

En myt att Riksbankens prognoser styrs av modeller

Jesper Lindé och André Reslow*

Jesper Lindé är tjänstledig från arbete som forskningschef på Riksbanken för ett arbete som resident scholar på Internationella Valutafonden, medan André Reslow är tjänstledig från Riksbanken för doktorandstudier vid Uppsala universitet

I den här studien analyserar vi hur stort inflytande makroekonomiska modeller har haft på Riksbankens publicerade prognoser för BNP-tillväxt, inflation och reporänta från 2006 till i dag. Analysen visar att modellerna inte är så viktiga för att förklara Riksbankens publicerade prognoser. Istället verkar det vara en stor del av informella bedömningar som ligger till grund för Riksbankens prognoser. Den vanligt förekommande synen att Riksbanken blint litar på och följer sina modeller, som nyligen fått förnyat bränsle genom Goodfriends och Kings rapport, är enligt våra resultat bara en myt.

1 Inledning

Det har på senare tid uppstått en diskussion om hur Riksbanken använder modeller i sin prognosprocess. Exempelvis tar Riksdagens externa utvärderare Goodfriend och King (2016) upp frågan i utvärderingen av Riksbankens penningpolitik 2010–2015. Utvärderingen kritiserar Riksbanken för att vara alltför beroende av sina modeller och lägga för stort fokus på modellerna när prognoserna utarbetas. De skriver bland annat:

”Både majoriteten i direktionen och de ledamöter som hade en avvikande mening hade en mycket stark tilltro till de prognoser som togs fram med hjälp av modeller konstruerade av Riksbankens tjänstemän.”

Utvärderarna framställer också den här kritiken som en viktig anledning till att Riksbanken överskattat inflationstrycket i ekonomin under utvärderingsperioden. Deras slutsats är därför att Riksbanken bör fästa mindre vikt vid modellerna framöver.

Goodfriend och Kings slutsatser verkar ha fått spridning både i massmedia och bland akademiker. Exempelvis skrev ekonomijournalisten Louise Andrén Meiton i SvD den 20 januari 2016¹:

”Utredarna vill också att Riksbanken ska bli mindre beroende av sina modeller och fokusera mer på verkligheten. Inflationsprognoserna har pekat mot 2 procent även om verkligheten varit en helt annan.”

* Vi vill tacka Anders Vredin för mycket värdefulla kommentarer på ett tidigare utkast av denna artikel. Claes Berg, Stefan Laséen, Christina Nyman, Ingvar Strid och Ulf Söderström har också bidragit med värdefulla kommentarer till artikeln. Vi tackar även Goran Katinic för hjälp med diagram, och Caroline Richards för en värdefull språkgranskning. Författarna är dock själva ansvariga för alla återstående oklarheter och felaktigheter. De synpunkter som framförs i denna artikel representerar vår egen uppfattning och kan inte tas som uttryck för Riksbankens syn. En mer lättillgänglig och nedkortad version av denna artikel har tidigare publicerats i Ekonomisk Debatt, se Lindé och Reslow (2016).

1 Se Meiton (2016).

Ekonomerna Lars Jonung och Fredrik N. G. Andersson vid Lunds universitet skriver i sitt remissvar² till Goodfriends och Kings utredning:

”Lunds universitet vill bredda G o K:s rekommendation till att inkludera en översyn av vilken vikt prognoser och statistiska modeller bör ges vid de penningpolitiska besluten.”

”Lunds universitet delar G o K:s syn att det är nödvändigt att Riksbanken ser över hur den arbetar med statistiska modeller och prognoser. Universitetet rekommenderar en bredare ansats än den som direktionen använt sig av under de senaste fem åren.”

Vidare skriver Annika Alexius, vid Stockholms universitet, i sin reaktion till Goodfriends och Kings utredning³:

”En huvudanledning till att Riksbanken alltid prognosticerar att inflationen går tillbaka till två procent är just den övertro på (felaktiga) modeller som diskuterades i avsnittet ovan. Riksbanken har över åren fått mycket kritik på just denna punkt, men fortsätter ändå att producera inflationsprognoser som alltid innebär en snar återgång till inflationsmålet.”

Men är det en halmdocka som Goodfriend och King har konstruerat eller finns det verkligen substans bakom kritiken? För att reda ut det måste två frågor besvaras, en positiv och en mer normativ.

Den första positiva frågan är: Har Riksbankens prognoser *de facto* dominerats av formella modeller, eller har bedömningar utanför modellerna haft större inflytande? Rent generellt gäller att huruvida man tar för lite eller för mycket hänsyn till modeller i prognosprocessen tenderar att bero på hur bra modellernas förmåga är och vilken tilltro tjänstemännen och ledamöter i direktionen fäster vid dem. Alla inblandade i beslutsprocessen drivs förstås av att göra en bra analys och att fatta bästa möjliga penningpolitiska beslut med den information och de verktyg som står till förfogande. Om modellerna verkar ge rimliga prognoser med god träffsäkerhet och har egenskaper i övrigt som är trovärdiga faller det sig naturligt att beslutsfattare och staben tar större hänsyn till dem. På samma sätt tar de normalt mindre hänsyn till dem ifall de uppvisar dålig prognosförmåga och har egenskaper som avviker från institutionens syn på hur på ekonomin fungerar.

Den mer normativa frågan är: I vilken utsträckning bör Riksbanken ta hänsyn till formella modeller i sin analysprocess? Iversen m.fl. (2016) har jämfört prognosförmågan hos Riksbankens allmänna jämviktsmodell ”Ramses” och Riksbankens huvudsakliga statistiska tidsseriemodell (”BVAR” hädanefter) med de officiella prognoser som Riksbanken har publicerat under perioden 2007–2013.⁴ I studien visar författarna att de modellbaserade prognoserna ofta varit mer träffsäkra än de publicerade prognoserna. I synnerhet visar det sig att prognoserna för inflation och reporänta från BVAR-modellen varit avsevärt bättre på att förutspå utvecklingen i förhållande till de prognoser som Riksbanken publicerade för dessa variabler under perioden 2007–2013. Resultaten kan därmed användas till

² Se Lunds universitet (2016).

³ Se Alexius (2016).

⁴ Den första versionen av Ramses beskrivs i Adolfson m.fl. (2008). Sedan början av 2010 används en andra version av Ramses som beskrivs i Adolfson m.fl. (2013). Angående BVAR, se Adolfson m.fl. (2007) för en beskrivning av den modell som används på Riksbanken samt Villani (2009) för en beskrivning av metodiken bakom estimeringen av denna modell.

att argumentera för att i den mån Riksbanken verkligen har fäst en betydande vikt vid modellernas prognoser, så har man haft goda skäl att göra det.⁵

Men även om man kan argumentera för att Riksbanken borde ta stor hänsyn till modellerna i prognosprocessen så är det fortfarande en öppen fråga om modellerna *faktiskt har haft ett betydande inflytande* på Riksbankens publicerade prognoser. Denna fråga bör givetvis besvaras *innan* man som Goodfriend och King drar slutsatsen att man tagit för stor eller för liten hänsyn till modeller när man utarbetat huvudscenariot i prognosen.

Den här artikeln fokuserar därför på denna fråga. För att göra det analyserar vi hur stort inflytande modellerna har haft på Riksbankens publicerade prognoser på medellång sikt (2–12 kvartal framåt) för BNP-tillväxt, inflation och reporänta från 2006 till i dag.⁶ De modeller som vi beaktar är Riksbankens huvudsakliga allmän-jämviktsmodell Ramses och tidsseriemodellen (BVAR) som används för prognoser på medellång sikt.

Vår slutsats, som ter sig mycket robust, är att Riksbankens publicerade prognoser på medellång sikt mestadels baseras på bedömningar snarare än på modellprognoser. Det direkta bidraget från modellerna har i själva verket varit tämligen litet under 2006–2016. Den här slutsatsen, som kan te sig oväntad efter argumentationen i Goodfriend och King, 2016, är vid närmare eftertanke den enda rimliga. Även om modellprognoser är ett viktigt inslag i Riksbankens prognosprocess finns inte någon regel för hur dessa ska inkorporeras i den publicerade bedömningsprognosen. Vidare diskuterar staben och direktionen normalt inte modellprognoserna ingående vid det stora prognosmötet där prognosen i stort bestäms.

Det är viktigt att klargöra att prognoser på kort sikt (nuläget plus ett eller möjligen två kvartal framöver) ofta baseras på olika statistiska indikatormodeller (se till exempel Andersson och Löf, 2007, och Andersson och den Reijer, 2015). Vår analys berör varken dessa statistiska modeller eller prognoshorisonter, utan riktar in sig på de makromodeller som är målet för Goodfriends och Kings kritik: Riksbankens makromodeller som används för den medellånga sikt som är Riksbankens målhorisont.

Artikeln är strukturerad enligt följande. Vi börjar med att beskriva den data vi använder och redogöra för hur vi mäter inflytandet av modeller och bedömningar när Riksbanken tar fram en ny officiell prognos. Efter data- och metoddiskussionen redogör vi för våra resultat. Slutligen kommenterar vi policyimplikationerna av resultaten och ger förslag på vidare analys.

2 Data och metod

I det här avsnittet kommer vi först att presentera den data vi använder i vår analys. Därefter studerar vi informellt samspelet mellan de officiella prognoserna och modellprognoserna, innan vi övergår till den regressionsanalys vi använder för att formellt undersöka hur stort inflytande makromodellerna har haft på de officiella prognoserna.

2.1 Prognoser lagrade i realtid

För att göra analysen så behöver vi en del data. Riksbankens publicerade prognoser finns tillgängliga på Riksbankens webbplats.⁷ Modellprognoser lagrade i realtid finns tillgängliga i interna datasystem på Riksbanken.⁸ Modellprognoser sparas vid flera olika hållpunkter i prognosprocessen så det finns därför mer än en modellprognos vid respektive prognosrunda (se Hallsten och Tägström, 2009, för en beskrivning av prognosprocessen).

⁵ Man ska dock komma ihåg att det inte är ovanligt att olika modeller under olika tidsperioder kan vara bättre eller sämre. Att en modell är bra under en viss tidsperiod betyder inte nödvändigtvis att samma modell alltid kommer vara bättre.

⁶ 2007 för reporäntan.

⁷ <http://www.riksbank.se/sv/Press-och-publicerat/Publicerat-fran-Riksbanken/Penningpolitik/Penningpolitisk-rapport/>

⁸ Modellprognoser sedan 2013 finns lagrade i Riksbankens datahanteringssystem Doris. Prognoser innan 2013 finns lagrade i Riksbankens tidigare system: databiblioteket.

