkas i modellen. Bostadspriserna ökar inledningsvis när konsumentförtroendet oväntat förändras (själva impulsen till CCI visas inte i diagrammet). Effekten i FPI avtar sedan cykliskt, vilket kommer från att CCI fångar det typiska konjunkturmönstret. FPI reagerar positivt på en ökning i sig själv och skuldvariabeln, och en högre ränta ger långsammare tillväxttakt i bopriserna.

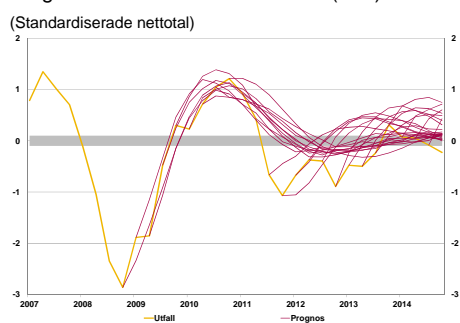
Skulderna reagerar på liknande sätt som huspriserna på oväntade ökningarna i modellens variabler, se diagram 3. Den skillnad som generellt finns är att skulderna är mer trögrörliga – det tar längre tid innan effekterna av impulsen har klingat av i modellen. I praktiken betyder det att skuldernas anpassning från utfall till jämvikt kommer att gå långsamt.

PROGNOSFÖRMÅGA ÄR OCKSÅ VIKTIGT

Prognosförmåga är ett annat vanligt sätt att utvärdera en modell. Detta brukar oftast göras med statistiska mått som bygger på genomsnittliga prognosfel, det vill säga skillnaden mellan utfall och prognos, och hur mycket prognosfelen varierar runt utfallen.⁶ Vi har i stället för dessa statistiska mått valt att redovisa och diskutera de faktiska modellprognoserna i sin helhet och jämföra dessa med de historiska utfallen. Vid

⁶ De vanligaste måtten är medelfel, medelabsolutfel och medelkvadratfel.

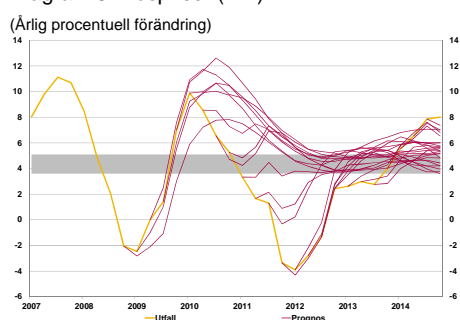
Diagram 4: Konsumentförtroende (CCI)



Källor: KI och FI

Anm. Prognoserna är gjorda mellan sista kvartalet 2008 och första kvartalet 2015. Det grå fältet markerar jämviktsfördelningen.

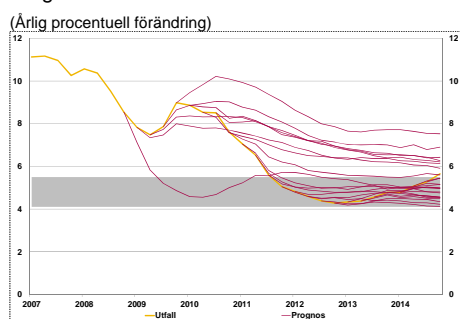
Diagram 5: Huspriser (FPI)



Källor: SCB och FI

Anm. Se anmärkning till diagram 4.

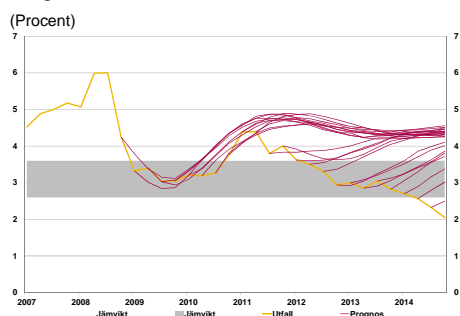
Diagram 6: Hushållens skulder



Källor: SCB och FI

Anm. Se anmärkning till diagram 4

Diagram 7: Bolåneränta



Källor: Datastream och FI

Anm. Se anmärkning till diagram 4

varje prognostillfälle ger vi modellen samma information som den skulle haft om prognosen gjordes vid den historiska tidpunkten (så kallad realtid).⁷

När man utvärderar prognosförmågan hos en modell är det extra intressant att studera en händelserik period. Perioder som skiljer sig från tidigare perioder är svårare att prognostisera och det är intressant att se hur modellen klarar att hantera detta. Därför har vi valt att studera perioden 2009–2014. Denna period sträcker sig över både finansskrisens dramatiska upptakt (2008–2009), återhämtningen 2010 och skuldskrisen i euroområdet (2010–2011). I utgångsläget befinner vi oss mitt i finanskrisen och svensk konjunktur har försvagats kraftigt det senaste halvåret.

Vid första prognostillfället (kvartal 4, 2008) är CCI och tillväxttakten i huspriserna långt under sina respektive jämvikter (se diagram 4). Skuldutväxten är däremot över sin jämvikt och bolåneräntan nära sin jämvikt. Den svaga konjunkturen i utfall (CCI och FPI) dämpar prognosen för hushållens skulder relativt kraftigt, se diagram 4 och 5. Diagram 6 visar att skuldprognoserna i detta skede är lägre än de faktiska utfallen. Konjunkturläget ger även en låg ränteprognos och den prognosen är nära utfallen, se diagram 7. Prognoserna för CCI och FPI anpassar sig gradvis upp mot sina respektive jämvikter.

Konjunkturen i Sverige stärks 2010 och 2011. Modellen fångar detta och prognostiserar stigande CCI. Dessa prognoser är nära de historiska utfallen. Även ränteprognoserna fortsätter att vara träffsäkra under denna period. Givet att prognosfelen är små revideras prognoserna för dessa variabler ytterst lite under 2010–2011. Modellen fångar dock inte utvecklingen i FPI 2010–2012. CCI och skuldutvecklingen är relativt starka 2010 och boränteläget relativt lågt så det finns inget i modellen som kan förklara den svaga utvecklingen i FPI.

Den initialt svaga skuldprognosen revideras upp i senare prognoser, vilket beror på konjunkturförstärkningen och ökande bostadspriser under 2009.

På hösten 2011 förändras det ekonomiska läget igen. Diskussionen om statsfinansiell oro i södra Europa intensifieras och sätter avtryck i såväl förtroendet hos allmänheten som i realekonomin. Därefter vänder CCI nedåt samtidigt som bostadspriserna börjar falla (för att senare visa negativa tillväxttakter). Dessutom avbryter Riksbanken räntehöjningarna. I detta läge dämpas skuldökningstakten i utfall mer än i de prognoser modellen gjorde 2010.

