

# En myt att Riksbankens prognoser styrts av modeller

**JESPER LINDÉ  
OCH ANDRÉ  
RESLOW**

Jesper Lindé är forskningschef på Riksbanken. Hans forskning handlar om effekter av ekonomisk politik. jesper.linde@riksbank.se

André Reslow är tjänstledig från arbetet som ekonom på Riksbanken för doktorandstudier vid Uppsala universitet. Han forskar om penningpolitik och prognosutvärdering. andre.reslow@riksbank.se

De synpunkter som framförs i denna artikel representerar vår egen uppfattning och kan inte tas som uttryck för Riksbankens syn. Författarna tackar Stefan Laséen, Christina Nyman, Ulf Söderström och Anders Vredin för värdefulla kommentarer samt Goran Katinic för hjälp med diagram. För en mer uttömmande version av denna artikel hänvisas till Lindé och Reslow (2017).

*I denna studie analyserar vi hur stort inflytande makroekonomiska modeller haft på Riksbankens publicerade prognoser för BNP-tillväxt, inflation och reporänta från 2006 till i dag. Analysen visar att modellerna har haft ett mycket begränsat inflytande på Riksbankens publicerade prognoser och att det i stället är nya bedömningar som ligger till grund för Riksbankens prognosrevideringar. Den vanligt förekommande synen, som bl a torgförts av Goodfriend och King, att Riksbanken blint litar på och följer sina modeller, är enligt våra resultat bara en myt.*

Det har på senare tid uppstått en diskussion gällande modellanvändning i Riksbankens prognosprocess. Exempelvis tar riksdagens externa utvärderare Marvin Goodfriend och Mervyn King upp frågan i utvärderingen av Riksbankens penningpolitik 2010–15 (Goodfriend och King 2016). Utvärderingen ger Riksbanken kritik för att vara alltför modellberoende samt för att för stort fokus läggs på modeller när prognoserna utarbetas. De skriver:

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. (s 7)

Denna kritik, som framställs av utvärderarna som en viktig anledning till att Riksbanken överskattat inflationstrycket i ekonomin under utvärderingsperioden, verkar ha fått spridning både i massmedia och bland akademiker. Slutsatsen är därför att mindre vikt bör fästas vid modellerna framöver. Till exempel skrev ekonomijournalisten Louise Andrén Meiton följande:

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. (Meiton 2016, s 7)

Ekonomerna Lars Jonung och Fredrik N G Andersson vid Lunds universitet skriver i sitt remissvar till Goodfriend och Kings utredning att

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. (Lunds universitet 2016, s 4)

Vidare skriver Annika Alexius, vid Stockholms universitet, i sin reaktion på Goodfriends och Kings utredning, följande:

En huvudanledning till att Riksbanken alltid prognosticerar att inflationen går tillbaka till två procent är just den övertro på (felaktiga) modeller som diskuteras 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. (Alexius 2016, s 71)

Men är det en halmdocka som Goodfriend och King konstruerat – eller finns det verkligen substans bakom kritiken? För att reda ut detta 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 inflytandet av bedömningar utom ramen för modellernas prognoser varit större? Rent generellt gäller att huruvida man tar för lite eller för mycket hänsyn till modeller i prognosprocessen tenderar att bero på modellernas förmåga och vilken tilltro tjänstemännen och ledamöterna i direktionen fäster vid dem. Alla inblandade i beslutsprocessen drivs av att göra en bra analys och att fatta bästa möjliga penningpolitiska beslut givet den information och de verktyg som står till förfogande. Förefaller modellerna att ge rimliga prognoser med god träffsäkerhet och har egenskaper i övrigt som är trovärdiga faller det sig naturligt att ta större hänsyn till dem. På samma sätt tar beslutsfattare och staben 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) jämför prognosförmågan hos Riksbankens allmän-jämviktsmodell ”Ramses” och Riksbankens huvudsakliga statistiska tidsseriemodell (”BVAR” hädanefter) med de officiella prognoser som Riksbanken publicerat under perioden 2007–13.<sup>1</sup> 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 Riksbankens publicerade prognoser under perioden 2007–13.

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

<sup>1</sup> 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 Vilani (2009) för en beskrivning av metodiken bakom estimeringen av denna modell.

Denna artikel fokuserar på denna fråga och analyserar hur stort inflytande modellerna haft på Riksbankens publicerade prognoser på medellång sikt (2–12 kvartal framåt) för BNP-tillväxt, inflation och reporänta från 2006 till i dag.<sup>2</sup> De modeller som vi beaktar är Riksbankens huvudsakliga allmän-jämviktsmodell Ramses och den tidsseriemodell (BVAR) som används för prognoser på medellång sikt.