Eftersom vi tänker oss att modellprognoserna är underlag för den slutliga prognosen så använder vi modellprognoserna som är gjorda en tid innan den slutliga prognosen publicerades. Modellprognoserna presenteras från tid till annan tillsammans med stabens samlade bedömning för direktionen vid en hållpunkt kallad Stor-PBG (Penningpolitiskt beredningsmöte). Även om modellprognoserna inte alltid presenteras vid Stor-PBG så får direktionen alltid modellprognoserna i det skriftliga underlag som delas ut inför mötet. Stor-PBG infaller vanligtvis cirka två till tre veckor innan det formella penningpolitiska mötet när direktionen fattar beslut om slutlig prognos samt penningpolitik. I den här studien använder vi därför modellprognoser som är gjorda och sparade till hållpunkten Stor-PBG.⁹

Man ska även komma ihåg att modeller kan användas på flera olika sätt. Exempelvis så kan man göra prognoser för de variabler vi är intresserade av betingat eller obetingat på prognoser för andra variabler.¹⁰ I den här studien använder vi modellprognoser som är betingade på en prognos för nuläget och en prognos för omvärldsutvecklingen.¹¹ I Riksbankens prognosprocess används flera olika varianter av diverse betingningar men den vanligaste varianten är förmodligen den som är betingad på nuläget och omvärldsprognosen. En annan vanlig analys som ofta görs är att man betingar på diverse olika räntebanor för att analysera vad de ger för olika inflationsprognos.

I vår analys bortser vi från de prognoser som ingår i nulägesprognosen som modellerna är betingade på eftersom vi vill jämföra modellernas endogena prognoser med Riksbankens publicerade prognoser bortom nuläget som tas som exogent givet i modellerna. Ifall vi tog med de horisonter som omfattas av nulägesbetingningen i analysen skulle det ge ett falskt sken av att makromodellerna hade haft ett betydande inflytande trots att deras prognoser i själva verket bestäms av olika indikatormodeller, se studierna av Andersson och Löf (2007) samt Andersson och den Reijer (2015). Vilka horisonter som ingår i nuläget varierar mellan olika prognostillfällen. Vanligtvis så består nuläget av nuvarande och nästkommande kvartal. För de flesta prognosrundor i vårt datamaterial är det lätt att veta exakt vad som var nuläget vid en prognos men det finns vissa prognosrundor då det inte är lika självklart, framför allt innan 2013. I de fall då det är oklart gör vi därför två antaganden när vi rensar bort nuläget från data. Det första antagandet är att nuvarande kvartal i den publicerade prognosen alltid är en nulägesprognos. Det andra antagandet är att nästkommande kvartal är en nulägesprognos i de prognosrundor där den lagrade Ramsesprognosen är densamma som BVAR-prognosen.¹²

2.2 Visuell inspektion av prognoserna

I Diagram 1 presenteras de prognoser som vi använder i studien (de tunna röda linjerna) tillsammans med det senast kända utfallet för respektive variabel (den tjocka blå linjen). Första raden i diagrammet visar tre figurer över Riksbankens publicerade prognoser för BNP-tillväxt, inflation (KPIF) och reporänta. Andra och tredje raden visar de prognoser från BVAR respektive Ramses som vi har använt oss av. I diagrammet kan du se att Riksbanken har tenderat att överskatta det underliggande inflationstrycket under perioden, och därmed även överskattat hur snabbt reporäntan kan normaliseras. Kvalitativt har Ramses liknande prognoser för inflation och ränta. Det är intressant att se hur BVAR-modellen avviker med

9 Detta gäller data från 2013. Före 2013 så hade Riksbanken inget system med olika hållpunkter för lagring av modellprognoser. Detta gör att tidpunkten för modellprognoser innan 2013 kan variera något.

10 Att en modell är betingad på en prognos för en annan variabel innebär att modellen betraktar prognosen för denna variabel som exogent given, dess prognos bestäms alltså utanför modellen. I en obetingad prognos bestäms istället prognoserna för alla variablerna endogent, d.v.s. helt i modellen. Se Iversen m.fl. (2016) för en jämförelse av modellprognoser som är betingade respektive obetingade.

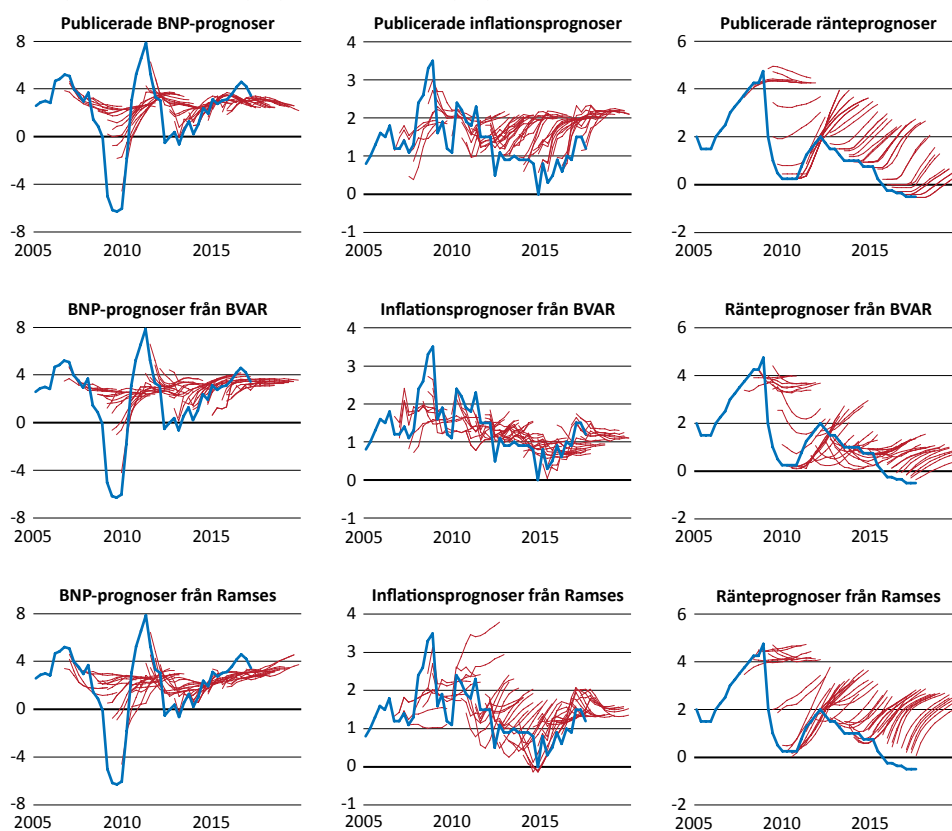
11 Modellerna tar alltså nuläget och omvärlden som exogent givet när den gör endogena prognoser för övriga variabler så som BNP-tillväxt, inflation och reporäntan på längre horisonter.

12 Att Ramses och BVAR skulle ge samma endogena prognos på två decimalers precision såvida de inte är betingade på stabens nulägesbedömning får anses som totalt osannolikt.

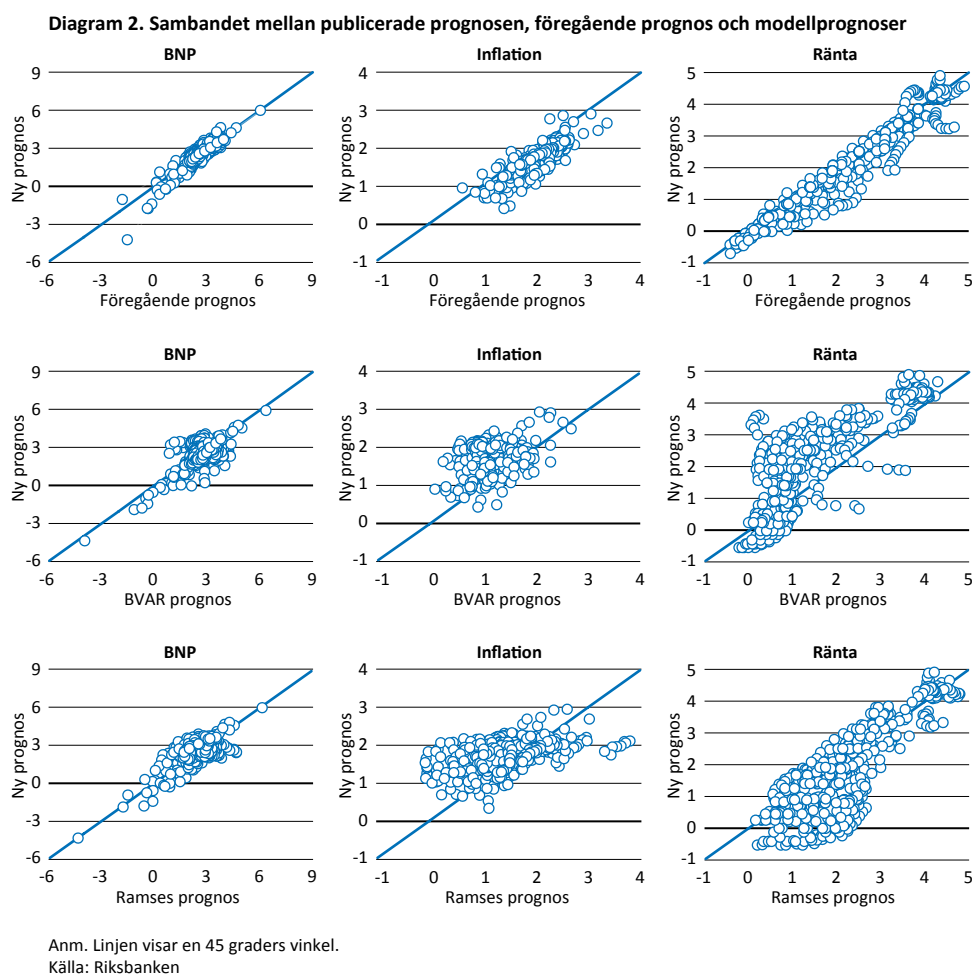
systematiskt lägre inflations- och reporänteprognoser som ligger betydligt närmare det faktiska utfallet under perioden. För BNP-tillväxten är det svårt att se några större skillnader mellan Riksbankens och modellernas prognoser. Från Diagram 1 framgår också med all tydlighet att modellernas inflationsprognoser inte alls alltid genererat prognoser med en snar återgång till inflationsmålet på 2 procent.