I samband med att konjunkturen bottenar omkring 2011 gör modellen bra skuldprognoser. Skuldprognoserna är därefter fortsatt bra till och med sista prognostillfället. Efter 2012, då tillväxttakten i FPI gradvis börjar stiga, är även modellens prognoser för bostadspriserna goda. Modellens ränteprognoser är däremot genomgående högre än utfallen 2012–2014. Liknande prognosfel står att finna i samtliga svenska prognosmakares bedömningar av reporäntan under denna period (se Riksbanken 2013a, 2014a och 2015a).

⁷ Vi använder de senaste publicerade versionerna av utfall, vilket innebär att data kan ha reviderats sedan publiceringstillfället och således kan prognoserna skilja sig något från de som skulle ha gjorts i realtid.

En andra modell för intressanta alternativscenarier

Den modell vi funnit fungera är en enkel specifikation. I prognossyfte är den ett användbart instrument (se avsnittet "Prognosförmåga är också viktig"). Ett av modellens syften är dock att analysera och jämföra olika alternativa ekonomiska utvecklingar. Ett exempel på ett alternativt scenario är att tillväxten blir lägre än i ett huvudscenario. Men i den nuvarande modellspecifikationen går det inte att konstruera ett sådant scenario eftersom BNP-tillväxten inte finns med i modellen. Vi använder en andra modell för detta syfte. Det blir då möjligt att översätta ett alternativt förlopp i en variabel som inte ingår i modellen till ett förlopp för en variabel som ingår. Till exempel kan vi koppla en alternativ BNP-utveckling, i Sverige eller omvärlden, till ett alternativt förlopp för konsumentförtroendet (CCI). Givet detta konstruerade CCI-förlopp kan vi sedan göra skuld- och bostadsprisprognoser som är konsistenta med den alternativa BNP-utvecklingen.

Prognoser från andra kvartalet 2015

Detta avsnitt presenterar prognoser baserade på utfall till och med andra kvartalet 2015. FI gör inga prognoser för den ekonomiska utvecklingen i Sverige och därför använder vi oss av KI:s bedömning i lönebildningsrapporten från oktober då vi konstruerar ett basscenario. Vi använder KI:s prognoser⁸ för den nominella BNP-tillväxten, disponibla inkomsterna⁹ och reporäntan. Givet den senaste tidens accelererande huspriser är det tänkbart att de fortsätter att öka i en snabbare takt. Därför gör vi även en alternativ prognos där vi antar att tillväxttakten i huspriserna blir högre än i basscenarioet. Konstruktionen av dessa, så kallade, betingade prognoser redovisas i en bilaga.

BNP och reporänta finns inte med i skuldmodellen (se avsnittet om "Modellens variabler"). Vi kopplar dock ihop dessa variabler med de som ingår i skuldmodellen i en separat modell bestående av nominell BNP, lönesumma¹⁰, konsumentförtroende, reporänta och bolåneränta (se faktatext "En andra modell för att konstruera fler alternativscenarion").

PROGNOSER GIVET KONJUNKTURINSTITUTETS BEDÖMNINGAR

Vår modell består av två komponenter: Tillväxttakt i jämvikt och anpassning till jämvikt, se avsnittet "Modellen bygger på historiska samband i data". I utgångsläget är tillväxten i huspriser och skulder över sina respektive jämviktsvärden. BNP-tillväxten är nära sin jämvikt och KI bedömer att tillväxten väntas förbli nära jämvikt 2015–2016 (se diagram 8). Dessutom prognostiserar KI att reporäntan fortsätter att vara negativ under dessa år (se diagram 9). KI:s bedömningar ger att konsumentförtroendet förväntas bli normalt 2015 och något över det normala 2016, samtidigt som bolåneräntan är mycket låg under prognosperioden. Sammantaget leder förloppen för konsumentförtroendet och bolåneräntan till att skulderna anpassar sig långsamt mot sin jämvikt. Skulderna förväntas växa med 6,4 respektive 6,5 procent i genomsnitt 2015 och 2016, vilket är högre än 2014 (se diagram 10).¹¹ Orsaken till den långsamma skuldanpassningen är persistensen i skuldserien och den låga reporäntan. Reporäntans påverkan på skulder och huspriser visas i bilaga 1. När repo- och därmed bolåneräntan ökar i prognosen, sjunker tillväxten i hushållens skulder ytterligare, till 6,1 procent 2017 och 5,5 procent 2018.

Prognosen för fastighetspriserna förklaras på samma sätt som skuldprognoserna. Tillväxten i fastighetspriserna väntas bli stark 2015. De ökar med i genomsnitt 9,5 procent jämfört med 7,1 procent 2014 (diagram 11). Därefter sjunker tillväxttakten tillbaka något men väntas

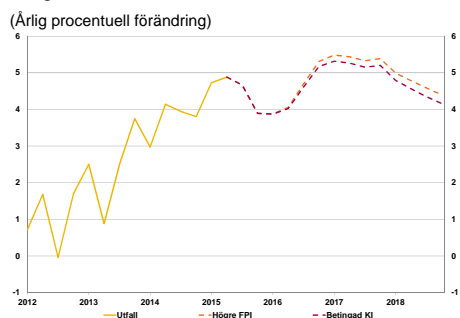
8 Finansinspektionen tackar Konjunkturinstitutet för att de delat med sig av opublicerade prognoser.

9 Eftersom KI inte gör prognoser för nominella disponibla inkomster på kvartalsfrekvens skapar vi själva en serie som följer KI:s bedömning av lönesumman och matchar KI:s årsprognoser för nominell disponibel inkomst. Detta gör vi med Chow och Lins (1971) procedur.

10 Egentligen är det nominella disponibla inkomster som är av intresse. Disponibelinkomsten innehåller dock mycket brus och därför använder vi istället lönesumman (hela ekonomin) i modellen. Lönesumman utgör cirka 80 procent av disponibla inkomsten.

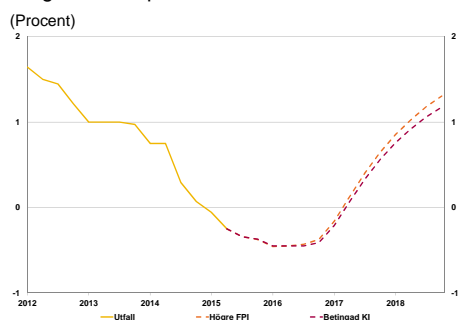
11 Diagrammet visar kvartalsvisa observationer för förändringar sedan samma period året före, så kallad årlig procentuell förändring. Årsgenomsnitt är genomsnittet av årliga procentuella förändringar under en specifik år.