Vår slutsats, som ter sig mycket robust, är att Riksbankens publicerade prognoser på medellång sikt mestadels har baseras på nya bedömningar snarare än modellprognoser – det direkta bidraget från modellerna har i själva verket varit tämligen litet under 2006–16. Denna slutsats, som kan te sig oväntad givet argumentationen i Goodfriend och King (2016), är vid närmare eftertanke den enda rimliga eftersom det i Riksbankens prognosprocess inte finns någon regel för hur modellerna ska inkorporeras i den publicerade bedömningsprognosen. Vidare diskuteras modellprognoserna normalt inte ingående vid det stora prognosmötet där prognosen i stort bestäms.<sup>3</sup>

Det är viktigt att klargöra att prognoser på kort sikt (nuläget plus ett eller möjligen två kvartal framöver) ofta baseras på olika statistiska kortsiktsmodeller – se t ex 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 Goodfriend 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 de 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.

## 1. Data och metod

### *Prognoser lagrade i realtid*

För att genomföra analysen så behöver vi en del data. Riksbankens publicerade prognoser finns tillgängliga på Riksbankens hemsida (Sveriges riksbank 2016). Modellprognoser lagrade i realtid finns tillgängliga i interna datasystem på Riksbanken.<sup>4</sup> Modellprognoser sparas vid flera olika hållpunkter i prognosprocessen så det finns således mer än en modellprognos vid respektive prognosrunda – se Hallsten och Tägström (2009) för en beskrivning av

<sup>2</sup> 2007 för reporäntan.

<sup>3</sup> Man ska dock ha i åtanke att vår metod, som vi redogör mer ingående för nedan, endast mäter det direkta bidraget från modellerna. Och även om det direkta bidraget är litet, fungerar ibland modellerna som tankemallar för ekonomins funktionssätt och kan därigenom ha ett visst indirekt inflytande på de officiella prognoserna som vi bortser ifrån.

<sup>4</sup> Modellprognoser sedan 2013 finns lagrade i Riksbankens datahanteringssystem Doris. Prognoser innan 2013 finns lagrade i Riksbankens tidigare system, databiblioteket.

prognosprocessen. Eftersom vi tänker oss att modellprognoserna är underlag för den slutliga prognosen använder vi modellprognoserna gjorda en tid innan den slutliga prognosen publiceras. 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 får direktionen alltid modellprognoserna i det skriftliga underlag som delas ut inför mötet. Stor-PBG infaller vanligtvis ca 2 till 3 veckor innan det formella penningpolitiska mötet, då beslut om slutlig prognos samt penningpolitik fattas av direktionen. I denna studie använder vi därför modellprognoser som är gjorda och sparade till hållpunkten Stor-PBG.<sup>5</sup>

I denna studie använder vi modellprognoser som är betingade på en prognos för nuläget och en prognos för omvärldsutvecklingen.<sup>6</sup> I Riksbankens prognosprocess används flera olika varianter av diverse betingningar, men den vanligaste varianten får bedömas vara just betingad på nuläget och omvärldsprognosen.

Vår analys bortser från de korta horisonter som ingår i nulägesprognosen och på vilka modellerna är betingade eftersom vi vill jämföra modellernas prognoser med Riksbankens publicerade prognoser bortom nuläget som tas som givet i makromodellerna. Ifall vi tog med de horisonter som omfattas av nulägesbetingningen i analysen skulle detta ge ett falskt sken av ett betydande inflytande av makromodellerna trots att deras prognoser på dessa horisonter i själva verket bestäms av olika statistiska kortsiktsmodeller (se Andersson och Löf 2007 och Andersson och den Reijer 2015). Vilka horisonter som ingår i nuläget varierar mellan olika prognostillfällen. Vanligtvis 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. Vi gör därför två antaganden i de fall då det är oklart när vi rensar bort nuläget från data. Nuvarande kvartal i den publicerade prognosen antas alltid vara en nulägesprognos. Nästkommande kvartal antar vi även det vara en nulägesprognos i de prognosrundor där den lagrade Ramses-prognosen visar sig vara densamma som BVAR-prognosen.<sup>7</sup>

