



# Penning- och valutapolitik

2026 nr 1

## **Penning- och valutapolitik**

Utges av Sveriges riksbank

Redaktörer: Marianne Nessén och Ulf Söderström

Redaktionsråd: Mikael Apel, David Kjellberg, Anders Kärnä, Katja Rehnberg Taylor och kommunikationsenheten

Sveriges riksbank 103 37 Stockholm

Telefon 08-787 00 00

De åsikter som uttrycks i signerad artikel är författarnas egna och ska inte uppfattas som Riksbankens ståndpunkt.

Tidskriften publiceras på Riksbankens webbplats

[www.riksbank.se](http://www.riksbank.se)

Publikationen utkommer även i engelsk version,  
Sveriges Riksbank Economic Review

ISSN 2000-978X

## Bästa läsare,

Detta nummer av Penning- och valutapolitik innehåller fyra artiklar som handlar om centrala frågeställningar i praktisk penningpolitik – beredning och förutsägbarhet. Den första artikeln beskriver hur penningpolitiska beslut på Riksbanken bereds. Den andra artikeln lanserar en så kallad checklista, det vill säga ett antal kriterier som kan stämmas av under den penningpolitiska beredningen så att besluten blir väl avvägda. Den tredje artikeln redogör för realtidsbaserade skattningar av Riksbankens reaktionsfunktion, och diskuterar hur sådana skattningar kan användas för att belysa penningpolitikens förutsägbarhet. Den fjärde artikeln analyserar också Riksbankens reaktionsfunktion, men då utifrån hur den uppfattas av marknadsaktörer. Artiklarna speglar Riksbankens arbete med transparens och förutsägbarhet i penningpolitiken.

Detta nummer innehåller även en femte artikel som sammanfattar lärdomarna från en workshop som hölls på Riksbanken om klimatrisker och kommersiella fastigheter.

- **Riksbankens mål, mandat och processen bakom ett penningpolitiskt beslut**

*Maria Sjödin*, rådgivare på avdelningen för penningpolitik, beskriver hur det går till när Riksbankens direktion fattar sina penningpolitiska beslut. Artikeln tar bland annat upp förändringar i beredningen under senare år som har sitt ursprung i lärdomar från de senaste årens stora makroekonomiska störningar, övergången till åtta penningpolitiska möten per år och den nya riksbankslagen.

- **En checklista för välavvägd penningpolitik – ett förslag och en illustration**

*Jakob Almerud, Carl Andreas Claussen och Matilda Kilström*, alla verksamma på avdelningen för penningpolitik, föreslår en checklista för en väl avvägd penningpolitik. Checklistan baseras på sju övergripande principer, såsom att inflationen ska stabiliseras vid målet och att penningpolitiken ska vara flexibel, robust och förutsägbar. Checklistan syftar till att bidra till att de penningpolitiska avvägningarna görs på ett systematiskt och transparent sätt. Författarna illustrerar hur checklistan kan användas i praktiken genom exempel från en penningpolitisk beredning på Riksbanken.

- **Har Riksbankens penningpolitik varit förutsägbar? Evidens från skattade reaktionsfunktioner**

*Peter Gustafsson och Marianne Nessén*, avdelningen för penningpolitik, redogör för nya skattningar av Riksbankens reaktionsfunktion som baseras på realtidsdata. Med hjälp av dessa skattningar diskuterar de hur reaktionsfunktioner kan användas i den interna beredningen av penningpolitiska beslut för att främja penningpolitikens förutsägbarhet.

- **Estimating perceived monetary policy rules for Sweden**

*Max Brès, Alexander Czarnota och Matilda Kilström, avdelningen för penningpolitik, använder förväntningar som professionella prognosmakare anger i enkäter och förväntningar från prissättningen på finansiella instrument för att skatta så kallade "uppfattade" reaktionsfunktioner. De använder dessa för att analysera hur Riksbankens penningpolitik uppfattas reagera på den ekonomiska utvecklingen.*

*Denna artikel publiceras enbart på engelska.*

- **Klimatrisker och kommersiella fastigheter: lärdomar och utmaningar för att stärka den finansiella stabiliteten**

*Kent Eriksson och Mark Sanctuary från KTH och Sustainable Finance Lab och Cristina Cella, Valentin Schubert och Ulf Söderström från Riksbanken sammanfattar en workshop som Riksbanken organiserade tillsammans med Sustainable Finance Lab i november 2025. Temat för workshopen var hur klimatrelaterade risker kan överföras till det finansiella systemet via den kommersiella fastighetsmarknaden. Artikeln sammanfattar workshopens insikter om hur det finansiella systemets motståndskraft kan förbättras genom förbättrade data, bättre samordning av styrning och politiska åtgärder, inklusive stresstester, reglering och förebyggande investeringar.*

Trevlig läsning!