Diagram 8: BNP-tillväxt



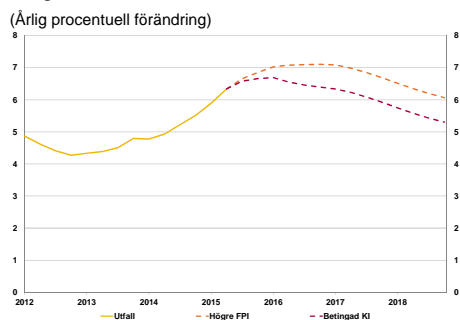
Källor: KI, SCB och FI

Diagram 9: Reporänta



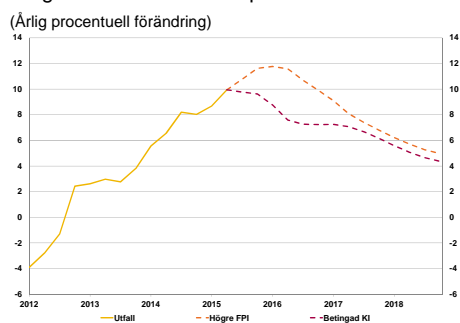
Källor: KI, SCB och FI

Diagram 10: Tillväxt i hushållens skulder



Källor: SCB och FI

Diagram 11: Tillväxt i huspriser



Källor: SCB och FI

vara fortsatt stark under 2016 (7,7 procent i årsgenomsnitt). När räntan börjar normaliseras sjunker tillväxttakten i bopriserna ytterligare (till 6,8 procent 2017 respektive 4,9 procent 2018).

STARKARE TILLVÄXTTAKT I HUSPRISER

Diagram 8–11 visar även prognoser i scenariot med högre bostadspriser. I detta scenario har vi antagit att bostadpriserna växer med 1 procentenhet mer per kvartal under ett år än i KI:s bedömning, vilket ger en prognos på 10,3 och 11,3 procent i årsgenomsnitt 2015 respektive 2016. De högre fastighetspriserna medför att prognosen för hushållens skulder blir 0,1 till 0,8 procent högre i årsgenomsnitt än i huvudscenariot. Sammantaget leder de högre huspriserna till att nivån på hushållens skulder totalt sett blir cirka 2,5 procent högre i slutet av 2018.

NIVÅN PÅ SKULDKVOTEN BEROR PÅ HUSPRISUTVECKLINGEN

Prognosen i basscenariot är att skuldkvoten – hushållens skulder i förhållande till deras disponibla inkomster – stabiliseras på cirka 185 procent (se diagram 12). Starkare huspriser medför marginellt starkare konjunkturutveckling, genom hushållens förtroende. Även de disponibla inkomsterna blir några tiondelar högre 2015–2018. Eftersom skulderna ökar mer än inkomsterna i husprisscenariot förväntas dock skuldkvoten öka snabbare än i basscenariot, och når nästan 190 procent i slutet av 2018.

BETYDELSEN AV MAKROANTAGANDEN OCH JÄMVIKT

Modellens prognoser bestäms av jämviktstillväxttakterna, avståndet mellan utfall och jämvikt samt de dynamiska parametrarna (det vill säga impulsresponserna). På lång sikt är det naturligtvis jämvikterna som bestämmer prognoserna men på kortare sikt spelar utfall och eventuella restriktioner (betingningar) på prognoserna samt de skatade parametrarna roll. Om utfallen ligger nära jämvikt går anpassningen relativt fort, men om utfallen avviker mycket från jämvikten kan det ta några år innan modellens prognoser når jämvikt.

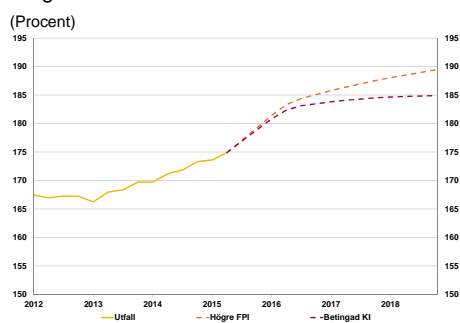
Diagram 13 visar tre prognoser för skuldkvoten. Den första är modellens prognos när vi betingar på KI:s bedömda ekonomiska utveckling. Den andra prognosen kommer även den från modellen, men då är modellen betingad på Riksbankens (RB) makrobild.¹² Slutligen visar diagram 13 även skuldkvotsprognosen från RB:s oktoberrapport, se Sveriges riksbank (2015b). De tre prognoserna skiljer sig från varandra och genom att studera skillnaderna parvis kan vi förstå hur modellens beståndsdelar fungerar.

Vi börjar med att jämföra de två modellprognoserna, de som är betingade på KI:s respektive RB:s ekonomiska bedömningar (se diagram 13). Eftersom modellens jämvikt och parametrar är desamma i dessa båda prognoser kommer skillnaderna från betingningarna i detta fall.¹³ RB har en högre BNP-prognos 2015 och 2016 än KI. Reporänteprognoserna är snarlika 2015 och 2016 och RB har lägre ränteprognoser 2017 och 2018 än den modellen ger när den betingats på KI:s prognos. Sammantaget ger BNP och reporäntan att skuldprognoserna blir högre 2017 och 2018 i den RB-betingade prognosen. En ytterligare skillnad

¹² Finansinspektionen tackar Riksbanken för att de delat med sig av opublicerade prognoser.

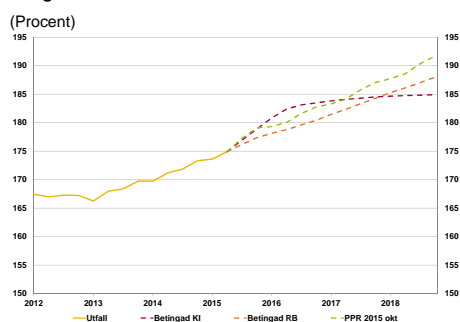
¹³ Varken KI eller RB publicerar prognoser för nominell BNP och nominella disponibla inkomster på kvartalsfrekvens, så vi kan endast diskutera skillnaderna skissartat.

Diagram 12: Hushållens skuldkvot



Källor: SCB och FI

Diagram 13: Hushållens skuldkvot



Källor: Riksbanken, SCB och FI

mellan de båda institutionernas makrobild är att KI bedömer att utvecklingen av de disponibla inkomsterna blir lägre 2015 och 2016 än RB:s prognos. För 2017 och 2018 är RB:s prognos lägre än modellens (betingad på KI). Allt detta ger att nivån på skuldkvotsprognosen är något högre i slutet av 2018 när vi betingar på RB:s bedömning jämfört med KI:s.

Riksbankens publicerade skuldkvotsprognos är högre än de båda betingade modellprognoserna. En tänkbar förklaring till skillnaden mellan modellens prognos betingad på RB:s makrobild och RB:s bedömning av skuldkvoten är att modellens- och Riksbankens jämviktstillväxttakt för hushållens skulder skiljer sig åt.