### *Visuell inspektion av prognoserna*

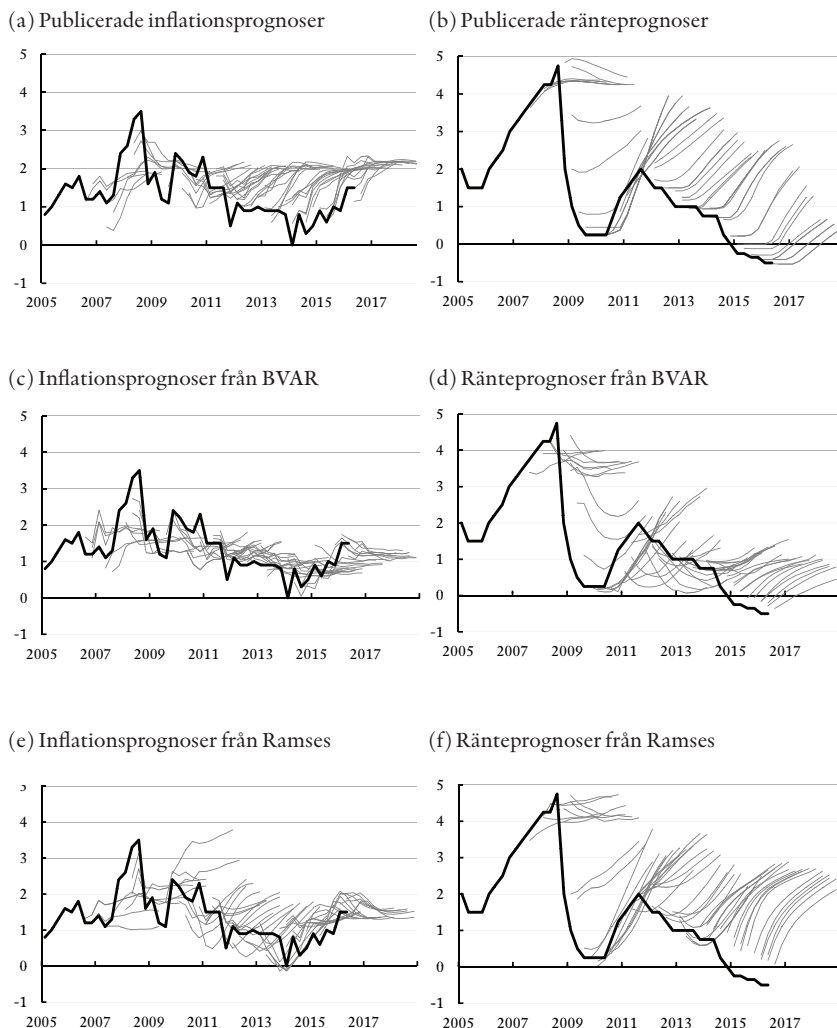
I figur 1 presenteras de prognoser som används i studien (tunna gråa linjer) tillsammans med det senast kända utfallet för respektive variabel (tjock

<sup>5</sup> Detta gäller data från 2013. Innan 2013 hade Riksbanken inget system med olika hållpunkter för *lagring* av modellprognoser. Detta gör att tidpunkten för modellprognoser innan 2013 kan variera något.

<sup>6</sup> Modellerna tar alltså nuläget för de relevanta svenska variablerna samt nuläget och prognosen för omvärlden som exogent givet när de gör endogena prognoser för övriga variabler, såsom BNP, inflation och reporäntan.

<sup>7</sup> 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.

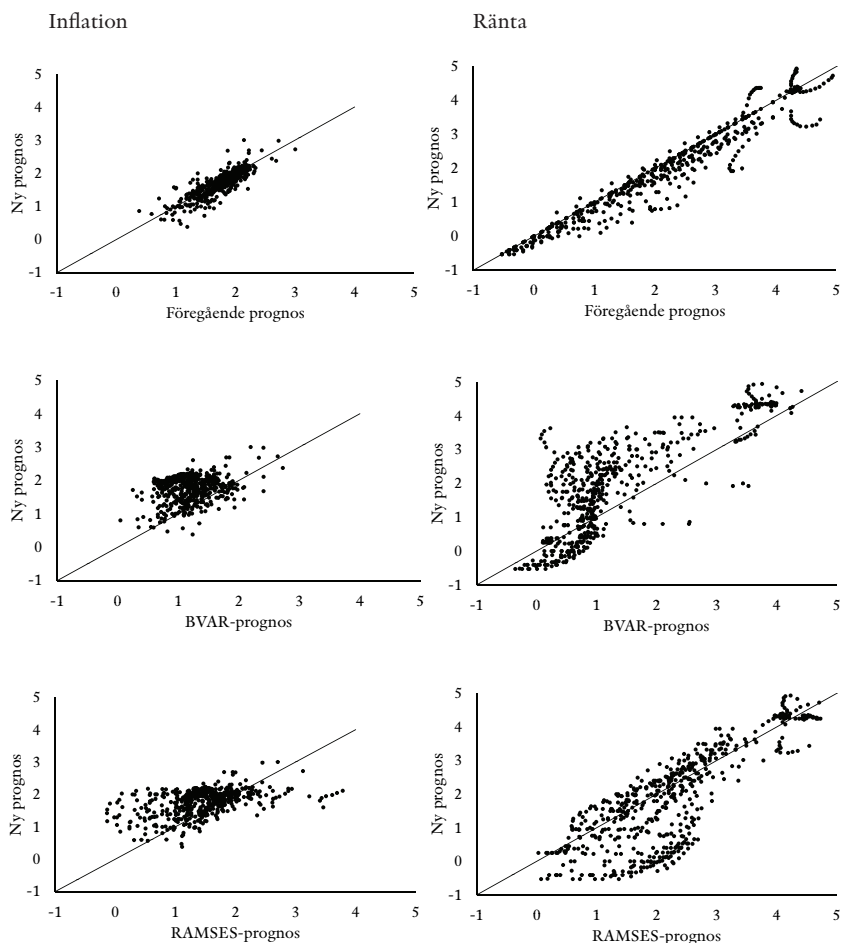
Figur 1  
Publicerade prognoser  
samt modellprog-  
noser 2006–16