Marianne Nessén och Ulf Söderström

# Innehållsförteckning

Riksbankens mål, mandat och processen bakom ett penningpolitiskt beslut	6
---	---

---

Maria Sjödin

Checklista för en välavvägd penningpolitik – ett förslag och en illustration	21
--	----

---

Jakob Almerud, Carl Andreas Claussen och Matilda Kilström

Har Riksbankens penningpolitik varit förutsägbar? Evidens från skattade reaktionsfunktioner	54
---	----

---

Peter Gustafsson och Marianne Nessén

Estimating perceived monetary policy rules for Sweden	70
---	----

---

Max Brès, Alexander Czarnota and Matilda Kilström

Klimatrisker och kommersiella fastigheter: Lärdomar och utmaningar för att stärka den finansiella stabiliteten	112
--	-----

---

Cristina Cella, Kent Eriksson, Mark Sanctuary, Valentin Schubert och Ulf Söderström

# Riksbankens mål, mandat och processen bakom ett penningpolitiskt beslut

Maria Sjödin\*

Författaren är rådgivare på Riksbankens avdelning för penningpolitik

---

De senaste åren har det skett vissa förändringar som har påverkat Riksbankens arbete inför de penningpolitiska besluten. Till exempel trädde en ny Riksbankslag i kraft i januari 2023, det fattas fler ordinarie penningpolitiska beslut sedan 2024 och inte minst har perioden med stora störningar i ekonomin gett nya erfarenheter. Den här artikeln är en uppdatering av en tidigare publicerad beskrivning av ramverket för det penningpolitiska beslutsfattandet.

Beredningsprocessen som föregår ett penningpolitiskt beslut är på ett övergripande plan i stort sett densamma och behovet av flexibilitet är fortfarande lika stort. I normalfallet fattar Riksbankens direktion nu åtta penningpolitiska beslut per år och vid vartannat beslut när det publiceras en penningpolitisk rapport pågår processen i cirka fem veckor. Vid en penningpolitisk uppföljning pågår den i cirka tre veckor. Beredningen kan grovt delas in i fyra steg: (i) fasen innan avdelningen för penningpolitik presenterar förslag till huvud- och alternativscenarier samt penningpolitik för direktionen; (ii) själva beredningsmötena med direktionen; (iii) fasen efter dessa möten då direktionens synpunkter arbetas in i underlagen, och slutligen; (iv) det penningpolitiska beslutet och kommunikationen i samband med det.

---

## 1 En oberoende centralbank med hög transparens

### 1.1 Lagstadgat oberoende och mål om stabila priser

Inflationsmålet är ett av Sveriges samhällsekonomiska mål eftersom låg och stabil inflation skapar goda förutsättningar för en gynnsam ekonomisk utveckling. Det är Riksbanken som ansvarar för uppgiften att genom penningpolitiken hålla inflationen varaktigt låg och stabil. Riksbanken är en oberoende centralbank och en självständig

---

\* Tack till Björn Andersson, Carl Andreas Claussen, Vesna Corbo, Mattias Erlandsson, Caroline Flodberg, Peter Gustafsson, Marianne Nessén, Anna Seim, Ingvar Strid och Ulf Söderström och för värdefulla synpunkter. De åsikter som uttrycks i artikeln är författarens egna och ska inte uppfattas som Riksbankens ståndpunkt.

myndighet under riksdagen, och detta oberoende har varit en grundläggande princip sedan 1 januari 1999.<sup>1</sup>