Sammantaget visar skillnaden mellan de tre prognoserna för skuldkvoten att både makroekonomiska antaganden och syn på variabelernas jämvikt spelar roll för prognoserna.

Avslutande kommentarer

Skulder utgör viktiga sårbarheter i det finansiella systemet. Företag och hushåll som har stora skulder är mer känsliga då de ekonomiska förutsättningarna förändras. Det är därför viktigt för FI att följa utvecklingen i skulderna.

Denna FI-analys introducerar en modell för hushållens skulder och fastighetspriser. En motsvarande modell för företagen kommer att utvecklas senare. Modellens syfte är att göra prognoser som kan betingas på olika makroekonomiska utvecklingar. Sammantaget visar modelldiagnostik – impulsresponser och prognosförmåga – att modellen är användbar. I artikeln använder vi KI:s bedömning från lönebildningsrapporten i oktober för att skapa ett basscenario. I detta scenario är tillväxttakten i fastighetspriser och hushållens skulder fortsatt höga, men de dämpas framöver. Vi gör dessutom en alternativ prognos där fastighetspriserna ökar betydligt mer än i basscenarioet. Alternativscenariot ger högre tillväxt i skulder och skuldkvot.

Modellens prognoser ska inte tolkas som FI:s officiella prognoser utan som ett hjälpmedel för att komplettera den kvalitativa analys av hushållens skuldsättning som redan görs idag.

Referenser

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

Andersson, M.K., S. Palmqvist och D. Waggoner (2010), "Density-Conditional Forecasts in Dynamic Multivariate Models", *Sveriges Riksbank Working Paper Series*, No 247, Sveriges Riksbank.

Chib, S. (1995), "Marginal Likelihood from the Gibbs output", *Journal of the Statistical Association*, **90**, 1313-21.

Chow, G.C. och A. Lin (1971), "Best linear unbiased interpolation, distribution and extrapolation of time series by related series", *The Review of Economics and Statistics*, **50** (4), 372-375,

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

Favara, G och J. Imbs (2015), "Credit supply and price of housing", *American Econometric Review*, **105** (3), 958-92.

Finansinspektionen (2014a), "Kapitalkrav för svenska banker", Finansinspektionen.

Finansinspektionen (2014b), "FI och finansiell stabilitet", Finansinspektionen.

Finansinspektionen (2015a), "Den svenska bolånemarknaden", Finansinspektionen.

Finansinspektionen (2015b), "Stabiliteten i det svenska finansiella systemet", juni, Finansinspektionen.

Finansinspektionen (2015c), "Föreskrifter om kontracykliskt buffertvärde", Finansinspektionen.

Finansinspektionen (2015d), "Stabiliteten i det svenska finansiella systemet", december, Finansinspektionen.

Hansen, S. (2013), "PM1 - Förklaringar till utvecklingen av hushållens skuldsättning sedan mitten av 1990-talet", Promemoria, Finansinspektionen.

Konjunkturinstitutet (2014), "Makroekonomiska Effekter av ett Bostadsprisfall i Sverige", KI Specialstudier, Nr 41.

Konjunkturinstitutet (2015), "Lönebildningsrapporten 2015", Konjunkturinstitutet.

Laseen, S. och I. Strid, (2013), "Debt Dynamics and Monetary Policy: A Note", *Sveriges Riksbank Working Paper Series*, No. 283, Sveriges Riksbank.

Litterman, R. B. (1980), "A Bayesian Procedure for Forecasting with Vector Autoregression", Massachusetts Institute of Technology, *Department of Economics Working Paper*.

Robertson, J.C. och E.W. Tallman (1999), "Vector Autoregressions: Forecasting and Reality", *Economic Review First Quarter*, Federal Reserve Bank of Atlanta.

Sveriges riksbank (2013a), "Redogörelse för penningpolitiken 2012", Sveriges riksbank.

Sveriges riksbank (2013b) "Hushållens balansräkning och den makroekonomiska bedömningen", fördjupning i *Penningpolitisk rapport februari 2013*, Sveriges riksbank.

Sveriges riksbank (2013c), "Penningpolitisk rapport juli 2013", Sveriges riksbank.

Sveriges riksbank (2014a), "Redogörelse för penningpolitiken 2013", Sveriges riksbank.

Sveriges riksbank (2014b), "Amorteringskrav - ett steg mot en mer hållbar skuldutveckling", Underlagspromemoria till Finansiella stabilitetsrådet.

Sveriges riksbank (2015a), "Redogörelse för penningpolitiken 2014", Sveriges riksbank.

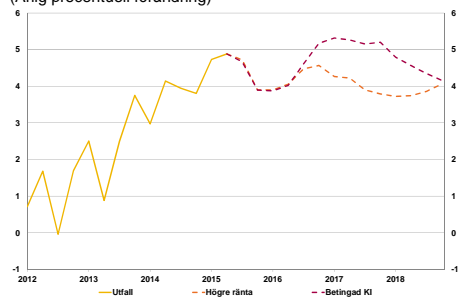
Sveriges riksbank (2015b), "Penningpolitisk rapport oktober 2015", Sveriges riksbank.

Villani, M. (2009), "Steady State Priors for Vector Autoregressions", *Journal of Applied Econometrics*, **24**, 630-50.

Waggoner, D. F., och T. Zhao (1999), "Conditional Forecasts in Dynamic Multivariate Models", *The Review of Economics and Statistics*, **81** (4), 639-651.

Diagram B1: BNP-tillväxt

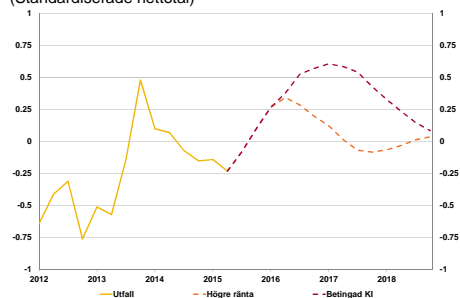
(Årlig procentuell förändring)



Källor: KI, SCB och FI

Diagram B2: Konsumentförtroende (CCI)

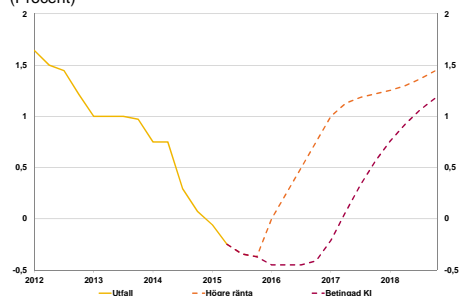
(Standardiserade netttotal)