*Anm:* Svart linje avser utfall och tunna gråa linjer avser prognoser. Se Lindé och Reslow (2017) för diagram för BNP-tillväxten.

*Källa:* SCB (2016), Sveriges riksbank (2016) samt interna data från Riksbanken.

svart linje). Första raden i figuren visar två diagram över Riksbankens publicerade prognoser för inflation (KPIF) och reporänta. Andra och tredje raden visar de prognoser från BVAR respektive Ramses som vi använt oss av. Från figuren framgår att Riksbanken tenderat att överskatta det underliggande inflationstrycket under perioden och därmed även överskatta hur snabbt reporäntan bör normaliseras. Kvalitativt har Ramses liknande prognoser för inflation och ränta, men det är intressant att se hur BVAR-modellen avviker med systematiskt lägre inflations- och reporänteprognoser som ligger betydligt närmare det faktiska utfallet under perioden. Från figur 1 framgår också med all tydlighet att modellerna inte alls alltid



Figur 2  
Sambandet mellan publicerade prognosen, föregående prognos och modellprognoser

Anm: Linjen visar en 45-graders vinkel. Se Lindé och Reslow (2017) för diagram för BNP-tillväxten.

Källa: Sveriges riksbank (2016) samt interna data från Riksbanken.

genererat prognoser med en snar återgång till inflationsmålet på 2 procent.

För att få en bättre bild av sambandet mellan modellprognoserna och de publicerade prognoserna kan vi i en figur rita den nya publicerade prognosen på den vertikala axeln och motsvarande modellprognos på den horisontella axeln. Dessa figurer visas i figur 2. Den första raden visar även hur sambandet ser ut mellan den nya publicerade prognosen och den publicerade prognosen från föregående prognosrunda. Detta ger en illustration av prognosrevideringar. I figurerna har vi även ritat in en 45-graderslinje för att underlätta tolkningen. Om linjen är i mitten av punkterna i den övre raden har vi ingen systematisk upp- eller nedrevidering i de publicerade prognoserna. För figurerna i rad två och tre så ska punkterna i förhållande till linjen tolkas som att om de flesta observationerna är under (över)

45-graderslinjen har de publicerade prognoserna i genomsnitt varit lägre (högre) än vad modellerna föreslagit. Exempelvis kan man observera att modellernas inflationsprognoser i genomsnitt 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 dock att nästan alla officiella prognoser för inflationen och reporäntan överstigit de som modellen genererat.

En ytterligare viktig insikt från figur 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. Detta indikerar att man ofta inte gjort stora prognosrevideringar i förhållande till nivån på prognoserna, vilket innebär att föregående prognos ofta är en mycket god prediktor av nästkommande prognos. Detsamma kan inte sägas om modellerna: även om man känner till modellprognoserna ser man från figuren att det är mycket mer osäkert att använda dessa för att prediktera den officiella prognosen.

### *Inflytandet av modellerna på Riksbankens prognoser*

Vi övergår nu till att diskutera hur vi mer formellt mäter inflytandet av modeller och bedömningar i Riksbankens prognoser. En viktig distinktion är modellernas inflytande på *nivån och revideringen* i prognosen. Vi börjar med att beskriva modellernas inflytande på nivån, vilket vi anser är viktigast. Sedan övergår vi till att diskutera ett par sätt att mäta bidraget till revideringen.