Penningpolitikens uppgift att upprätthålla prisstabilitet definieras i riksbankslagen. Men det är Riksbanken och dess direktion som ska bestämma inte bara om hur målet ska uppnås utan också om hur målet ska preciseras - det vill säga vilken målvariabel som avses och vilken nivå den ska ligga på. När inflationsmålet infördes 1993 preciserades målet som att den årliga förändringen i konsumentprisindex, KPI, ska vara 2 procent. 2017 beslutade Riksbanken att göra konsumentprisindex med fast ränta, KPIF, till formell målvariabel men utan att ändra målnivån.<sup>2</sup> En förändring som infördes i den nya Riksbankslagen är att om Riksbanken skulle vilja ändra preciseringen av inflationsmålet ska riksdagen nu formellt godkänna detta.<sup>3</sup> Inflationsmålet och dess nuvarande precisering har ett brett politiskt stöd.<sup>4</sup>

Samtidigt som penningpolitikens överordnade uppgift är att uppfylla inflationsmålet ska Riksbanken också bidra till en balanserad utveckling av produktion och sysselsättning.<sup>5</sup> Detta brukar kallas "flexibel inflationsmålspolitik" (se Svensson 1999 och 2011). Det finns inget generellt svar på hur snabbt inflationen bör föras tillbaka till 2 procent om den avviker från målet. Det beror bland annat på hur långt ifrån målet inflationen är i utgångsläget, vilken typ av störning som har inträffat och vilka avvägningar penningpolitiken behöver göra. Normalt handlar avvägningen om att hitta en lämplig balans mellan hur snabbt inflationen ska föras tillbaka och vilka effekterna blir på den realekonomiska utvecklingen. Penningpolitiken påverkar realekonomin och inflationen genom olika kanaler vilket innebär att olika mekanismer verkar samtidigt. En del påverkar inflationen relativt snabbt medan andra tar längre tid.

## 1.2 Direktionen fattar de penningpolitiska besluten

Riksbanken leds av en direktion som sedan 2023 består av fem heltidsanställda ledamöter, utsedda av riksbanksfullmäktige. Deras mandatperiod löper under fem eller sex år.<sup>6</sup> En av ledamöterna utses till riksbankschef och ordförande i direktionen.

---

<sup>1</sup> En central del i oberoendet är det så kallade instruktionsförbudet, som fastslagits i regeringsformen. Det innebär att ingen myndighet får bestämma hur Riksbanken ska besluta i frågor som den ansvarar för och att Riksbanken inte heller får begära eller ta emot instruktioner från någon.

<sup>2</sup> Se Sveriges riksbank (1993). Förändringen av målformuleringen ändrade inte hur penningpolitiken bedrivs, men skapade ökad tydlighet om hur Riksbanken tolkar sitt uppdrag att upprätthålla ett fast penningvärde. Se [Pressmeddelande: KPIF målvariabel för penningpolitiken](#)

<sup>3</sup> Nuvarande riksbankslag (lagen (2022:1568) om Sveriges riksbank) trädde i kraft den 1 januari 2023 och ersatte lagen från 1988 (1988:1385).

<sup>4</sup> Ett exempel på det är att regeringen i propositionen till Riksbankslagen kommenterar att (s.88): "Den nuvarande preciseringen av prisstabilitetsmålet – två procents inflation per år, mätt med konsumentprisindex med fast ränta (KPIF) – bör kunna vara en lämplig precisering av målet tills vidare." Se Regeringen (2021),

<sup>5</sup> Denna formulering infördes i den nya lagen. I praktiken är innebörden densamma som Riksbanken hade i sin strategi tidigare: att Riksbanken strävar efter att stabilisera produktionen och sysselsättningen runt långsiktigt hållbara utvecklingsbanor. Ändringen hade därför ingen praktisk betydelse för den penningpolitiska strategin utan var en formalisering av rådande praxis. Se även Sveriges Riksbank (2023).