Källor: KI och FI

Diagram B3: Reporänta

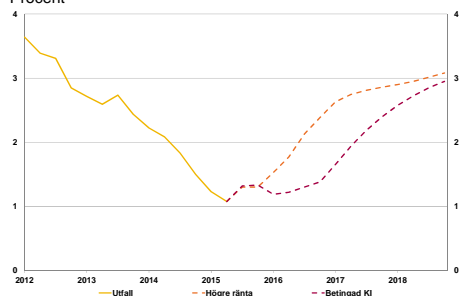
(Procent)



Källor: KI, SCB och FI

Diagram B4: Bolåneränta

Procent



Källor: Datastream och FI

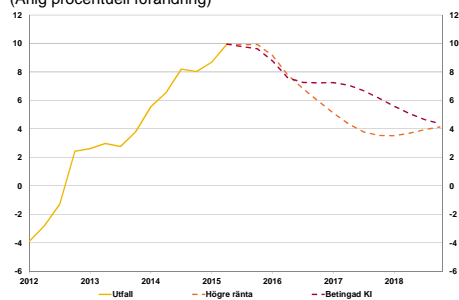
Bilaga 1: Räntans betydelse i modellen – ett scenario

I avsnittet ”Prognoser från andra kvartalet 2015” diskuterar vi modellens prognoser och menar att räntan har stor betydelse för hur snabbt modellen anpassar sig till sin jämvikt. För att belysa detta har vi gjort ett alternativscenario där vi lagt in en högre ränta än i scenariot baserat på KI:s bedömning.

Räntescenariot innebär att reporäntan börjar höjas första kvartalet 2016 och uppgår till 1 procent första kvartalet 2017, se diagram B3. Därefter är båda scenarierna fria från räntebetingningar, men en skillnad mellan de två prognosbanorna består dock under hela perioden. Den högre reporäntan gör ett direkt avtryck i bolåneräntan, se diagram B4. Den högre räntan ger dessutom ett svagare konjunkturförlopp som avspeglas i såväl BNP som konsumentförtroendet, se diagram B1 och B2. Det lägre konsumentförtroendet och den högre bolåneräntan medför att huspriserna blir ca 2 procentenheter lägre varje år (diagram B5). Hushållens skulder påverkas mindre och visar upp till en procentenhet lägre tillväxt (diagram B6).

Diagram B5: Tillväxt i huspriser

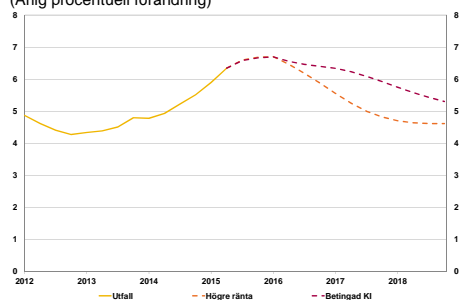
(Årlig procentuell förändring)



Källor: KI, SCB och FI

Diagram B6: Tillväxt i hushållens skuldkvot

(Årlig procentuell förändring)



Källor: SCB och FI

Bilaga 2: Bayesianiska VAR-modeller

I den autoregressiva (AR) modellen,

$$(B1) \quad x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + a_t,$$

förklarar värdet av den senaste observationen i en variabel med tidigare observationer av samma variabel. I ekvation (B1) beror x på upp till två perioder (laggar) bakåt i tiden. a_t är en felterm som är slumpmässigt fördelad och innehåller all variation i x som inte fångas i ekvationen (B1). Om fler variabler ingår i modellen kallas den för en vektor autoregression (VAR). En VAR-modell med två variabler och en lag ser ut så här:

$$(B2) \quad \begin{aligned} x_{1t} &= \beta_{10} + \beta_{11}x_{1t-1} + \beta_{12}x_{2t-1} + a_{1t} \\ x_{2t} &= \beta_{20} + \beta_{21}x_{1t-1} + \beta_{22}x_{2t-1} + a_{2t} \end{aligned}$$

Modell (B2) kan skrivas i matrisform som:

$$(B3) \quad \mathbf{x}_t = \tilde{C}\mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{a}_t,$$

Där

$$\mathbf{x}_t = [\mathbf{1} \quad x_{1t} \quad x_{2t}]', \quad \mathbf{a}_t = [a_{1t} \quad a_{2t}]', \quad \text{och}$$

$$\tilde{C} = \begin{bmatrix} \beta_{10} & \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{20} & \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix}.$$

Modellens felterm \mathbf{a}_t är oberoende normalfördelad med medelvärde $\mathbf{0}$ och kovariansmatris Ω .

VAR-modellen kan skattas med minsta kvadratmetoden¹⁴ ekvation för ekvation. Vi har dock valt att använda en Bayesianisk skattning. Den bayesianska ansatsen använder åsikter som analytikern har (prior) om modellens parametrar, nämligen \tilde{C} och Ω . Man kan ha en åsikt om \tilde{C} , men vanligen är det modellens jämvikt (normalläge) som modell användaren har kunskap och åsikter om. Denna jämvikt är en funktion av alla elementen i \tilde{C} och det är redan i små specifikationer komplicerat att ha en uppfattning om alla dessa. Därför gör vi som Villani (2009) och skriver om modellen på medelvärdesjusterad form:

$$(B4) \quad (\mathbf{x}_t - \boldsymbol{\mu}) = C(\mathbf{x}_{t-1} - \boldsymbol{\mu}) + \mathbf{a}_t,$$

där $\boldsymbol{\mu} = [\mu_1 \quad \mu_2]'$ och $C = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix}$.

En generell VAR-modell med k variabler och P laggar kan skrivas på medelvärdesjusterad som:

$$(B5) \quad (\mathbf{x}_t - \boldsymbol{\mu}) = \sum_{p=1}^P C_p(\mathbf{x}_{t-p} - \boldsymbol{\mu}) + \mathbf{a}_t$$

där \mathbf{x}_t är en k -dimensionell vektor $[x_{1t} \quad x_{2t} \quad \dots \quad x_{kt}]'$ av observationer i tidpunkt t ¹⁵, $\boldsymbol{\mu}$ är en k -dimensionell vektor av motsvarande jämvikt-

¹⁴ Minsta kvadratmetoden minimerar observationernas kvadrerade avvikelser från en regressionslinje.