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

$$Prognos^{Ny} = \omega_R Prognos^{Ramses} + \omega_B Prognos^{BVAR} + (1 - \omega_R - \omega_B) Prognos^{Föregående} + \varepsilon. \quad (1)$$

I ekvationen förklaras den nya publicerade prognosen,  $Prognos^{Ny}$ , av modellprognoser från Ramses respektive BVAR gjorda vid samma tidpunkt.<sup>8</sup> Ekvation (1) tillåter även att den publicerade prognosen delvis förklaras utav den föregående publicerade prognosen, s k prognosutjämning (*forecast smoothing*).  $Prognos^{Ny}$  och  $Prognos^{Föregående}$  avser alltså två efterföljande prognosrunder, exempelvis prognoserna för reporäntan gjorda till de penningpolitiska rapporterna (PPR) i april 2015 respektive februari 2015 för samma utfall. Koefficienterna  $\omega_R$  respektive  $\omega_B$ , som vi antar vara desamma för alla tidshorisonter, mäter således vilken vikt Riksbanken lagt vid Ramses respektive BVAR.<sup>9</sup> Tanken bakom ekvation (1) är alltså att den nya prognosen utgår ifrån en existerande prognos,  $Prognos^{Föregående}$ , som

<sup>8</sup> Samma tidpunkt avser samma prognosrunda.

<sup>9</sup> Man ska dock komma ihåg att Riksbanken har fler modeller än Ramses och BVAR, och även dessa kan förklara en del. Dessa modeller används dock oftast på kortare sikt, framför allt i nulägesprognosen, men även till viss del upp till ett års horisont för en del variabler.



antingen uppdateras med de två modellerna eller med en ny bedömning, dvs  $\varepsilon$  för att komma fram till en ny prognos.

Hur mäter vi då graden av bedömningar i de publicerade prognoserna? När man estimerar regressionen i ekvation (1) med den s k minsta kvadratmetoden erhålls en determinationskoefficient  $R^2$ , ofta kallad förklaringsgrad. Regressionsmodellens förklaringsgrad,  $R^2$ , anger hur stor andel av variationen i prognosen i nivå som förklaras av modellerna och föregående prognos. 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 ( $\varepsilon$ ) i förhållande till variansen i de nya prognoserna.

Vi övergår nu till att diskutera modellernas inflytande på *revideringen* i prognosen. Här kan man tänka lite olika och vi presenterar två olika ansatser nedan. Vår första ansats är en enkel omskrivning av ekvation (1) enligt följande:

$$\text{Prognos}^{\text{Ny}} - \text{Prognos}^{\text{Föregående}} = \omega_R(\text{Prognos}^{\text{Ramses}} - \text{Prognos}^{\text{Föregående}}) + \omega_B(\text{Prognos}^{\text{BVAR}} - \text{Prognos}^{\text{Föregående}}) + \varepsilon. \quad (2)$$

Denna ekvation kan då tolkas som att prognosen revideras om modellprognoserna avviker från den tidigare publicerade prognosen eller om ny bedömning introduceras via  $\varepsilon$ . Det är viktigt att förstå att parametrarna ( $\omega_R$  och  $\omega_B$ ) och  $\varepsilon$  är desamma i de båda ekvationerna (1) och (2). Skillnaden är tolkningen av 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 nivån i den nya prognosen. Detta 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 denna specifikation: Om  $\omega_R$  och/eller  $\omega_B$  är positiv och någon av modellprognoserna börjar avvika systematiskt från föregående officiella prognos kommer den officiella prognosen att uppdateras i modellens riktning såvida inte man ”kör över” modellernas förslag till revidering med nya bedömningar i flera prognosomgångar. Ett enkelt exempel är om t ex  $\omega_B$  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 procentenheter på dessa horisonter. Om inte Riksbanken gör detta lägger man alltså på en positiv bedömning  $\varepsilon$  på 0,5 procentenheter på dessa horisonter, som håller prognosen oförändrad på 2 procent. Om samma sak händer nästa prognosrunda – modellen har en lägre prognos än den som Riksbanken slutligen lägger – blir bedömningen återigen positiv för dessa horisonter.<sup>10</sup>

<sup>10</sup> Detta innebär att  $\varepsilon$  mycket väl kan vara korrelerad mellan olika prognosomgångar och över prognoshorisonten i en given prognosomgång. Se Lindé och Reslow (2017) för en analys av bedömningarna.