För att få en bättre bild av sambandet mellan modellprognoserna och Riksbankens publicerade prognoser så kan vi i en figur rita den publicerade prognosen på den vertikala axeln och motsvarande modellprognos på den horisontella axeln. Dessa figurer visas i Diagram 2. Den första raden visar även hur sambandet ser ut mellan den publicerade prognosen och den publicerade prognosen från föregående prognosrunda. Det ger en illustration av vilka prognosrevideringar Riksbanken har gjort. I figurerna har vi även ritat in en 45 graders linje för att göra det lättare att tolka dem. Om linjen går genom mitten av punkterna i den övre raden har vi ingen systematisk upp- eller nedrevidering i prognoserna. I figurerna på andra och tredje raden så kan du se om de publicerade prognoserna har varit högre eller lägre i genomsnitt än vad modellerna föreslagit. Om punkterna ligger under 45-graderslinjen så har de publicerade prognoserna i genomsnitt varit lägre. Om de ligger över 45-graderslinjen så har prognoserna i genomsnitt varit högre. Exempelvis kan du se att modellernas inflationsprognoser i genomsnitt har varit lägre än Riksbankens publicerade prognoser och att Ramses i genomsnitt prognosticerat en högre reporänta jämfört med de publicerade prognoserna. För BVAR-modellen ser vi däremot att nästan alla officiella prognoser för inflationen och reporäntan har överstigit de som modellen genererat.

Diagram 1. Publicerade prognoser samt modellprognoser



Anm. Den blå linjen avser utfall och de röda linjerna avser prognoser.
Källor: SCB och Riksbanken



En ytterligare viktig insikt från Diagram 2 är att spridningen mellan modellprognoserna och Riksbankens egna prognoser är mycket större än spridningen mellan Riksbankens nya och föregående prognos. Man ser tydligt att Riksbankens nya prognos och föregående prognos tenderar att ligga nära 45-graderslinjen. Det indikerar att Riksbanken ofta inte har gjort stora prognosrevideringar i förhållande till nivån på prognoserna. Det indikerar också att den föregående prognosen ofta är en mycket god förutsägelse av nästa prognos. Detsamma kan däremot inte sägas om modellerna. Även om man känner till modellprognoserna ser man i diagrammet att det är mycket mer osäkert att använda dem för att förutse den officiella prognosen.

2.3 Vår metod för att mäta modellernas inflytande på Riksbankens prognoser

Vi övergår nu till att diskutera hur vi mäter hur stort inflytande de olika modellerna och bedömningarna har haft i Riksbankens prognoser. En viktig distinktion är skilja på modellernas inflytande på *nivån* och *revideringen* i prognosen. Vi börjar med att beskriva hur stort inflytande modellerna har haft på nivån, vilket vi anser vara viktigast. Sedan övergår vi till att diskutera ett par olika sätt att mäta hur de har bidragit till revideringen.

För att mäta hur stor inverkan modellerna (Ramses och BVAR) har haft på *nivån* i Riksbankens prognoser, estimerar vi följande enkla regressionsmodell:

$$(1) \quad F_{j,t+h}^{New} = \omega_R F_{j,t+h}^R + \omega_B F_{j,t+h}^B + (1 - \omega_R - \omega_B) F_{j,t+h}^{Old} + \varepsilon_{j,t+h}.$$

I ekvationen förklaras den publicerade prognosen F^{New} för variabeln j :s utfall i tidpunkten $t + h$, gjord vid tidpunkt t , av modellprognoser från Ramses ($F_{j,t+h}^R$) respektive BVAR ($F_{j,t+h}^B$) gjorda vid samma tidpunkt.¹³ Ekvation (1) tillåter även att den publicerade prognosen delvis förklaras av den föregående publicerade prognosen ($F_{j,t+h}^{Old}$), så kallad "prognosutjämning" ("forecast smoothing" på engelska). $F_{j,t+h}^{New}$ och $F_{j,t+h}^{Old}$ avser alltså två efterföljande prognoser (prognosrunder) för variabeln j för utfallet i period $t + h$. Ett exempel är prognoserna för reporäntan gjorda till de penningpolitiska rapporterna (PPR) i april 2015 respektive februari 2015 för samma utfall. Koefficienterna ω_R respektive ω_B , som vi inledningsvis antar är desamma för alla tidshorisonter (h), mäter alltså vilken vikt Riksbanken har lagt på Ramses respektive BVAR.¹⁴ Tanken bakom Ekvation (1) är alltså att den nya prognosen utgår från en existerande prognos, $F_{j,t+h}^{Old}$, som antingen uppdateras med de två modellerna eller med ny bedömning, det vill säga $\varepsilon_{j,t+h}$, för att komma fram till en ny prognos $F_{j,t+h}^{New}$.

Hur mäter vi då inslaget av bedömningar i de publicerade prognoserna? När man estimerar regressionen i Ekvation (1) med minsta kvadratmetoden får vi en determinationskoefficient R^2 . Den kallas ofta *förklaringsgrad*. Modellens förklaringsgrad, R^2 , anger hur stor del av variationen i prognosen i nivå som förklaras av modellerna och av den föregående prognosen. Det innebär att $1 - R^2$ är ett naturligt mått på hur mycket nya bedömningar förklarar variation i *prognosen i nivå*, eftersom det mäter variansen i bedömningarna (ε) i förhållande till variansen i de nya prognoserna.

Vi övergår nu till att diskutera hur stort inflytande modellerna har haft på *revideringen* i prognosen. Här kan man tänka lite olika, och vi presenterar två möjliga ansatser nedan. Vår första ansats är en enkel omskrivning av Ekvation (1) enligt följande:

$$(2) \quad F_{j,t+h}^{New} - F_{j,t+h}^{Old} = \omega_R(F_{j,t+h}^R - F_{j,t+h}^{Old}) + \omega_B(F_{j,t+h}^B - F_{j,t+h}^{Old}) + \varepsilon_{j,t+h}.$$

Den här ekvationen kan då tolkas som att prognosen revideras om modellprognoserna avviker från den tidigare publicerade prognosen eller om en ny bedömning introduceras via $\varepsilon_{j,t+h}$. Det är viktigt att förstå att parametrarna (ω_R och ω_B) och $\varepsilon_{j,t+h}$ är desamma i de båda Ekvationerna (1) och (2). Skillnaden är hur man tolkar inflytandet av bedömningen. Förklaringsgraden kommer att vara lägre i Ekvation (2) jämfört med Ekvation (1), eftersom prognosrevideringar i praktiken tenderar att ske gradvis och föregående prognos därmed förklarar en del av variationen i den nya prognosen. Det innebär att *inflytandet av nya bedömningar kommer att vara större för revideringen av prognosen jämfört med prognosen i nivå*.

En annan viktigt insikt från omskrivningen i Ekvation (2) är att det finns en jämviktsdynamik inbäddad i den här specifikationen. Om ω_R och/eller ω_B är positiv, och någon av modellprognoserna börjar avvika systematiskt från föregående officiella prognos kommer den officiella prognosen uppdateras i modellens riktning såvida inte man "kör över" modellernas förslag till revidering med bedömningar i flera prognosomgångar. Det innebär att $\varepsilon_{j,t+h}$ mycket väl kan vara korrelerad mellan olika prognosomgångar (t) och över prognoshorisonten (h) i en given prognosomgång. Ett enkelt exempel är om ω_B är 0,5 ($\omega_R = 0$) och BVAR-modellens prognos för inflationen är 1 procent på två och tre års sikt framöver medan Riksbankens föregående officiella prognos är 2 procent för båda dessa horisonter. Enligt Ekvation (2) bör då Riksbanken revidera ner sin prognos med 0,5 procent på dessa horisonter. Om inte Riksbanken gör det lägger man alltså på en positiv bedömning ε på 0,5 procent på de här horisonterna. Den positiva bedömningen håller prognosen oförändrad på 2 procent. Om samma sak händer nästa prognosrunda – det vill säga att modellen har en lägre prognos än den som Riksbanken slutligen lägger – så blir bedömningen återigen positiv för de horisonterna. Vi studerar egenskaperna hos bedömningarna mer ingående i avsnitt 4.

¹³ Samma tidpunkt avser samma prognosrunda.

¹⁴ Man ska dock komma ihåg att Riksbanken har fler modeller än Ramses och BVAR och att även de andra modellerna kan förklara en del. De modellerna används oftast på kortare sikt, framför allt i nulägesprognosen, men även till viss del upp till ett års horisont för en del variabler.

Vår andra specifikation för att mäta hur stort inflytande modellerna har haft när Riksbanken reviderar sina prognoser är en enkel differensmodell. Den här ansatsen, som inte har någon explicit jämviktsdynamik, säger helt enkelt att Riksbankens revideringar förklaras av modellrevideringar och en bedömning. Ekvation (3) nedan beskriver en sådan tanke. Skillnaden mot den tidigare specifikationen är att modellernas prognoser inte relateras till de liggande officiella nivåerna på prognoserna, $F_{j,t+h}^{Old}$, utan istället till modellernas prognos i föregående prognosrunda, det vill säga endast till deras egna revideringstendenser:

$$(3) \quad F_{j,t+h}^{New} - F_{j,t+h}^{Old} = \omega_R(F_{j,t+h}^R - F_{j,t+h}^{R,Old}) + \omega_B(F_{j,t+h}^B - F_{j,t+h}^{B,Old}) + \varepsilon_{j,t+h}.$$

I Ekvation (3) så betecknar $F_{j,t+h}^{R,Old}$ och $F_{j,t+h}^{B,Old}$ modellprognoserna som presenterades vid föregående prognosomgångs Stor-PBG. Om modellernas prognoser mellan nuvarande och tidigare prognosrunda inte har ändrats innebär Ekvation (3) att det inte finns någon anledning för Riksbanken att revidera sin officiella prognos, såvida man inte vill göra en annorlunda bedömning. En viktig anledning till att Ekvation (3) kan vara en bättre beskrivning av hur Riksbanken använder informationen från modellerna än Ekvationerna (1) och (2) är att man kan vara skeptisk mot en nivåprognos från en given modell (till exempel Ramses ränteprognos), men ändå tycka att revideringstendenserna, det vill säga hur modellen tolkar ny information, förtjänar att tas på allvar.¹⁵

En svårighet med regression (3) är valet av tidigare modellprognos. Som tidigare har beskrivits har vi valt att utgå från den modellprognos som beräknades vid det föregående Stor-PBG mötet. Detta val ger en relativt renodlad modellrevidering utifrån perspektivet att denna ansats använder föregående och nuvarande modellprognos som fanns tillgänglig i realtid för beslutsfattarna när man beräknar revideringstendensen. Ett möjligt problem med denna ansats är dock att föregående modellprognos är betingad på ett annorlunda nuläge än den föregående officiella prognosen (nuläget kan alltså ha ändrats mellan Stor-PBG och slutlig officiell prognos i tidigare prognosomgång). Ett alternativ till att mäta de gamla modellprognoserna med det nuläget som presenterades vid föregående Stor-PBG är därför att räkna om prognoserna med den föregående officiella prognosen i de nya nulägeskvartalen. Denna alternativa metod ger en tydlig revideringstendens från modellerna baserad på uppdaterat nuläge jämfört med den föregående officiella bedömningen.¹⁶ Denna information finns dock inte lagrad över en längre period och vi kan således inte använda den för hela vår skattningsperiod. Vi kommenterar dock i samband med att vi redovisar resultaten för regression i Ekvation (3) hur resultaten faller ut om man skattar Ekvation (3) för de prognosrundor där denna information finns tillgänglig.¹⁷

Notera också att vi genom att jämföra den justerade förklaringsgraden för prognosrevideringen i de skattade Ekvationerna (2) och (3) får en indikation på vilken metod som bäst beskriver Riksbankens agerande över hela perioden. Om vikterna ω_R och ω_B båda är nära 0 och förklaringsgraden följaktligen är nära 0 innebär det att prognosrevideringen i princip endast förklaras av nya bedömningar som inte alls korrelerar med revideringen av modellprognoserna.