¹⁵ Det vill säga den "senaste" observationen av respektive serie i modellen.

värden $[\mu_1 \mu_2 \dots \mu_k]'$, C_p är en $(k \times k)$ matris med koefficienter och $\mathbf{a}_t = [a_{1t} a_{2t} \dots a_{kt}]$ är oberoende normalfördelad med medelvärde $\mathbf{0}$ och kovariansmatris Ω . Nu kan vi använda åsikter om jämvikterna direkt på $\boldsymbol{\mu}$. Jämvikten $\boldsymbol{\mu}$ behöver inte vara konstant utan kan sättas som tidsberoende.¹⁶

De olika variablernas jämvikter följer normalfördelningar med medelvärde \mathbf{m}_i och varians s_i^2 . De dynamiska parametrarnas (C_p) priorfördelning är normal med medelvärde och varians enligt:

$$\beta_{ij} \sim N(\mathbf{b}_{ij}, s_{ij}^2),$$

där

$$s_{ij} = \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\rho \lambda_3} \times \frac{\hat{\sigma}_i}{\hat{\sigma}_j} \times \lambda_e.$$

Prior-variansen för de dynamiska parametrarna bestäms alltså av några hyperparametrar. Hyperparametern λ_1 visar hur ihoptryckt priorfördelningen generellt är. Ett värde nära 0 betyder att fördelningens hela massa sätts mycket nära mittpunkten \mathbf{b}_{ij} , vilket i sin tur gör att priorfördelningen blir väldigt betydelsefull i skattningen. När λ_1 är stor kommer mer vikt istället läggas på data. Storleken på λ_2 bestämmer hur mycket mer (eller mindre) vi krymper korsvariabel-prior jämfört med egendynamiken.¹⁷ Om $\lambda_2 < 1$ innebär det fördelningen krymper relativt egendynamiken. λ_3 bestämmer hur mycket priorfördelningen krymper när lagg-längden ökar och λ_e används för att införa exogenitetsrestriktioner i modellen. Om en variabel inte ska påverkas av en annan variabel sätts λ_e mycket nära 0 annars sätt den till 1.¹⁸ Mer om hyperparametrarna och priorfördelningen för C_p ges av Doan m.fl. (1984) och Villani (2009). Vi har valt att sätta \mathbf{b}_{ij} till 0,3 för variabler i differens och 0,5 för variabler i nivå¹⁹, λ_1 till 0,2, och λ_2 till 1. Det senare för att vi ska ge korsvariabelberoenden i data chansen att slå igenom på skattningarna. Lagg-hyperparametern λ_3 är satt till 1, vilket betyder att priorfördelningarna krymper linjärt med laggen. Exogenitetshyperparametern används inte eftersom vi inte har med utländska variabler i någon av modellerna. Kvoten av variablernas standardavvikelse $\hat{\sigma}_i/\hat{\sigma}_j$ hanterar att variablernas skala kan skilja sig. Störningstermernas varians följer, i prior, en invers Wishart-fördelning.

De skattade parametrarna ges som en hel fördelning där priorfördelningen har uppdateras med information i data. Den så kallade posteriorfördelningen, $p(\phi|x)$, är proportionell mot produkten av priorfördelningen, $p(\phi)$, och likelihood-funktionen $p(x|\phi)$:

$$(B6) \quad p(\phi|x) \propto p(x|\phi) \times p(\phi).$$

¹⁶ Med tidsberoende menar vi exempelvis en linjär trend eller ett skift i jämvikten. Ett typiskt sådant skift är nedväxlingen i inflation efter den fasta växelkursen övergavs 1992.

¹⁷ Med egendynamik menar vi effekten från en variabel till sig själv, och med korsvariabel menar vi en variabls påverkan på andra variabler i modellen.

¹⁸ En typisk exogenitetsrestriktion är att USA:s BNP påverkar svensk BNP, medan Sverige är för litet för att påverka USA. Därför sätts både medelvärde och standardavvikelse för de koefficienter som fångar beroendet från Sverige i USA-ekvationen till (mycket nära) noll.

¹⁹ Detta betyder att variablerna är svagt persistenta i prior-fördelningen och att nivåvariabler är mer persistenta än variabler modellerade i förändringar. I modellen uppdateras dessa parametrar med den information som finns i data.

Posteriorfördelningen existerar i detta fall inte på sluten form och måste därför simuleras. Villani (2009) beskriver den fulla betingade posteriorfördelningen för $C|\mu, \Omega$, $\mu|C, \Omega$ och $\Omega|C, \mu$ och hur man kan simulera den med hjälp av en Gibbs sampler, se Chib (1995).

Ur posteriorfördelningen kan sedan man ta fram de storheter man är intresserad av – till exempel medelvärde, median, standardavvikelse och sannolikhetsintervall. Man kan även låta modellen generera prognoser för varje dragning ur posteriorfördelningen, vilket ger den fulla prognosfördelningen från modellen.

Bilaga 3: Impulsresponsor

Ett etablerat sätt att utvärdera modeller är att studera hur de reagerar på en störning. Om vi för tydlighetens skull antar en modell med en lagg så har vi följande strukturella form:

$$(B7) \quad A\mathbf{x}_t = B\mathbf{x}_{t-1} + e_t,$$

där e_t är slumpmässigt fördelad felterm med medelvärde 0 och en identitetsmatris som kovariansmatris. Matrisen B beskriver systemets dynamik och matrisen A visar hur modellens variabler i tidpunkt t reagerar på en chock (en störning till ett eller flera element i vektorn e_t) i tidpunkt t .

Ekvation (B7) kan skrivas som

$$(B8) \quad \mathbf{x}_t = A^{-1}B\mathbf{x}_{t-1} + A^{-1}e_t = C\mathbf{x}_{t-1} + a_t,$$

där a_t har kovariansmatris Ω . Ekvation (B8) är den form modellen presenteras på i bilaga 2.

För att modellen ska vara exakt identifierad måste det finnas lika många element med värdet noll som det finns element över eller under diagonalen i A^{-1} .²⁰ Nollorna behöver dock inte vara alla över eller under diagonalen. Ett enkelt och vanligt sätt att identifiera modellen är att sätta alla element över diagonalen i A^{-1} till noll. Detta betyder att en chock till en ekvation (variabel) påverkar alla ekvationer (variabler) som ligger ”under” i ekvationssystemet. Däremot påverkar inte de ekvationer som ligger ”under” de ovanliggande ekvationerna. Till exempel, i hushållsmodellen påverkar en chock till CCI alla variabler i den tidpunkt chocken sker, medan en chock till bolåneräntan påverkar endast sig själv i chocktidpunkten. Detta kallas för rekursiv modellidentifikation eller Cholesky-identifikation. Det viktiga, ur ett ekonomiskt perspektiv, när man använder en rekursiv identifieringsstrategi är alltså i vilken ordning variablerna placeras i modellen. Vanligtvis väljer man att lägga den variabel som rör sig ”snabbast” längst ned i ekvationssystemet.²¹ Långsammare variabler läggs först i systemet så att de kan påverka de ”snabbare” variablerna. Själva impulsresponsorna kan tolkas på följande sätt. Anta att modellen befinner sig i jämvikt. Om vi låter modellen generera en prognos med start från den tidpunkten kommer den att ligga kvar på jämvikt för samtliga variabler om vi föder modellen med $e_t = 0$ för alla framtida perioder. Nu gör vi en ytterligare prognos till men vi låter ett element i (taget i) e_t vara lika med 1. Exempelvis ger $e_t = [1 \ 0 \ 0 \ 0]'$ en chock till CCI-ekvationen i hushållsmodellen. Då kommer samtliga variabler att påverkas genom C - och A^{-1} -matriserna. Eftersom modellen är stationär kommer de dynamiska effekterna att avta med tiden. Impulsresponsorna visar hur den chockade prognosen avviker från en prognos utan chocker.