Vår andra specifikation för att mäta inflytandet av modellerna för revideringen av Riksbankens prognoser är en enkel differensmodell. Denna ansats, som inte har någon explicit jämviktsdynamik, säger helt enkelt att Riksbankens revideringar förklaras av modellrevideringar och en ny 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 utan i stället till modellernas prognos i föregående prognosrunda, dvs endast till dess egna revideringstendenser.

$$Prognos^{Ny} - Prognos^{Föregående} = \omega_R(Prognos^{Ramses} - Prognos^{Ramses,Föregående}) + \omega_B(Prognos^{BVAR} - Prognos^{BVAR,Föregående}) + \varepsilon \quad (3)$$

I ekvation (3) betecknar  $Prognos^{Ramses, föregående}$  och  $Prognos^{BVAR, föregående}$  de modellprognoser 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 varför ekvation (3) kan vara en bättre beskrivning av hur informationen från modellerna används än ekvationerna (1) och (2) är att man kan vara skeptisk mot en nivåprognos från en given modell (t ex Ramses ränteprognos) men ändå tycka att revideringstendenserna, dvs hur modellen tolkar ny information, förtjänar att tas på allvar.

Notera också att vi genom att jämföra den justerade förklaringsgraden för prognosrevideringen i de skattade ekvationerna (2) och (3) kan indikera vilken metod Riksbanken tenderar att använda. Men oavsett vilken specifikation som bäst beskriver Riksbankens beslutsprocess följer att prognosrevideringarna i princip endast förklaras av nya bedömningar som inte alls korrelerar med revideringen av modellprognoserna om båda vikterna  $\omega_R$  och  $\omega_B$  är små och förklaringsgraden låg i regressionerna (2) och (3).

Vi skattar ekvationerna (1), (2) och (3) för tre olika variabler: BNP-tillväxt, inflation (KPIF) och reporänta. Som tidigare nämnts använder vi prognoser gjorda under tidsperioden 2006–16.<sup>11</sup> Skattningarna bygger på data över samtliga horisonter  $h = 2, 3, \dots, H$ , men där vi exkluderat vissa prognoser i närtid ( $h = 2$ ) eftersom de är s k nulägesbetingningar som tidigare diskuterats. I varje prognosomgång väljs  $H$  så långt som det går för att beräkna en differens mellan den nya och föregående prognosen för samma kvartal. Maximal horisont ( $H$ ) är dock 12 kvartal.

<sup>11</sup> Vi inkluderar prognoser t o m april 2016. Fullständiga data för inflationsprognoser från modellerna saknas för perioden PPR juli 2008 till PPR februari 2009 och exkluderas därför.

## 2. Hur stor del av Riksbankens publicerade prognoser och prognosrevideringar förklaras av modeller respektive bedömning?

### *Modellernas inflytande på prognosen i nivå*

I tabell 1 presenteras skattningsresultaten från ekvation (1) där vi tittar på modellernas inflytande på *nivån i prognosen*. Från tabellen ser vi att vikterna för Ramses och BVAR ( $\omega_R$  respektive  $\omega_B$ ) är låga och att den föregående prognosen får en stor vikt i att förklara den nuvarande prognosen. Detta är tecken på sk prognostjämnning i prognosprocessen, där den tidigare prognosen får en större vikt än modellernas nya prognos. Från 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, vilket således leder till att  $1 - R^2$  är lågt. Som beskrivits tidigare är  $1 - R^2$  ett mått på hur mycket nya bedömningar förklarar variationen i prognosen i nivå, och 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.

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. Estimaterna av vikterna kan därmed vara opålitliga på grund av multikollinearitet, där olika vikter på de båda modellerna och föregående prognos kan resultera i nästan samma  $R^2$ -värde. Av denna anledning rapporterar vi inga standardavvikelser för vikterna i tabellen utan beräknar i stället  $R^2$ -värden för värden på  $\omega_R$  och  $\omega_B$  mellan 0 och 1 för regressionen i ekvation (1). Vi gör detta för att se om nästan samma värde på  $R^2$  verkligen kan erhållas för väsensskilda vikter på modellerna och föregående prognos.

Denna analys visar att en högre vikt på någon eller båda modellerna än de som redovisas i tabellen – och således en mindre vikt på föregående prognos – resulterar i ett avsevärt fall i förklaringsgraden för alla variablerna.<sup>12</sup> Vi kan därför, detta potentiella ekonometriska bekymmer till trots, med fasthet dra slutsatsen att modellerna haft en underordnad betydelse vid konstruktionen av prognosen. Föregående prognos har tillsammans med nya bedömningar haft ett betydligt större genomslag vid utformningen av den nya prognosen i nivå än modellerna.

### *Modellernas inflytande på prognosrevideringarna*

För att analysera modellernas inverkan på *prognosrevideringarna* använder vi som tidigare presenterats de två ansatserna i ekvationerna (2) och (3). Resultaten från beräkningarna enligt ekvation (2) presenteras i tabell 2. Ekvation (2) ger som tidigare beskrivet per konstruktion samma vikter på modellerna men olika determinationskoefficienter,  $R^2$ , eftersom regressionen nu ska förklara variationen i revideringarna i stället för variationen i

<sup>12</sup> Se Lindé och Reslow (2017) för detaljer om denna analys.