Vi skattar Ekvationerna (1), (2) och (3) för tre olika variabler: BNP-tillväxt, inflation (KPIF) och reporänta separat. Vi skattar även ekvationerna multivariat, det vill säga för alla tre variablerna samtidigt, för att se om man kan hitta *en* uppsättning vikter som förklarar

15 Det finns åtminstone två anledningar till detta. För det första kan ekonomins potentiella tillväxtförmåga ändras över tiden, vilket ändrar nivån på tillväxttakten och reporäntans nivå på längre sikt. Vidare kan modellens prognoser vara förknippade med en annan penningpolitik än den som direktionen avser att besluta om.

16 Detta innebär att om bedömningen av nuläget (som kan innefatta ett nytt utfall i nationalräkenskaperna men även en bedömning för nästkommande kvartal om t.ex. en oväntad ökning i BNP är transitorisk eller mer varaktig jämfört med tidigare prognos) endast har ändrats marginellt, så kommer revideringstendensen som kommer ur modellerna att vara liten. Ett alternativt sätt som torde ge lite större revideringstendenser från modellerna vore att endast lyfta in nya utfall i det nya nuläget, men inte betinga in ytterligare kvartal efter utfallet. Man skulle sedan beräkna revideringstendensen från modellerna betingade på samma (men färre) kvartal.

17 Detta är från PPR juli 2014. Dock saknas fullständig data för PPU september 2014, PPR oktober 2014 samt PPR februari 2015.

hur man ändrat prognosen i nivå och revidering för alla variabler samtidigt. Om man fäster en betydande vikt vid någon av eller båda makromodellerna så är det inte helt orimligt att man använder samma vikt för alla variabler för att bibehålla modellkonsistensen för de olika variablerna i prognosen. Som vi har nämnt tidigare använder vi prognoser gjorda under tidsperioden 2006–2016.¹⁸ Skattningarna bygger på data över samtliga horisonter $h = 2, 3, \dots, H$ exkluderat vissa nulägesprognoser (nulägesbetingningar) för $h = 2$ eftersom dessa är bestämda utanför modellerna som tidigare diskuterats. I varje prognosomgång väljs H så långt som det går att beräkna en differens mellan den nya och föregående prognosen för samma utfall (kvartal). Maximal horisont är dock 12 kvartal.

3 Förklaras Riksbankens prognoser och prognosrevideringar av modeller eller bedömningar?

I Diagram 2 visade vi att sambandet mellan den publicerade prognosen och motsvarande modellprognoser förefaller vara svagt, framför allt för inflation och ränta. I det här avsnittet presenterar vi de mer formella resultaten från de skattningar som vi genomfört. Först presenterar vi resultaten för hur stort inflytande modellerna har haft på nivån i prognosen och därefter resultaten för hur stort inflytande modellerna har haft på revideringarna.

3.1 Modellernas inflytande på prognosen i nivå

I Tabell 1 visas skattningsresultaten från Ekvation (1) där vi tittar på hur stort inflytande modellerna har haft på *nivån i prognosen*. Från tabellen ser vi att vikterna för Ramses och BVAR (ω_R respektive ω_B) är låga och att den föregående prognosen får en stor vikt i att förklara den nuvarande prognosen. Det är ett tecken på ett starkt inslag av så kallad *prognosutjämning* i prognosprocessen, där den tidigare prognosen får en större vikt än modellernas nya prognos. I Tabell 1 ser vi även att förklaringsgraden, R^2 , som anger hur stor andel av variationen i prognosen i nivå som kan förklaras av modeller och föregående prognos, är högt. Det leder också till att $1 - R^2$ är lågt. Som vi har beskrivit tidigare är $1 - R^2$ ett mått på hur mycket bedömningar förklarar variationen i prognosen i nivå. Eftersom förklaringsgraden är relativt hög kan vi genast dra slutsatsen att graden av nya bedömningar i varje prognosomgång är relativt begränsad i förhållande till nivån på prognoserna för alla variablerna.

¹⁸ Vi inkluderar prognoser till och med april 2016. Fullständig data för inflationsprognoser från modellerna saknas för perioden PPR juli 2008 till PPR februari 2009 och exkluderas därför.

Tabell 1. Estimat och förklaringsgrad för nivån i prognosen: regressioner enligt Ekvation (1)

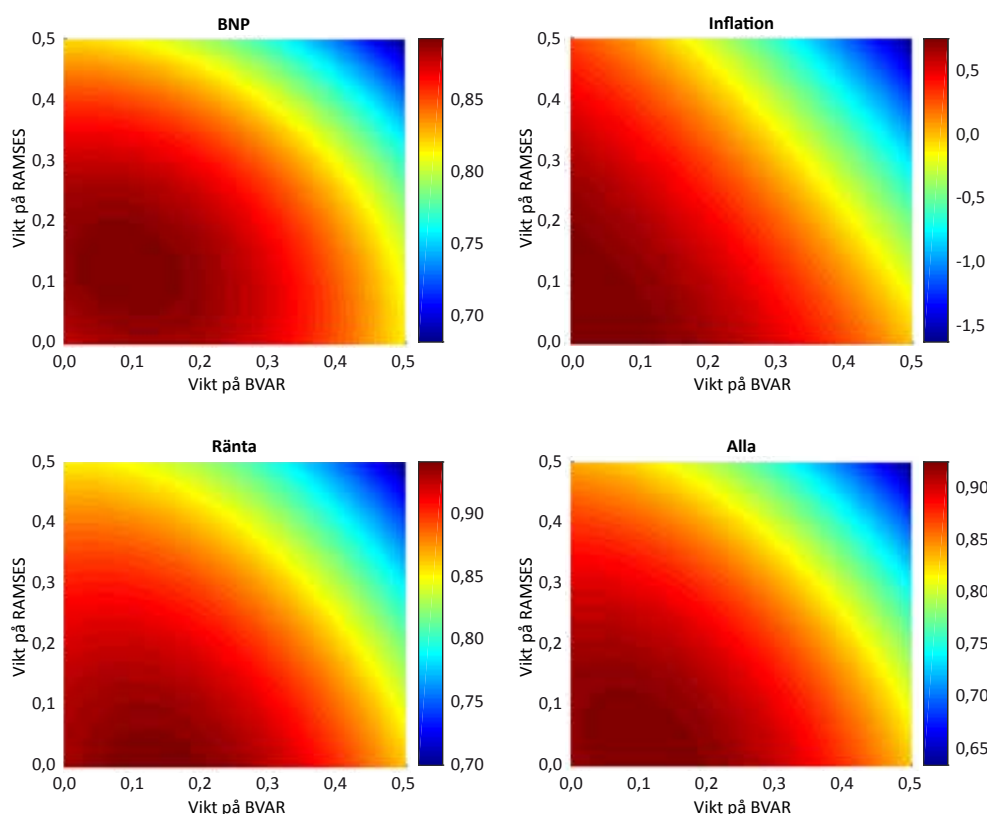
	BNP	Inflation	Ränta	Alla
Föregående prognos ($1 - \omega_R - \omega_B$)	0,78	0,91	0,86	0,87
Ramses (ω_R)	0,12	0,09	0,00	0,02
BVAR (ω_B)	0,09	0,00	0,14	0,11
Förklaringsgrad (R^2)	0,89	0,77	0,94	0,92
Bedömningsgrad ($1 - R^2$)	0,11	0,23	0,06	0,08

Anm. BNP definieras som årlig procentuell BNP-tillväxt (fjärde differensen). Inflation mäts som den årliga procentuella förändringen i KPIF (fjärde differensen). Ränta avser reporäntan. Alla variabler mäts i heltal (en procent får siffran 1,00, och inte 0,01). "Alla" avser vikterna som erhålls när man väljer vikterna för att bäst förklara alla variabler samtidigt.

Ett potentiellt problem med skattningarna i Tabell 1 är att modellprognoserna kan ha en hög grad av korrelation mellan sig samt att de kan vara starkt korrelerade med den tidigare publicerade prognosen. Estimaten av vikterna kan därmed vara opålitliga på grund av multi-kollinearitet där olika vikter på de båda modellerna och föregående prognos kan resultera i nästan samma R^2 -värde. Av den anledningen inkluderar vi inga standardavvikelser för vikterna i tabellen, utan beräknar istället R^2 -värden för olika värden på ω_R och ω_B mellan 0 och 1 för regressionen i Ekvation (1). Vi gör det för att se om vi kan få nästan samma värde på R^2 för väsensskilda vikter på modellerna och föregående prognos.