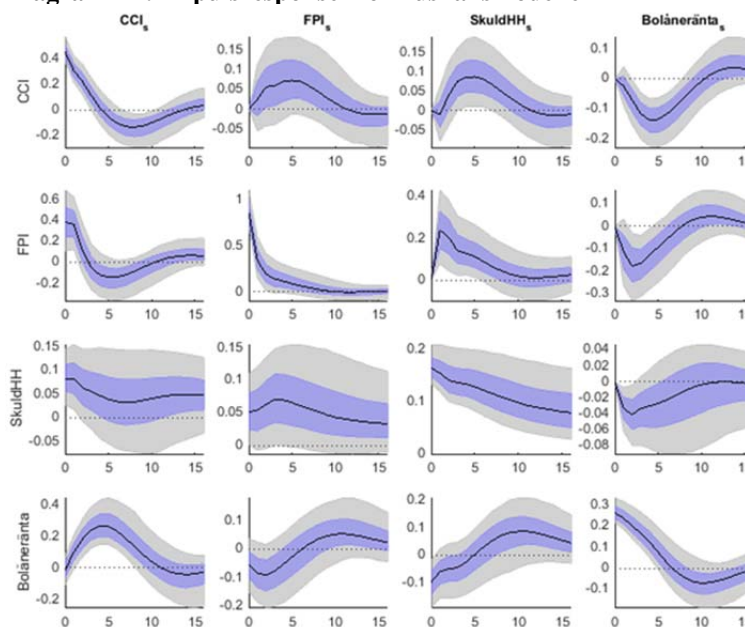
²⁰ Två rader i A^{-1} får inte vara identiska.

²¹ Med snabb menar vi här variabler som ändras ofta. Räntor som ändras varje dag är exempel på sådana variabler. BNP mäts kvartalsvis och sägs därför röra sig långsammare i detta sammanhang.

Bilaga 4: Modellens skattade impulsresponser

Diagram B7 visar modellens impulsresponser, det vill säga hur modellen reagerar då en av de ingående variablerna chockas. Storleken på chocken motsvarar en enhet i den chockade variabelns felterm. Responserna är modellernas endogena svar till dessa (exogena) chocker.²² Figureerna läses på följande sätt: Responserna är sorterade kolumnvis där den variabel som chockas återfinns i de underfigurer som ligger på ”diagonalen” i matrisen. De enskilda responserna ges alltså radvis i den kolumn chocken ligger. Hädanefter refererar vi till underfigurerna genom att ange rad- och kolumnnummer i matrisen, exempelvis rad 3 i kolumn 2 refereras som (3,2). Effekten på de respektive variablerna, så som de ingår i modellen, mäts på y-axlarna i underfigurerna (se avsnittet Förklarande variablerna för detaljer om hur variablerna är transformerade). X-axlarna visar antal kvartal från tidpunkten chocken inträffade.

Diagram B7: Impulsresponser för hushållsmodellen



Anm. Figuren visar hushållsmodellens skattade impulsresponser, baserade på 10000 dragningar ur posteriorfördelningen. Svart linje är medianen i fördelningen. De lila och grå fälten är ett sannolikhetsintervall om 50 procent (endast lila fält) respektive 95 procent (grå och lila fält). Impulsresponssfigurer läses på följande vis. Underfigurerna som ligger på "diagonalen" visar den variabel som utsätts för en störning. Chocken sker i tidpunkt 0 och tidpunkt 1 till 16 visar hur den chockade variabeln själv reagerar de 16 följande kvartalen. De underfigurer som ligger i samma (lodräta) kolumn som den chockade variabeln (i diagonalen) visar hur de övriga variablerna i modellen påverkas av den aktuella störningen. Radvis (vågrätt) ser man alltså hur en och samma variabel påverkas då respektive variabel i modellen utsätts för en chock.

IMPULS TILL KONSUMENTFÖRTROENDET

I den första kolumnen visas modellens svar då CCI chockas. Den första raden i första kolumnen, underfigur (1,1), ger hur hushållsförtroendet svarar på en chock, om cirka 0,4, till sig själv i tidpunkt 0. I underfigur (1,1) ser vi sedan hur chockens egen effekt avtar för att upphöra efter ungefär 15 kvartal. Vidare kan vi notera att effekten av

²² Endogen betyder att det bestäms inom modellen och exogen att det bestäms utanför.

chocken är positiv i cirka ett år och därefter aningen negativ. Förmodligen betyder detta att modellen har fångat ett konjunkturmönster.

Fastighetsprisindex, FPI, uppvisar ett liknande mönster som CCI. Chocken i CCI initierar en jämförelsevis stor positiv effekt, i relation till storleken på impulsen, på FPI i ungefär 2 kvartal för att därefter övergå till en något negativ effekt, se underfigur (2,1). Denna impulsrespons visar tydligt att huspriserna beror på hushållens förtroende.

Det som är mest noterbart vad gäller effekten på skulderna är att den är mycket persistent (underfigur 3,1). En chock till CCI i tidpunkt 0 genererar en positiv effekt på skulderna som kvarstår under de kvartal som redovisas i figuren, även om effektens storlek avtar gradvis under perioden. Denna persistens i hushållsskulderna går igen vid alla impulser. Även skuldernas utveckling verkar ha tydlig koppling till konjunkturutvecklingen.

Slutligen visar underfigur (4,1) att en positiv chock till CCI medför en högre ränta jämfört med ett ursprungsscenario i ungefär 2,5 år från att chocken inträffade.

IMPULS TILL FASTIGHETSPRISERNA

I kolumn två visas responserna då FPI chockas. Till att börja med är effekten av chocken till FPI själv kortvarig. Drygt ett år efter chocken inträffat har hela dess effekt upphört (underfigur (2,2)). Underfigur (2,1) visar hur CCI reagerar då FPI chockas. Här är effekten positiv och utdragen. Det är troligt att stigande huspriser ökar hushållens reala förmögenhet, vilket bidrar till starkare hushållsförtroende.

Underfigur (3,2) presenterar effekten av fastighetspriser på hushållsskulder. Det är tydligt att huspriser och hushållsskulder är nära sammankopplade – en positiv chock till FPI medför att skuldsättningen stiger snabbare under de kommande 6 åren.