<sup>6</sup> Mellan 1999 och 2023 bestod direktionen av sex direktionsledamöter och riksbankschefen hade utslagsröst vid beslutsfattandet. Direktionen har flera roller som på många andra centralbanker sköts av

Övriga ledamöter är vice riksbankschefer, varav en är förste vice riksbankschef. Direktionen fattar de penningpolitiska besluten genom majoritetsomröstning där varje ledamots röst väger lika mycket.<sup>7</sup>

Riksbanken har normalt åtta möten per år då direktionen fattar beslut om styrräntan och, om de bedömer det vara lämpligt, andra penningpolitiska åtgärder.<sup>8</sup> Ifall det finns behov av fler penningpolitiska beslut kan direktionen dock sammanträda oftare. Den inledande akuta fasen av coronapandemin 2020 är ett exempel på detta: Mellan den 12 mars och 21 april 2020 hölls fem extrainsatta penningpolitiska möten för att besluta om olika åtgärder.<sup>9</sup>

I samband med alla penningpolitiska beslut publicerar Riksbanken ett beslutsdokument där direktionen motiverar beslutet.<sup>10</sup> Vid vartannat möte, fyra gånger per år, publiceras Riksbankens prognoser i en *penningpolitisk rapport* som sammanfattar de underlag som ligger till grund för det aktuella beslutet. Rapporten avspeglar direktionens syn på den ekonomiska utvecklingen och vad som är en väl avvägd penningpolitik. Vid de övriga fyra mötena publicerar Riksbanken ett kortare underlag utan nya prognoser, en *penningpolitisk uppdatering*. I den finns en mer kvalitativ beskrivning av hur ny information påverkar direktionens bedömning av utsikterna för konjunkturen, inflationen och penningpolitiken tillsammans med en motivering till beslutet.

När det penningpolitiska beslutet offentliggörs publicerar Riksbanken också ett pressmeddelande som kort redogör för och motiverar beslutet. Om någon direktionsledamot har reserverat sig mot beslutet framgår det i både beslutsdokumentet och i pressmeddelandet. Hur ledamöterna resonerat mer i detalj offentliggörs ungefär fem arbetsdagar efter beslutsmötet, i ett penningpolitiskt protokoll. Där blir det också tydligare om och i så fall på vilket sätt ledamöternas åsikter skiljer sig åt. När protokollet är publicerat kan ledamöterna också offentligt ge uttryck för sina egna ståndpunkter kring beslutet.<sup>11</sup> De enskilda direktionsledamöternas protokollsinlägg och kommunikation tydliggör deras individuella ansvar vilket också gör det lättare att utvärdera penningpolitiken.

---

olika sammanslutningar av beslutsfattare. På ECB, Bank of England och Federal Reserve är det till exempel olika grupper som sköter verksamheten i organisationen och som fattar penningpolitiska beslut.

<sup>7</sup> Varje ledamot har samtidigt ett individuellt ansvar, vilket bland annat kommer till uttryck i att direktionen inte förväntas vara eniga kring sina beslut. Riksbankens direktion brukar beskrivas som en individualistisk penningpolitisk kommitté som, till skillnad från en kollegial kommitté, inte söker konsensus och öppet redovisar avvikande åsikter när beslutet är fattat. Se till exempel Blinder (2007).

<sup>8</sup> Antalet ordinarie penningpolitiska möten per år har varierat över tid. Mellan 2008 och 2020 hölls normalt sex möten per år. År 2020 övergick Riksbanken till fem möten per år och 2024 till åtta möten per år. Argumentet för åtta ordinarie möten var att snabbare kunna anpassa penningpolitiken till rådande situation och mer frekvent kommunicera en samlad syn på den ekonomiska utvecklingen, samtidigt som man anslöt sig till internationell praxis.

<sup>9</sup> Se Riksbankens webbplats för de penningpolitiska protokollen [Penningpolitiska protokoll | Sveriges Riksbank](#). Direktionen fattade också sex så kallade per capsulam-beslut under denna period. Sammanlagt fattades det beslut vid drygt 20 olika tillfällen under 2020.

<sup>10</sup> Penningpolitiska beslutsdokument i nuvarande form finns publicerade från och med 2023 som en anpassning till den nya riksbankslagen. Tidigare fanns besluten om styrräntan i de penningpolitiska rapporterna och i de penningpolitiska protokollen, men inte i separata beslutsdokument.

<sup>11</sup> Se även [Riksbankens kommunikationspolicy | Sveriges Riksbank](#).