I Diagram 3 visas resultaten i form av " R^2 -heatmaps", eller R^2 -konturer för olika kombinationer av ω_R och ω_B , där vi tittar på prognoserna i nivå (regressionen i ekvation 1). På den horisontella axeln visar vi vikten på BVAR-modellen (ω_B). På den vertikala axeln visar vi vikten på Ramses (ω_R). Vikten på föregående prognos får vi därefter indirekt genom att beräkna $1 - \omega_R - \omega_B$.¹⁹ Färgskalan till höger om varje panel visar R^2 för de olika parameterkombinationerna. Från diagrammet ser vi att vi får högst R^2 -värde när modellvikterna är låga och nära noll. Vi ser också att punkten där $\omega_R = \omega_B = 0,5$, d.v.s. där föregående prognos får vikten 0, är associerad med den lägsta förklaringsgraden för alla variablerna. För att ytterligare klargöra hur diagrammen ska tolkas så kan vi titta på punktestimaten för BNP från Tabell 1. Från tabellen ser vi att Ramses får vikten 0,12 och BVAR vikten 0,09. Om vi i Diagram 3 tittar på punkten där vi har 0,12 på den vertikala axeln och 0,09 på den horisontella så ser vi att den punkten är associerad med mörkröd färg. Vi ser också att mörkröd färg är associerad med högst R^2 -värde. Från Tabell 1 framgår att förklaringsgraden, R^2 , för BNP uppgår till 0,89. Detta värde kan vi också läsa av i Diagram 3 från stapeln till höger om BNP figuren, som visar att mörkröd färg indikerar ett R^2 -värde på över 0,85. Diagrammet visar tydligt att om någon av eller båda modellerna har en högre vikt än de som redovisas i Tabell 1 – och därmed de föregående prognoserna tilldelas en mindre vikt – resulterar det i ett avsevärt fall i förklaringsgraden för alla variablerna, både enskilt och tillsammans. Vi kan därför med fasthet dra slutsatsen att modellerna haft en underordnad betydelse när Riksbanken har gjort prognosen. Föregående prognos har tillsammans med nya bedömningar haft ett betydligt större genomslag när Riksbanken har utformat den nya prognosen i nivå.

19 Notera att Diagram 3 endast visar resultat där ω_R och ω_B varierar mellan 0 till 0,5, eftersom vi anser det vara ointuitivt med negativa vikter på föregående prognos vilket vi hade haft ifall vi låtit modellvikterna variera mellan 0 och 1. Det är dock viktigt att inse att R^2 faller dramatiskt för högre vikter på endera modellen, oberoende av vilken variabel vi betraktar i Diagram 3.

Diagram 3. R^2 -heatmaps för nivån i prognosen: olika kombinationer av ω_R och ω_B från Ekvation (1)

3.2 Modellernas inflytande på prognosrevideringarna

För att analysera hur modellerna har inverkat på *prognosrevideringarna* använder vi de två ansatserna i Ekvationerna (2) och (3). Resultaten från beräkningarna enligt Ekvation (2) kan du se i Tabell 2. Ekvation (2) ger som vi tidigare beskrivit per konstruktion samma vikter på modellerna men olika determinationskoefficienter, R^2 , eftersom regressionen nu ska förklara variationen i revideringarna istället för variationen i nivån på prognoserna. Värdet på R^2 mäter alltså nu hur mycket av revideringarna som förklaras av modellernas avvikelse från föregående publicerade prognos. Som du kan se i Tabell 2 är dessa värden väldigt låga och till och med negativa för reporäntan.²⁰ Graden av bedömningar, $1 - R^2$, är alltså mycket höga och nära ett för alla variablerna enligt resultaten från Ekvation (2). Den här ansatsen antyder därmed att Riksbankens prognosrevideringar till stor del förklaras av nya bedömningar. Att mängden bedömning blir lägre i Ekvation (1) än i Ekvation (2) beror helt enkelt på att variationen i nivån för prognosen är avsevärt större än variationen för revideringen av prognosen. Det här förhållandet gör att en given storlek på en bedömning, ε , som introduceras blir förhållandevis liten i förhållande till nivån på prognoserna (förklaringsgraden stiger), men större i förhållande till förändringen i prognosen (förklaringsgraden faller).

²⁰ R^2 beräknas som: $1 - RSS/TSS = 1 - \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 / \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$. Negativt R^2 erhålls om seriens medelvärde $\bar{y}$ är en bättre förklaring av y_i än vad modellens skattning $\hat{y}_i$ är.

Tabell 2. Estimat och förklaringsgrad för prognosrevideringarna: regressioner enligt Ekvation (2)

	BNP	Inflation	Ränta	Alla
Ramses (ω_R)	0,12	0,09	0,00	0,02
BVAR (ω_B)	0,09	0,00	0,14	0,11
Förklaringsgrad (R^2)	0,12	0,06	-0,07	0,04
Bedömningsgrad ($1 - R^2$)	0,88	0,94	1,07	0,96

Anm. Se anmärkningarna till Tabell 1.

I Tabell 3 redovisas resultaten från vår andra ansats, skattningarna enligt specifikationen i Ekvation (3). Den här specifikationen ska ses som att modellerna inte relateras till de faktiska nivåerna på prognoserna utan endast till deras egna revideringstendenser. Man ska alltså se det som att Riksbanken tittar på vilka revideringar som modellerna gör i förhållande till deras tidigare prognos, när Riksbanken gör sina prognoser. I Ekvation (2) relaterades modellerna till Riksbankens föregående prognos, som kan avvika från hur modellerna såg på läget vid samma tidpunkt.

Tabell 3 påvisar att skattningarna för modellvikterna (ω_R respektive ω_B) med specifikationen från Ekvation (3) är högre än de från Ekvation (2) i Tabell 2. Men även om summan av vikterna för BNP-tillväxten och reporäntan nu är högre och uppgår till ungefär 0,5 så är de fortfarande långt ifrån 1. Man kan även notera att R^2 -värdet nu är något högre och att mängden bedömning, $1 - R^2$, då sjunker något. Men trots det så uppgår R^2 som högst till 0,35 (BNP-tillväxt). Det innebär att en övervägande del av Riksbankens prognosrevideringar fortfarande består av nya bedömningar.

Tabell 3. Estimat och förklaringsgrad för prognosrevideringarna: regressioner enligt Ekvation (3)

	BNP	Inflation	Ränta	Alla
Ramses (ω_R)	0,28	0,15	0,42	0,29
BVAR (ω_B)	0,15	0,15	0,12	0,15
Förklaringsgrad (R^2)	0,35	0,13	0,10	0,23
Bedömningsgrad ($1 - R^2$)	0,65	0,87	0,90	0,77

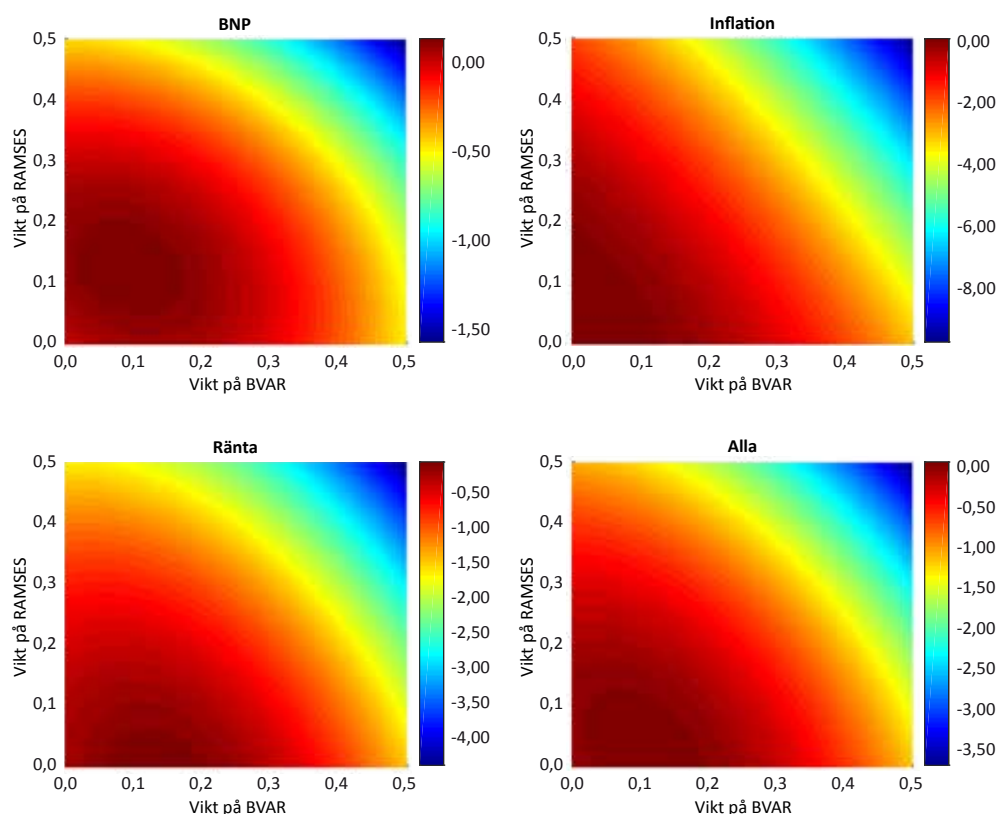
Anm. Se anmärkningarna till Tabell 1.

För att säkerställa att resultaten i Tabell 2 och 3 är robusta när vi varierar vikterna ω_R och ω_B så presenterar vi i Diagram 4 och 5 återigen så kallade " R^2 -heatmaps". Vi beräknar dem på samma sätt som vi har beskrivit för Diagram 3, förutom att vi nu räknar fram R^2 med specifikationerna i Ekvation (2) och (3) för olika vikter ω_R och ω_B . I förhållande till Diagram 3 ser vi att R^2 -värdena är betydligt lägre, speciellt för höga vikter på modellerna där förklaringsgraderna nu blir negativa. Det enda undantaget är reporäntan i vår andra ansats (regressionen i Ekvation 3), där förklaringsgraden förblir nära 0. De här diagrammen ger alltså starkt stöd för vår slutsats att nya bedömningar har ett betydande genomslag även på revideringarna av prognoserna.