Responsen på bolåneräntan ser däremot mindre rimlig ut; chocken i FPI initierar en negativ ränteeffekt som efter ungefär ett år byter tecken och blir positiv. Effekten avtar sedan gradvis och upphört helt efter cirka fyra år (underfigur (4,2)). Vi tycker dock att denna impulsrespons inte är tillräcklig för att diskvalificera modellen eftersom de flesta impulsresponserna ser bra ut.

IMPULS TILL HUSHÅLLSSKULDERNA

Nästa kolumn, den tredje, redovisar responserna av en skuldchock om cirka 0,25 procentenheter. I underfigur (3,3) ser vi igen att skulderna är persistenta, effekten chocken kvarstår i skuldprocessen under hela perioden.

Skuldimpulsen ger en positiv effekt på CCI, se underfigur (1,3). En förklaring kan vara att ökad skuldsättning ger mer utrymme för konsumtion, vilket skulle kunna förbättra förtroendet hos hushållen. Effekten är dock förhållandevis liten och upphör efter ungefär två år.

Ovan såg vi att en husprishock leder till ökad skuldsättning. Det omvända gäller också. Vid en skuldchock ökar huspriserna, se underfigur (3,2). Den direkta effekten är knappt 0,2 - det vill säga chocken i skulderna genererar nästan en ”ett till ett” effekt på huspriserna.

Vidare visar underfigur (3,4) att en ökning i skulderna, efter drygt två kvartal, medför en positiv ränteeffekt. Att ränteresponsen är positiv kan bero på att skuld tillväxten vanligtvis ökar i samband med högkonjunktur. Ett starkare konjunkturläge bör medföra en högre ränta, allt annat lika.

IMPULS TILL BOLÅNERÄNTA

Kolumn fyra redovisar responserna för bolåneräntan. När räntan ökar förväntar vi oss något svagare konjunkturutveckling (representeras av lägre CCI) och något lägre tillväxt i huspriser och skulder. Chocken till bolåneräntan är ungefär 0,3. Räntans åtstramande effekt i modellen är dock större än så eftersom den ”lever kvar” i ungefär 6 kvartal.

En högre ränta innebär bland annat ökade lånekostnader, vilket rimligtvis borde innebära att hushållsförtroendet påverkas negativt. Detta är också vad responsen i underfigur (1,4) visar; förtroendet svarar med en negativ effekt som upphör efter ungefär tio kvartal och blir då svagt positiv i cirka fyra kvartal därefter.

Effekten på huspriserna är även den förväntad. Underfigur (2,4) visar att chocken till bolåneräntan ger en direkt negativ effekt på huspriserna som gradvis avtar de följande 6-7 kvartalen efter att chocken inträffat. En något positiv effekt följer därefter tills effekten helt har upphört efter cirka 16 kvartal.

Skulderna svarar med en liten negativ respons på räntechocken. Efter 2 år har effekten av ränteimpulsen passerat igenom skulderna.

Bilaga 5: Betingade prognoser i modellerna

KONSISTENT BETINGADE PROGNOSE I MODELLERNA

Med betingad prognos menar vi att vi lägger restriktioner på modellens prognoser. Till exempel, om vi vill utgå från en extern bedömning av FPI, så lägger vi restriktionen att modellens FPI-prognos ska vara densamma som i bedömningen. Anta att vi använder chocken till FPI-ekvationen för att införa restriktionen. Då kommer alla ekvationer (variabler) som ”ligger under” FPI-ekvationen i modellen att påverkas i perioden 0 genom matrisen A^{-1} i ekvation (B8), se bilaga 3. Sedan kommer hela systemet att påverkas framöver genom matrisen C i ekvation (B8). Detta medför att de andra variablerna påverkas av betingningen (eller rättare sagt av skillnaden mellan den lagda restriktionen och modellens egen prognos för den betingade variabeln). Hur en betingning kommer att påverka modellen visas av impulsresponserna, se bilaga 3. En betingad prognos kan ses som ett antal impulsresponser vid olika tidpunkter.

I huvudartikeln och bilaga 1 presenterar vi olika alternativa scenarier. Dessa är starkare tillväxt i huspriser och högre reporänta. Reporänta finns i överbrygningsmodellen och därför startar det scenariot med att vi lägger restriktioner på repo-prognoserna i den modellen.²³ I ett andra steg kör vi hushållsmodellen (med de restriktioner på CCI och bolåneräntan som överbrygningsmodellen ger) och får då prognoser på skulder och fastighetspriser.

I husprisscenariot är ordningen den omvända. I det första steget lägger vi där restriktioner på FPI i hushållsmodellen. Hur hushållens skulder utvecklas under detta alternativ läser vi av direkt i modellen. I ett andra steg betingar vi överbrygningsmodellen med de betingade prognoserna för CCI och bolåneräntan från hushållsmodellen. Detta

²³ Restriktionerna läggs på en i taget i våra scenarier. Man kan förstås göra ett scenario med högre tillväxt och högre reporänta. Då lägger man restriktioner på bägge variablerna samtidigt.

kan tyckas lite rörigt men ansatsen gör att prognoserna är konsistenta mellan modellerna.

BETINGADE PROGNOSE RUNT EN EXTERN BEDÖMNING

I avsnittet ”Prognoser givet Konjunkturinstitutets bedömningar” visar vi hur modellen kan tvingas följa prognoser givna utanför modellen för en eller flera variabler. Givet att dessa avviker från modellens egna prognoser kommer även övriga variabler i modellen att påverkas. Exempelvis, om modellen betingas på en högre tillväxt i huspriserna (än i modellens egen prognos) förväntar vi oss att även tillväxten i hushållsskulder ska öka (jämfört med modellens egen prognos). Betingade prognoser ska alltså ses som alternativ till modellens endogena prognoser och skillnaden mellan dessa är

$$\mathbf{d}_{t+h} = \mathbf{x}_{t+h}^{alt} - \mathbf{x}_{t+h}^{endo}, h = 1, \dots, H,$$

Där \mathbf{d}_{t+h} , \mathbf{x}_{t+h}^{alt} och \mathbf{x}_{t+h}^{endo} är k -dimensionella vektorer. H är den maximala prognoshorizonten och k är antalet variabler i modellen. De alternativscenarier som presenteras i avsnittet ”Starkare tillväxt i huspriser” konstrueras som

$$\mathbf{x}_{t+h}^{Scen} = \mathbf{x}_{t+h}^{bedömn} + \mathbf{d}_{t+h}$$

och visas tillsammans med $\mathbf{x}_{t+h}^{bedömn}$ (som är en k -dimensionell vektor med prognosmakarens bedömning av variablerna).