### 1.3 Oberoendet förutsätter att Riksbanken kan granskas och utvärderas

Eftersom Riksbanken har en självständig roll gentemot riksdagen är det extra viktigt att det finns möjlighet att noggrant granska och utvärdera dess verksamhet, inte minst för att bevara förtroendet och stödet för Riksbankens oberoende och mandat. För att kunna hålla direktionen ansvariga för sina beslut fyller hög transparens en central funktion.<sup>12</sup> Om kommunikationen kring penningpolitiken är öppen och tydlig blir det inte bara lättare för ekonomins aktörer att fatta bra ekonomiska beslut – penningpolitiken blir samtidigt lättare att utvärdera.

Riksbanken granskas på flera sätt. Den formella granskningen av verksamheten, besluten och direktionen görs av riksdagen, Riksrevisionen, riksbanksfullmäktige och dess revisionsfunktion. Riksbankens förvaltning granskas av Riksrevisionen varje år, med årsredovisningen som underlag. I riksdagen är det finansutskottet som följer upp och utvärderar Riksbankens verksamhet, bland annat genom öppna utfrågningar av ledamöterna i direktionen.

Finansutskottet utvärderar penningpolitiken årligen och som ett underlag för den granskningen sammanställer Riksbanken publikationen Redogörelse för penningpolitiken. Sedan 2023 beställer finansutskottet också varje år en oberoende expertutvärdering av svenska forskare i nationalekonomi. Ungefär vart femte år ger finansutskottet dessutom två framstående utländska ekonomer i uppdrag att granska den penningpolitik som Riksbanken har bedrivit i ett längre tidsperspektiv. Den första utvärderingen publicerades 1999 och den senaste 2026.<sup>13</sup>

Även internt utvärderas underlagen till de penningpolitiska besluten kontinuerligt. Riksbanken utvärderar till exempel löpande sina prognoser för att se hur väl de fångar den ekonomiska utvecklingen.<sup>14</sup>

### 1.4 Riksbankens penningpolitiska verktyg

Styrräntan är det huvudsakliga penningpolitiska verktyget som Riksbanken använder för att stabilisera inflationen vid målet på 2 procent. Genom att höja eller sänka styrräntan påverkar Riksbanken andra räntor i Sverige, vilket påverkar efterfrågan i den svenska ekonomin och därmed inflationen.<sup>15</sup>

I vissa situationer kan Riksbanken behöva använda andra penningpolitiska åtgärder, särskilt om styrräntan redan är mycket låg eller till och med negativ. Om Riksbanken i ett sådant läge till exempel behöver sänka ränteläget ytterligare för att stimulera ekonomin, kan detta ske genom att till exempel köpa svenska statsobligationer. Sådana värdepappersköp pressar normalt ner marknadsräntorna på statsobligationer, vilket sedan sprider sig till andra räntor i ekonomin. Det finns fler åtgärder som

---

<sup>12</sup> Riksbanken rankas ofta högt i undersökningar av centralbankers transparens, se till exempel Dincer m.fl. (2022).

<sup>13</sup> Se finansutskottets webbplats där alla utvärderingar, både de årliga och de med ett längre tidsperspektiv, finns samlade [Finansutskottets utvärderingar av penningpolitiken | Sveriges riksdag](#)

<sup>14</sup> För den senaste publicerade utvärdering av prognoserna, se Sveriges riksbank (2026).

<sup>15</sup> Detta brukar kallas för räntekanal. Penningpolitiken påverkar inflationen och den reala ekonomin genom andra kanaler också. Dessa brukar kallas växelkurskanalen, tillgångspriskanalen och förväntningskanalen. Se Riksbankens webbplats.

Riksbanken kan vidta, till exempel att köpa andra typer av värdepapper eller intervensera på valutamarknaden. Enligt riksbankslagen ska det dock finnas synnerliga skäl för att Riksbanken ska kunna köpa och sälja andra värdepapper än svenska statspapper i penningpolitiskt syfte.<sup>16</sup>

Öppen och tydlig kommunikation är också ett viktigt penningpolitiskt verktyg för en centralbank. När hushåll och företag fattar beslut om konsumtion och investeringar påverkas de av räntorna i dagsläget, men också av hur de förväntar sig att räntorna ska utvecklas i framtiden. Om de kan förutse den framtida utformningen av penningpolitiken underlättar det deras ekonomiska planering. Penningpolitiken är därför mer effektiv om den är förutsägbar. Riksbanken har valt att vara mer öppen i kommunikationen kring penningpolitiken än många andra centralbanker. Det gäller utformningen av de penningpolitiska protokollen men också publiceringen av prognosen för styrräntan och alternativa scenarier.<sup>17</sup>