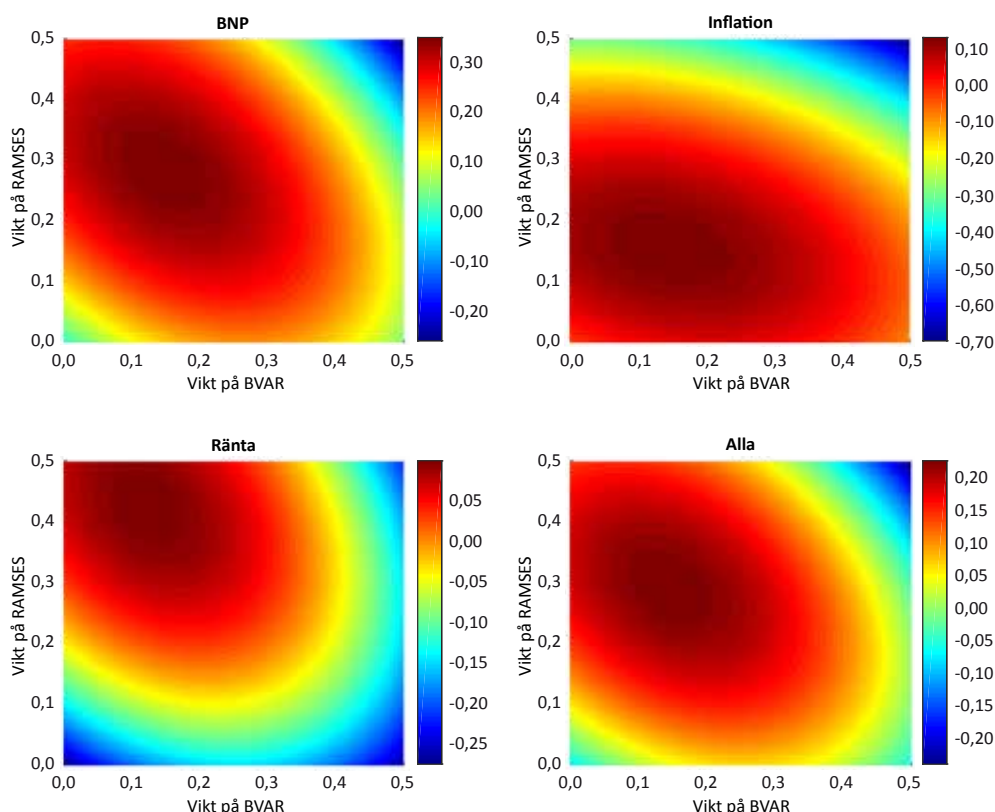
Som tidigare diskuterats är det inte uppenbart vilka modellrevideringar man bör jämföra. Vi har därför även skattat Ekvation (3) när revideringen i modellprognosen beräknas som den nya betingade prognosen minus en prognos som betingar på den föregående officiella prognosen för samma nulägeskvartal som den nya prognosen. Även denna variant av regressionen, som rimligen maximerar förutsättningarna för ett stort genomslag av modellerna på den officiella prognosen, implicerar ett högt och betydande inslag av bedömningar i prognosrevideringarna. $1 - R^2$ uppgår i denna specifikation till 0,54,

0,49 och 1,30 för variablerna BNP-tillväxt, inflation och reporänta.²¹ Det vill säga att den implicerar ett något lägre inslag av bedömningar för BNP-tillväxt och inflation men högre genomslag av bedömningar för reporäntan i förhållande till den revideringstendens som vi använder i Tabell 3 (det vill säga skillnaden i den betingade modellprognosen vid senaste och föregående Stor-PBG). Avslutningsvis är det viktigt att notera att även om modellernas inverkan på prognosrevideringarna är något större med denna metod (vilket avspeglas i att summan av vikterna ω_R och ω_B i denna specifikation är större än 1 medans deras genomsnitt i Tabell 3 endast är 0,45), så står sig vår slutsats att nya bedömningar förklarar en stor del av prognosrevideringarna även om modellrevideringarna beräknas på detta sätt.

Diagram 4. R^2 -heatmaps för prognosrevideringarna: olika kombinationer av ω_R och ω_B från Ekvation (2)



21 Notera dock att vi inte direkt kan jämföra dessa siffror med de i Tabell 3 eftersom de är beräknade på betydligt färre prognosrundor som tidigare presenteras i fotnot 17. Om vi estimerar om vår variant av regressionen (3) för samma tidsperiod så erhålls $1 - R^2$ värdena 0,60, 0,72 och 1,54. Eftersom dessa resultat är relativt lika de som man får med det alternativa sättet att mäta modellrevideringarna finns det således goda skäl att tro att resultaten i Tabell 3 står sig väl för det alternativa sättet att beräkna prognosrevideringarna även om data för denna metod fanns tillgängliga längre tillbaks i tiden.

Diagram 5. R^2 -heatmaps för prognosrevideringarna: olika kombinationer av ω_R och ω_B från Ekvation (3)

3.3 Hur modellerna har inverkat över horisont och tid

I tidigare avsnitt studerade vi hur stor inverkan modellerna har haft över samtliga horisonter $h = 2, 3, \dots, 12$ samtidigt under tidsperioden 2006–2016. Den analysen visar hur Riksbanken har tagit in modellerna i sina prognoser och prognosrevideringar i genomsnitt. Slutsatsen så här långt är att modellerna inte verkar ha så stor vikt i att förklara prognosen i nivå, och att en stor del nya bedömningar även ligger till grund för Riksbankens prognosrevideringar. Uppdelningar av datamaterialet på olika horisonter och olika tidsperioder kan potentiellt ge fördjupad kunskap om hur Riksbanken har använt modellerna över tiden. Om vi delar upp data på olika horisonter (kvartal), 2–4, 5–8 och 9–12, kan vi se hur sambandet ser ut på ”kort”, ”medellång” och ”lång” sikt i prognosen. En sådan analys visar att modellernas vikt generellt sett är något större på kort sikt.²² Där kort sikt avser första året i prognoshorisonten (kvartal 2–4). Även R^2 -värdena ter sig vara något högre på kort än på medellång och lång sikt.

Man kan även dela upp data på olika tidsperioder för att undersöka hur modellernas inverkan förändras över tiden. Vi har valt att studera fyra olika tidsperioder: 2006:1–2008:4, 2008:5–2010:6, 2011:1–2014:2 och 2014:3–2016:2.²³ Vi har valt just de tidsperioderna för att försöka karakterisera olika faser i penningpolitiken den senaste tiden. Den första perioden, 2006:1–2008:4, avser tiden innan finanskrisen bröt ut. Den andra perioden, 2008:5–2010:6, avser tiden under finanskrisens turbulens men före räntehöjningarna efter krisen. Den tredje perioden, 2011:1–2014:2, avser en period då Riksbanken höjde räntan för att sedan åter sänka den. Riksbanken har fått kritik av vissa bedömare för att ha ”lutat sig mot vinden” under den perioden. Den fjärde och sista perioden, 2014:3–2016:2, avser en period av mycket expansiv penningpolitik med obligationsköp och negativ reporänta.

22 Alla resultat i detta avsnitt redovisas i Tabell A1 och A2 i Appendix.

23 Löpnymret efter årtalet avser vilken rapport i ordningen under året som avses. 2014:2 avser exempelvis PPU april 2014 då den rapporten var andra rapporten under 2014.

Resultaten från den här uppdelningen visar att modellernas inverkan har varierat en del över tid. Det gäller både deras totala inverkan och deras relativa vikt. Detta till trots så kvarstår bilden att modellerna får en låg vikt i att förklara prognoserna över tiden, både i nivå och i revideringstermer. Istället är det fortsatt informella bedömningar som är viktigast för att förstå hur prognoserna har ändrats mellan prognosrundorna.

4 Vad är bedömningar?

Resultaten tyder alltså på att Riksbankens prognosrevideringar till stor del förklaras av bedömningar. Var kommer då dessa bedömningar ifrån? En möjlig förklaring är att de kommer från andra makromodeller än de vi använder. Men Ramses och BVAR är Riksbankens huvudmodeller och det är inte troligt att andra modeller skulle ha ett större genomslag. Modellerna innehåller dock långt ifrån alla variabler och mekanismer som finns i samhället och de bygger ofta på olika antaganden i syfte att förenkla ekonomin de försöker förklara. De variabler och mekanismer som inte inkluderas i modellerna kan i flera fall observeras av direktionen och de olika experter som jobbar i Riksbankens prognosprocess. All den här informationen som inte fångas i modellerna påverkar den bedömning som Riksbanken gör i slutändan.

Ett trivialt exempel på bedömningar är hanteringen av effekter förknippade med påskhelgen. När konsumtionsprognoserna för första och andra kvartalet på ett kalenderår görs så måste hänsyn tas till om påsken infaller i första eller andra kvartalet. Under påsken så stiger vanligtvis hushållens konsumtionsutgifter en hel del vilket får till följd att BNP-tillväxten för hela kvartalet blir högre än den hade varit om påsken inte inföll under just det kvartalet. Eftersom påsken inte alltid ligger i samma kvartal så fångas den inte av vanliga säsongs-mönster och en aktiv bedömning behöver därför göras för att justera prognosen för i vilket kvartal som påsken infaller.

Ett kanske mer viktigt exempel på när bedömningar behövs är i samband med hanteringen av energiprisernas inverkan på inflationen. Energipriserna svänger tidvis kraftigt i samband med utbudschocker vilket Riksbankens makromodeller inte kan fånga fullt ut eftersom de inte explicit innehåller en energisektor. Därför måste Riksbanken använda kompletterande metoder för att justera inflationsprognosen, exempelvis partiella modeller som bygger på terminspriser på olja och el.

Många av bedömningarna grundar sig alltså i att fånga de saker som modellerna inte fångar. Det kan även ofta vara så att olika modeller ger olika prognoser eftersom de innehåller olika mekanismer och betonar olika variabler. En större strukturell modell kan ge en prognos, samtidigt som olika mindre indikatormodeller kan ge en annan. Eftersom alla modellerna av nödvändighet är ofullständiga och kan ge delvis motstridiga resultat så är det alltså i slutändan nödvändigt med en samlad bedömning. I Riksbankens årliga redogörelse för penningpolitiken sammanfattas flera av de aspekter som legat till grund för de penningpolitiska besluten under det gångna året. I de senaste rapporterna går det exempelvis att läsa att återkommande diskussionsämnen varit växelkursen, hushållens höga skuldsättning, stigande bostadspriser och betydande osäkerhet om den ekonomiska utvecklingen i euroområdet.²⁴

Innan vi övergår till vår analys av de bedömningar som vi beräknar utifrån våra prognosregressioner, så är det viktigt att påpeka att vi inte är de första att göra det för Riksbanken. Tidigare studier där man har studerat Riksbankens avvikelser från enkla policyregler är Jansson och Vredin (2003) och Berg m.fl. (2004). Dessa studier behandlar en tidsperiod före vår, där avvikelser bland annat kan förklaras av trovärdighetsfrågor och betydande osäkerhet gällande ekonomins utveckling. Nyman och Söderström (2016) diskuterar också bedömningars roll mer generellt i Riksbankens prognosprocess.

²⁴ Se Sveriges riksbank (2014; 2015; 2016).