Tabell 1

Estimat och förklaringsgrad för nivån i prognosen: regressioner enligt ekvation (1)

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

*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 variablerna mäts i heltal (dvs en procent får siffran 1,00 och inte 0,01).

*Källa:* Egna beräkningar.

Tabell 2

Estimat och förklaringsgrad för prognosrevideringarna: regressioner enligt ekvation (2)

	BNP	Inflation	Ränta
Ramses ( $\omega_R$ )	0,12	0,09	0,00
BVAR ( $\omega_B$ )	0,09	0,00	0,14
Förklaringsgrad ( $R^2$ )	0,12	0,06	-0,07
Bedömningsgrad ( $1 - R^2$ )	0,88	0,94	1,07

*Anm:* Se anmärkningarna till tabell 1.

*Källa:* Egna beräkningar.

nivån på prognoserna. Värdet på  $R^2$  mäter alltså nu hur mycket av revideringarna som förklaras av modellernas avvikelser från föregående publicerade prognos. Som tabell 2 visar är dessa värden väldigt låga och t o m negativt för reporäntan. Inslaget av nya bedömningar i prognosrevideringarna,  $1 - R^2$  är således mycket högt enligt denna ansats. Att mängden bedömning blir lägre i ekvation (1) i förhållande till ekvation (2) beror helt enkelt på att variationen i nivån för prognosen är större än variationen för revideringen av prognosen. Detta förhållande gör att en given storlek på ny bedömning,  $\varepsilon$  som introduceras blir förhållandevis liten i förhållande till nivån på prognoserna (dvs förklaringsgraden stiger), men större i förhållande till förändringen i prognosen (dvs förklaringsgraden faller).

I tabell 3 presenteras resultaten från vår andra ansats, skattningarna enligt specifikationen i ekvation (3). Denna specifikation ska ses som att modellerna inte relateras till de faktiska nivåerna på prognoserna utan endast till dess egna revideringstendenser. Man ska alltså se det som att Riksbanken i prognosprocessen tittar på vilka revideringar som modellerna gör i förhållande till modellernas tidigare prognos och därefter reviderar den officiella prognosen. I ekvation (2) relaterades modellerna till Riksbankens föregående prognos – som kan avvika från hur modellerna såg på läget vid samma tidpunkt.

Som framgår från tabell 3 är skattningarna för modellvikterna ( $\omega_R$  respektive  $\omega_B$ ) med specifikationen från ekvation (3) högre än de från ekva-

	BNP	Inflation	Ränta
Ramses ( $\omega_R$ )	0,28	0,15	0,42
BVAR ( $\omega_B$ )	0,15	0,15	0,12
Förklaringsgrad ( $R^2$ )	0,35	0,13	0,10
Bedömningsgrad ( $1 - R^2$ )	0,65	0,87	0,90

Tabell 3

Estimat och förklaringsgrad för prognosrevideringarna: regressioner enligt ekvation (3)

*Amm:* Se anmärkningarna till tabell 1.

*Källa:* Egna beräkningar.

tion (2) i tabell 2. Men även om summan av vikterna för BNP-tillväxten och reporäntan nu är högre och uppgår till ungefär 0,5 är de fortfarande långt ifrån ett. Man kan även notera att  $R^2$ -värdet nu är något högre och att inflytandet av nya bedömningar,  $1 - R^2$ , då sjunker något. Detta till trots är det fortfarande som så att  $R^2$  högst uppgår till 0,35 (BNP-tillväxt), vilket innebär att en större del av Riksbankens prognosrevideringar fortfarande består av nya bedömningar.<sup>13</sup>

### 3. Avslutande kommentarer

Goodfriend och King (2016) har riktat hård kritik mot Riksbanken för att vara alltför modellberoende i sitt prognosarbete och de menar att en övertro på modellerna har bidragit till att Riksbanken överskattat inflationstrycket efter den globala finanskrisen. Detta synsätt har fått spridning både i massmedia och bland akademiker. Vi har i denna studie därför undersökt ifall det finns fog för denna kritik, genom att studera i vilken utsträckning Riksbankens två huvudsakliga makroekonomiska 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 är ett betydande inslag av informella bedömningar som ligger till grund för Riksbankens prognosrevideringar.