## 1.5 Vikten av penningpolitisk kommunikation

Riksbanken försöker att göra penningpolitiken förutsägbar på flera sätt. Dels genom att vara tydlig kring penningpolitikens mål. Dels genom att försöka vara tydlig kring hur penningpolitiken kommer att utformas för att dessa mål ska uppnås.<sup>18</sup> Riksbanken har publicerat prognoser för inflationen och olika realekonomiska variabler sedan slutet av 1990-talet. 2007 började Riksbanken också att göra en egen prognos för styrräntan. Anledningen var bland annat att prognoserna för inflationen, realekonomin och penningpolitiken skulle hänga ihop på ett tydligare sätt, där en viktig princip är att övriga prognoser är betingade på prognosen för styrräntan.<sup>19</sup> För att öka transparensen beslöt Riksbanken även att publicera sin prognos för styrräntan, tillsammans med de prognoser för den ekonomiska utvecklingen som denna penningpolitik förväntas resultera i.<sup>20</sup>

Prognosen ger ekonomiska aktörer information om direktionens handlingsmönster: Om ekonomin utvecklas som Riksbanken förväntar sig visar den vad Riksbanken sannolikt tänker göra och vilka konsekvenser det får för den ekonomiska aktiviteten och inflationen. Prognosen för styrräntan speglar alltså i slutänden den penningpolitik som direktionen bedömer är förenlig med en god måluppfyllelse.

2024 började Riksbanken att tydligare kommunicera skillnaden mellan hur direktionen ser på prognosen för styrräntan den närmaste tiden jämfört med prognosen på längre sikt. Syftet var att signalera att det finns mer information i

<sup>16</sup> Den tidigare riksbankslagen var mer allmänt hållen när det gäller vilka verktyg som Riksbanken får använda i penningpolitiskt syfte.

<sup>17</sup> Dessa tre inslag fyller olika funktioner, men de skapar också förutsättningar för och samverkar med varandra. Se Breman och Seim (2025).

<sup>18</sup> Ett sätt att i efterhand diskutera om penningpolitiken har varit förutsägbar är att studera avvikelser mellan den förda politiken och skattade så kallade reaktionsfunktioner som avser fånga hur Riksbanken historiskt sett räntan givet utvecklingen i centrala ekonomiska förhållanden. Att de identifierade avvikelserna motiveras i Riksbankens kommunikation när de uppkommer kan förväntas stärka penningpolitikens förutsägbarhet. Detta diskuteras av Gustafsson och Nessén (2026).

<sup>19</sup> Att arbeta med prognoser för styrräntan förbättrar även de interna diskussionerna eftersom effekterna av olika penningpolitiska alternativ lättare kan analyseras och illustreras. Se Sveriges riksbank (2017).

<sup>20</sup> Det är fortfarande relativt ovanligt att centralbanker publicerar prognoser för sina styrräntor.

prognosen för den ekonomiska utvecklingen på kort sikt och att denna är något mer tillförlitlig medan utsikterna längre fram blir alltmer osäkra, eftersom nya störningar kontinuerligt träffar ekonomin.<sup>21</sup>

Sedan 2007 har Riksbanken även tagit fram alternativa scenarier. Scenarierna ingår i den interna analysen och har också blivit ett kompletterande verktyg för att kommunicera hur styrräntan kan komma att utvecklas. Med hjälp av scenarierna kan Riksbanken illustrera osäkerheten som omger de ekonomiska utsikterna, men också informera om vilka risker direktionen uppfattar som viktiga och hur prognosen för styrräntan kan komma att påverkas om scenarierna realiserar. Jämfört med osäkerhetsintervall som baseras på historiska prognosfel ger scenarier en mer konkret bild av osäkerheten kring utsikterna vid ett visst beslutstillfälle. Alternativa scenarier är sannolikt också allra mest värdefulla när de ekonomiska utsikterna är mycket osäkra. Riksbanken har därför sett ett större behov av att illustrera alternativa utvecklingsvägar för ekonomin under de senaste åren, då det har skett flera stora störningar. Därför har scenarierna lyfts fram mer i Riksbankens penningpolitiska kommunikation.<sup>22</sup>

## 2 Den penningpolitiska beredningsprocessen

### 2.1 Åtta penningpolitiska beslut per år

Det är i huvudsak avdelningen för penningpolitik (APP) som arbetar fram ett underlag inför det penningpolitiska beslutet, med viktigt deltagande också från avdelningen för marknader (AFM), avdelningen för finansiell stabilitet (AFS) och rättssekretariatet (RÄT). För att ge forskningsperspektiv i den penningpolitiska analysen deltar även chefen för forskningsenheten och flera forskare i beredningen.