4.1 Analys av Riksbankens bedömningar

Hur ser då Riksbankens bedömningar ut? Eftersom bedömningarna är viktiga för att förklara prognosrevideringarna, så är deras egenskaper av centralt intresse. Från de skattade regressionerna enligt Ekvation (1) och (2) får vi ett mått på bedömningar $\varepsilon_{j,t+h}$. Genom att analysera $\varepsilon_{j,t+h}$ kan vi få en bättre bild av hur Riksbanken har använt bedömningar i sina prognoser. Vi föredrar att basera den analysen på specifikationen i dessa regressioner eftersom de har en inbyggd jämviktsdynamik.²⁵

En första enkel analys man kan göra är att beräkna en korrelationsmatris för bedömningarna för de olika variablerna BNP-tillväxt, inflation och reporänta. Tabell 4 visar en sådan matris. Korrelationerna som redovisas där är framtagna genom att först beräkna genomsnittlig bedömning

$$(4) \quad \bar{\varepsilon}_{j,t+h} = \left(\frac{1}{H-1}\right) \sum_{h=2}^H \varepsilon_{j,t+h}$$

över alla horisonterna $h = 2, \dots, H$ för variabel j vid varje prognostillfälle, t . I varje prognosomgång väljs H så långt som det går att beräkna en differens mellan den nya och föregående prognosen för samma utfall (kvartal). Maximal horisont är dock tolv kvartal. Korrelationerna är sedan beräknade på $\bar{\varepsilon}_{j,t+h}$ -serien mellan de olika variablerna (BNP-tillväxt, inflation och reporänta). I tabellen ser vi att bedömningarna för reporäntan i olika prognosomgångar korrelerar positivt med både bedömningarna för BNP-tillväxt och inflation. Det innebär att Riksbanken, givet positiva bedömningar på BNP och inflationen, typiskt sett har bedömt upp prognosen på reporäntan. Det är naturligt att både positiva genomsnittliga bedömningar för BNP-tillväxt och inflationstakten korrelerar positivt med Riksbankens bedömningar på reporäntan. Inflationen är nämligen Riksbankens målvariabel (KPI-inflationen), och resursutnyttjandet (BNP-tillväxten) anses normalt vara viktigt för att förutspå framtida inflationstryck. Man ska notera att vi mäter den genomsnittliga bedömningen i en prognosrunda. Bedömningen kan alltså skilja sig i relation till de olika modellerna. En genomsnittlig positiv bedömning kan vara en negativ bedömning i förhållande till en av modellerna.

Tabell 4. Korrelationsmatris för genomsnittliga bedömningar i olika prognosomgångar

	BNP	Inflation	Ränta
BNP	1,00	-0,13	0,36
Inflation	-0,13	1,00	0,39
Ränta	0,36	0,39	1,00

Anm. Bedömningarna har beräknats med hjälp av regressionsresultaten i Tabellerna 1 och 2 (vilka ger samma mått på bedömning), varpå sedan genomsnitt beräknats enligt formeln i Ekvation (4). Se också anmärkningarna till Tabell 1 för definition av de ingående variablerna i dessa regressioner.

Vi kan även skatta en enkel regression enligt följande ekvation:

$$(5) \quad \bar{\varepsilon}_{Ränta,t} = \beta_1 \bar{\varepsilon}_{Inflation,t} + \beta_2 \bar{\varepsilon}_{BNP,t} + u_t$$

I ekvationen ovan förklaras bedömningarna i reporäntan av bedömningarna för inflation och BNP-tillväxten. Notera att vi inte inkluderar något intercept eftersom medelvärdet för bedömningarna per konstruktion är 0. Skattningen kan ses som ett test för om Riksbanken

25 Vi är dock medvetna om att resultaten i Tabell 2 och 3 sammantaget indikerar att regressionen i Ekvation (3) bättre fångar hur Riksbanken arbetar i praktiken (eftersom R^2 värdena är högre i Tabell 3 jämfört med Tabell 2). Detta till trots så anser vi att regression i Ekvation (3) måste vara felspecificerad eftersom det inte finns någon jämviktsdynamik inkorporerad i ekvationen. Prognosen kan i princip bli vad som helst över tiden eftersom man uteslutande modellerar revideringen i prognosen. Detta försämrar de statistiska egenskaperna hos bedömningarna. Bedömningarna i Ekvationerna (1) och (2) är dock immuna mot denna kritik. Vi visar dock i appendix att resultaten vi presenterar här är robusta om vi istället använder bedömningarna från Ekvation (3). Se Tabell A3–A5.

följer den så kallade Taylor-principen i sina bedömningar. Taylor-principen, vilken bygger på John Taylors mycket kända artikel från 1993 (se studien av Taylor, 1993), säger att centralbanker kan stabilisera ekonomin genom att ändra räntan med mer än ett-till-ett i respons till inflationsförändringar (se exempelvis studien av Davig och Leeper, 2007, för en detaljerad diskussion om detta). I Ekvation (5) ska vi alltså då förvänta oss att β_1 är större än 1 om Riksbanken har följt Taylor-principen i sin bedömning. Resultaten från den övningen kan du se i Tabell 5. Där ser vi att Riksbanken i sin bedömning har ändrat räntan med en faktor om 0,9 i respons till ändrade bedömningar i inflationsutsikterna, d.v.s. något lägre än ett-till-ett. Det finns dock en betydande osäkerhet om punktskattningen. Man kan inte dra slutsatsen att Taylor-principen inte håller eftersom nollhypotesen om att β_1 är större än 1 inte kan förkastas. Det är faktiskt till och med så att man nästan inte kan förkasta de ursprungliga koefficienterna som Taylor föreslog i sin artikel, 1,5 för inflationen och 0,5 för BNP-gapet (vi har dock BNP-tillväxten istället för BNP-gapet i vår regression). Det är också viktigt att påpeka att när vi skattar motsvarande ekvation för bedömningarna mätta med regressionen i Ekvation (3) så får vi koefficienterna 1,31 och 0,14 (se appendix), vilka satisfierar Taylor-principen. En ytterligare aspekt är att förklaringsgraden i regressionen är relativt låg, 0,19, vilket innebär att en hel del av bedömningarna som gjorts för reporäntan inte mekaniskt hänger samman med bedömningarna för inflationen och BNP-tillväxten. Man har tagit in många fler aspekter i bedömningarna för reporäntebanan. Men även om bedömningarna som gjorts säkerligen kan kritiserar i efterhand på olika grunder, så är det likväl viktigt att notera att de uppfyller denna (Taylors) grundläggande princip för praktisk penningpolitik.

Tabell 5. Regression av bedömningar för reporäntan på bedömningarna för inflationen och BNP-tillväxten

	β	Std.Avv.	p-värde
Inflation (β_1)	0,907	0,300	0,004
BNP (β_2)	0,315	0,192	0,109

Anm. Resultat från skattningarna enligt Ekvation (5). Inflationen mäts som den årliga förändringen (fjärde differensen) i KPIF. BNP avser årlig förändring (fjärde differensen) i BNP. Skattningen har en förklaringsgrad, R^2 , på 0,19.

Analysen i Tabell 4 och 5 bygger på genomsnittliga bedömningar för respektive variabel i respektive prognosomgång. Men man kan även studera egenskaperna hos bedömningarna i en given prognosomgång. Genom att skatta Ekvation (6) nedan får vi ett mått på persistensen över horisonterna $h = 2, \dots, H$ inom varje prognosomgång. I ekvationen förklaras bedömningen för en viss horisont med bedömningen i den tidigare horisonten i samma prognosomgång, t .

$$(6) \quad \varepsilon_{j,t+h+1} = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{j,t+h} + u_{j,t+h+1}$$

Skattningarna för respektive variabel kan du se i Tabell 6. Resultaten visar att persistensen är ganska hög för bedömningarna inom respektive prognosomgång, framför allt för räntan där den är hela 0,97. En persistens nära 1 tyder på att när Riksbanken lägger en ny bedömning så lägger man samma mängd på alla horisonter. För BNP-tillväxten och inflationen är persistensen betydligt mindre. Våra skattningar indikerar att det finns betydligt mindre minne i en prognosomgång för de variablerna. Det innebär att när man lägger på en positiv bedömning på BNP-tillväxten eller inflationen i närtid, säg för $h = 2$, så tenderar relativt lite av bedömningen att spilla över på nästkommande år i prognosen. Viss persistens i bedömningarna för BNP-tillväxten och inflationen är rimlig eftersom vi mäter de variablerna som fjärde differenser. Därmed tyder resultaten på att bedömningarna för inflationen och BNP-tillväxten i närtid typiskt sett har måttliga indirekta effekter på bedömningen under nästkommande år inom en given prognosomgång.

Till sist bör det nämnas att vi tillåter för en konstant när vi estimerar regressionen i Ekvation (6). Den skulle i princip kunna indikera systematiska positiva eller negativa bedömningar. Men vårt sätt att mäta bedömningarna gör att konstanten av nödvändighet blir liten för alla variablerna speciellt när man har i åtanke att bedömningarna mäts i heltal, det vill säga en procentenhet är 1,00 och inte 0,01. Det beror på att vi mäter bedömningarna från de skattade ekvationerna med minsta kvadratmetoden, vilket gör att de blir noll i genomsnitt.

Tabell 6. Persistens i bedömningarna under en given prognosomgång

	BNP	Inflation	Ränta
β_0	-0,008 (0,007)	0,005 (0,004)	0,008*** (0,003)
β_1	0,712*** (0,021)	0,740*** (0,022)	0,970*** (0,008)

Anm. Resultat från skattningarna enligt Ekvation (6). *** avser signifikant på 1 procents nivå. Standardavvikelse inom parentes.

5 Avslutande kommentarer

Mot bakgrund av att det på senare tid förts en diskussion om hur Riksbanken använder modeller i sin prognosprocess har vi i den här studien undersökt hur mycket Riksbanken *de facto* tar in modellprognoser i de slutliga publicerade prognoserna. Bland annat så gav Goodfriend och King (2016) Riksbanken skarp kritik för att vara alltför beroende av modeller och att lägga alltför stort fokus på modeller när prognoserna utarbetas. Vi har undersökt i vilken utsträckning Riksbankens två större modeller, Ramses och BVAR, faktiskt förklarar de publicerade prognoserna och prognosrevideringarna. Analysen visar att modellerna *inte* har så stor vikt i att förklara Riksbankens publicerade prognoser och att det istället verkar vara ett stort inslag av bedömningar som ligger till grund för Riksbankens prognosrevideringar.