Synen som spridits av Goodfriend och King, att Riksbanken blint litar på och följer sina modeller, förefaller alltså enligt våra resultat vara helt missvisande och är således en myt. Vi har även visat att deras spridda syn att Riksbanken förlitar sig på modeller där inflationen alltid återvänder till målet "av sig själv" inom prognoshorisonten är en myt.

Att Riksbankens prognoser och modeller diskuteras och debatteras är viktigt och gynnar framtida utveckling av nya modeller och prognosmetoder. Men det är viktigt att i debatten ha underlag för de påståenden som görs. Vi har med denna studie försökt bidra till debatten med just underlag om modellernas faktiska inverkan på Riksbankens prognoser.

<sup>13</sup> För att säkerställa att resultaten i tabell 2 och 3 är robusta när vi varierar vikterna  $\omega_R$  och  $\omega_B$  har vi återigen beräknat  $R^2$ -värden för alla värden på  $\omega_R$  och  $\omega_B$  mellan 0 och 1 för regressionen i ekvation (2) och (3). Vi kan efter denna analys se ett starkt stöd för vår slutsats att även revideringarna till största del beror på att man gjort ny bedömning. Se Lindé och Reslow (2017).

Man ska även komma ihåg att det inte nödvändigtvis är 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 att 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. Dessa prognoser är baserade på en endogen reporänta i modellerna som inte nödvändigtvis sammanfaller med den reporänta som direktionen beslutat om. Detta leder i slutänden till att en samlad bedömning för inflationen måste göras till den publicerade prognosen utifrån den penningpolitiska hållning som direktionen beslutat om.

Med denna 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 i stället 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, M, M K Andersson, J Lindé, M Villani och A Vredin (2007), "Modern Forecasting Models in Action: Improving Macroeconomic Analyses at Central Banks", *International Journal of Central Banking*, vol 3, s 111–144.
- Adolfson, M, S Laséen, L J Christiano, M Trabandt och K Walentin (2013), "Ramses II: Model Description", Occasional Paper 13/12, Sveriges riksbank, Stockholm.
- Adolfson, M, S Laséen, J Lindé och M Villani (2008), "Evaluating an Estimated New Keynesian Small Open Economy Model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol 32, s 2690–2721.
- Alexius, A (2016), "Förståndig men blodfattig utvärdering av penningpolitiken 2010–2015", *Ekonomisk Debatt*, årg 44, nr 2, s 67–72.
- Andersson, M K och M Löf (2007), "Riksbankens nya indikatorprocedurer", *Penning- och valutapolitik*, nr 1, s 77–90.
- Andersson, M K och A H J den Reijer (2015), "Nowcasting", *Penning- och valutapolitik*, nr 1, s 73–86.
- Goodfriend, M och M King (2016), "Utvärdering av Riksbankens penningpolitik 2010–2015", Riksdagstryckeriet, Stockholm.
- Hallsten, K och S Tågström (2009), "Beslutsprocessen – hur går det till när Riksbankens direktion ska bestämma om reporäntan?", *Penning- och valutapolitik*, nr 1, s 69–84.
- Iversen, J, S Laséen, H Lundvall och U Söderström (2016), "Real-Time Forecasting for Monetary Policy Analysis: The Case of Sveriges Riksbank", Working Paper 16/318, Sveriges riksbank, Stockholm.
- Lindé, J och A Reslow (2017), "En myt att Riksbankens prognoser styrs av modeller", under utgivning i *Penning- och valutapolitik*, nr 1.
- Lunds universitet (2016), "Yttrande över remissen 'Utvärdering av Riksbankens penningpolitik 2010–2015'", Dnr V 2016/112, Lunds universitet, Lund.
- Meiton, L A (2016), "Sylvass kritik mot Riksbanken", *Svenska Dagbladet Näringsliv*, 20 januari 2016.
- SCB (2016), "KPIF, 12-månadersförändring", [www.scb.se/sv/\\_Hitta-statistik/Statistik-efter-amne/Priser-och-konsumtion/Konsumtprisindex/Konsumentprisindex-KPI](http://www.scb.se/sv/_Hitta-statistik/Statistik-efter-amne/Priser-och-konsumtion/Konsumtprisindex/Konsumentprisindex-KPI).
- Sveriges riksbank (2016), *Penningpolitisk rapport*, olika nummer, [www.riksbank.se/sv/Press-och-publicerat/Publicerat-fran-Riksbanken/Penningpolitik/Penningpolitisk-rapport](http://www.riksbank.se/sv/Press-och-publicerat/Publicerat-fran-Riksbanken/Penningpolitik/Penningpolitisk-rapport).
- Villani, M (2009), "Steady-State Priors for Vector Autoregressions", *Journal of Applied Econometrics*, vol 24, s 630–650.