Men en viktig sak som man bör ha i åtanke är att vår metod endast mäter det direkta bidraget från makromodellerna. Eftersom modellerna ofta fungerar som tankeramar för ekonomins funktionssätt kan de trots det ha ett visst indirekt inflytande på de officiella prognoserna. Om man beaktar det finns i princip inget enkelt svar på frågan om hur stort inflytande makromodellernas har på prognoserna, även om vår slutsats att det direkta genomslaget är relativt litet indikerar att det indirekta inflytandet i praktiken också bör vara begränsat.²⁶ Det finns dock undantag. Ett område där båda modellerna används flitigt under normala omständigheter är för att göra alternativkalkyler för mer expansiv eller stram penningpolitik. Men det handlar oftast om alternativa scenarier för penningpolitiken, även om man kan använda den penningpolitiska transmissionsmekanismen som finns inbäddad i modellen för att justera huvudscenariot när direktionen beslutar om en alternativ räntebana. Enligt vårt synsätt är det helt missvisande att gå från dessa kalkyler till att säga att prognosen kommer från modellen. Det handlar istället om en annan penningpolitisk avvägning, inklusive en bedömning av effekterna på BNP-tillväxten och inflationen.

Trots den här möjliga invändningen visar våra resultat med all tydlighet att synen som spritts av Goodfriend och King – att Riksbanken blint litar på och följer sina modeller – är helt missvisande och bara en myt. Vi har även visat att deras uppfattning att Riksbanken förlitar sig på modeller där inflationen alltid återvänder till målet "av sig själv" inom prognoshorisonten är en myt.

Det är viktigt att diskutera och debattera Riksbankens prognoser och modeller eftersom det gynnar framtida utveckling av nya modeller och prognosmetoder. Men det är också

²⁶ Exempelvis har makromodellerna egenskaperna att inflationen till slut återvänder till målet (även om det i modellerna oftast tar betydligt längre tid än två till tre år innan detta sker) och att penningpolitiken är neutral (det vill säga den påverkar inte ekonomiska aktiviteten) på längre sikt. Detta är exempel på modellegenskaper som informellt påverkar penningpolitikens utformning, men som inte nödvändigtvis fångas i vår analys.

viktigt att ha underlag för de påståenden som görs i debatten. Vi har med den här studien försökt bidra till debatten med ett solitt underlag om hur mycket modellernas faktiskt inverkar på Riksbankens prognoser.

Som diskuteras mer ingående i Nyman och Söderström (2016) är det inte nödvändigtvis något konstigt med att Riksbankens publicerade prognoser skiljer sig från modellernas prognoser. Riksbanken är en policyinstitution som bedriver penningpolitik för att uppnå ett inflationsmål. Riksbanken kommer med andra ord besluta om en reporänta som tar prognosen av inflationen nära eller till inflationsmålet på 2 procent under målhorisonten. Modellerna kan ofta ha en inflationsprognos som inte återgår till målet inom prognoshorisonten. De prognoserna är baserade på en endogen reporänta i modellerna som inte nödvändigtvis sammanfaller med den reporänta som direktionen beslutat om. Det leder i slutändan till att en samlad bedömning för inflationen måste göras till den publicerade prognosen utifrån den penningpolitiska hållning som direktionen beslutat om.

Med vår analys i bagaget kan vi alltså utesluta hypotesen om att stora prognosmissar under utvärderingsperioden beror på att Riksbanken i alltför hög utsträckning har förlitat sig på formella modeller. Man bör istället gå vidare med att analysera den mer normativa frågan om Riksbankens prognosförmåga och räntebeslut skulle tjäna på att i högre grad förlita sig på modellerna. Resultaten i Iversen m.fl. (2016) tyder på att så kan vara fallet, men frågan bör utredas grundligt.

Referenser

- Adolfson, Malin, Michael K. Andersson, Jesper Lindé, Mattias Villani och Anders Vredin (2007), "Modern Forecasting Models in Action: Improving Macroeconomic Analyses at Central Banks", *International Journal of Central Banking*, Vol. 3, No. 4, s. 111–144.
- Adolfson, Malin, Stefan Laséen, Lawrence J. Christiano, Matthias Trabandt och Karl Walentin (2013), "Ramses II – Model Description", Occasional Paper No. 12, Sveriges riksbank.
- Adolfson, Malin, Stefan Laséen, Jesper Lindé och Mattias Villani (2008), "Evaluating An Estimated New Keynesian Small Open Economy Model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 32, No. 8, s. 2690–2721.
- Alexius, Annika (2016), "Förständig men blodfattig utvärdering av penningpolitiken 2010–2015", *Ekonomisk Debatt*, årg. 44, nr. 2, s. 67–72.
- Andersson, Michael K. och Mårten Löf (2007), "Riksbankens nya indikatorprocedurer", *Penning- och valutapolitik*, nr. 1, s. 77–90.
- Andersson, Michael K. och Ard H.J. den Reijer (2015), "Nowcasting", *Penning- och valutapolitik*, nr. 1, s. 73–86.
- Berg, Claes, Per Jansson och Anders Vredin (2004), "How Useful are Simple Rules for Monetary Policy? The Swedish Experience", Working Paper No. 169, Sveriges riksbank.
- Davig, Troy och Eric M. Leeper (2007), "Generalizing the Taylor Principle", *American Economic Review*, Vol. 97, No. 3, s. 607–635.
- Goodfriend, Marvin och Mervyn King (2016), "Utvärdering av Riksbankens penningpolitik 2010–2015", Riksdagstryckeriet: Stockholm.
- Hallsten, Kerstin och Sara Tågström (2009), "Beslutsprocessen – hur går det till när Riksbankens direktion ska bestämma om reporäntan", *Penning- och valutapolitik*, nr. 1, s. 69–84.
- Iversen, Jens, Stefan Laséen, Henrik Lundvall och Ulf Söderström (2016), "Real-Time Forecasting for Monetary Policy Analysis: The Case of Sveriges Riksbank", Working paper series No. 318, Sveriges riksbank.
- Jansson, Per och Anders Vredin (2003), "Forecast-Based Monetary Policy: The Case of Sweden", *International Finance*, Vol. 6, No. 3, s. 349–380.
- Lindé, Jesper och André Reslow (2016), "En myt att Riksbankens prognoser styrt av modeller", *Ekonomisk Debatt*, årg. 44, nr. 8, s. 18–30.
- Lunds universitet (2016), "Yttrande över remissen 'Utvärdering av Riksbankens penningpolitik 2010–2015'", Dnr V 2016/112, Lunds universitet.
- Meiton, Louise Andrén (2016), "Sylvass kritik mot Riksbanken", *Svenska Dagbladet Näringsliv*, den 20:e januari.
- Nyman, Christina och Ulf Söderström (2016), "Prognoser och Penningpolitik", *Ekonomiska kommentarer*, nr. 6, Sveriges riksbank.
- Sveriges riksbank (2014), "Redogörelse för penningpolitiken 2013", Sveriges riksbank: Stockholm.
- Sveriges riksbank (2015), "Redogörelse för penningpolitiken 2014", Sveriges riksbank: Stockholm.
- Sveriges riksbank (2016), "Redogörelse för penningpolitiken 2015", Sveriges riksbank: Stockholm.
- Taylor, John B. (1993), "Discretion Versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39, s. 195–214.
- Villani, Mattias (2009), "Steady-State Priors for Vector Autoregressions", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 24, No. 4, s. 630–650.

Appendix

Tabell A1. Modellernas inverkan under olika horisonter

Horisont (kvartal):	2–4	5–8	9–12
BNP			
Ramses (ω_R)	0,58	0,04	0,04
BVAR (ω_B)	0,17	0,00	0,06
Förklaringsgrad (R^2)	0,52	–0,09	0,10
Inflation			
Ramses (ω_R)	0,24	0,08	0,00
BVAR (ω_B)	0,24	0,01	0,01
Förklaringsgrad (R^2)	0,31	0,00	–0,02
Ränta			
Ramses (ω_R)	0,06	0,00	0,00
BVAR (ω_B)	0,10	0,15	0,13
Förklaringsgrad (R^2)	–0,11	–0,08	–0,03
Alla			
Ramses (ω_R)	0,27	0,00	0,00
BVAR (ω_B)	0,18	0,10	0,09
Förklaringsgrad (R^2)	0,23	–0,05	0,12

Anm. Resultat enligt skattningar baserat på Ekvation (2).

Tabell A2. Modellernas inverkan under olika tidsperioder

Tidsperiod:	2006:1–2008:4	2008:5–2010:6	2011:1–2014:2	2014:3–2016:2
BNP				
Ramses (ω_R)	0,08	0,09	0,25	0,04
BVAR (ω_B)	0,48	0,15	0,06	0,12
Förklaringsgrad (R^2)	0,27	0,09	0,29	0,16
Inflation				
Ramses (ω_R)	0,32	0,09	0,09	0,00
BVAR (ω_B)	0,00	0,25	0,00	0,03
Förklaringsgrad (R^2)	0,16	0,29	0,13	0,01
Ränta				
Ramses (ω_R)	0,43	0,27	0,17	0,00
BVAR (ω_B)	0,00	0,10	0,08	0,28
Förklaringsgrad (R^2)	0,03	–0,19	0,21	–0,37
Alla				
Ramses (ω_R)	0,17	0,11	0,13	0,00
BVAR (ω_B)	0,07	0,15	0,05	0,11
Förklaringsgrad (R^2)	0,06	0,03	0,18	–0,02

Anm. Resultat enligt skattningar baserat på Ekvation (2).

Analys av Riksbankens bedömningar enligt feltermerna från specifikationen i Ekvation (3).

Tabell A3. Korrelationsmatris för genomsnittliga bedömningar i olika prognosomgångar

	BNP	Inflation	Ränta
BNP	1,00	–0,02	0,30
Inflation	–0,02	1,00	0,52
Ränta	0,30	0,52	1,00

Anm. Bedömningarna har beräknats med hjälp av regressionsresultaten i Tabell (3), varpå sedan genomsnitt beräknats enligt formeln i Ekvation (4). Se också anmärkningarna till Tabell 1 för definition av de ingående variablerna i dessa regressioner.

Tabell A4. Regression av bedömningar för reporäntan på bedömningarna för inflationen och BNP-tillväxten

	β	Std. Avv.	p-värde
Inflation (β_1)	1,310	0,283	0,000
BNP (β_2)	0,146	0,201	0,473

Anm. Resultat från skattningarna enligt Ekvation (5). Inflationen mäts som den årliga förändringen (fjärde differensen) i KPIF. BNP avser årlig förändring (fjärde differensen) i BNP. Skattningen har en förklaringsgrad, R^2 , på 0,33.

Tabell A5. Persistens i bedömningarna under en given prognosomgång

	BNP	Inflation	Ränta
β_0	–0,011 (0,007)	–0,006 (0,004)	–0,010*** (0,003)
β_1	0,628*** (0,021)	0,728*** (0,022)	0,964*** (0,008)

Anm. Resultat från skattningarna enligt Ekvation (6). *** avser signifikant på 1 procents nivå. Standardavvikelse inom parentes.