Fyra gånger per år, inför besluten i mars, juni, september och december, tar APP fram ett genomarbetat huvudscenario med prognoser för konjunkturen, inflationen och styrräntan, och även detaljerade alternativa scenarier. Med utgångspunkt i prognoserna tar man också fram ett bredare och mer omfattande underlag för att direktionen ska kunna diskutera risker, osäkerhet och olika penningpolitiska alternativ. Inför de övriga fyra beslutstillfällena gör APP inga prognoser utan tar vanligtvis fram en mer kvalitativ uppdatering av den ekonomiska utvecklingen sedan den senaste prognosen, en bedömning av eventuella förändringar i riskbilden och ett underlag för direktionens penningpolitiska överväganden.

Det innebär att processen inför ett penningpolitiskt beslut är längre när det publiceras en penningpolitisk rapport än när det publiceras en penningpolitisk uppdatering. Den längre processen pågår i cirka fem veckor och kan grovt delas in i fyra steg (se figur 1): fasen innan APP presenterar underlaget för direktionen, beredningsmötena med

---

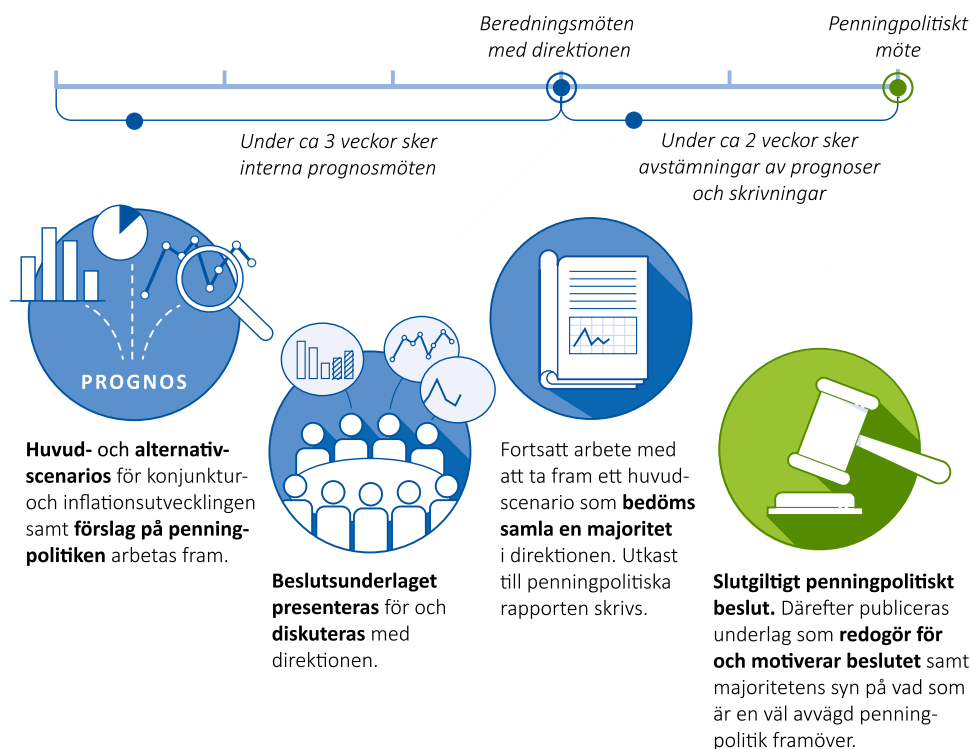
<sup>21</sup> Se Sveriges riksbank (2024) för mer detaljer om förändringen.

<sup>22</sup> Mellan 2007 och 2015 hade alternativscenarierna ett eget kapitel i den penningpolitiska rapporten. När rapporten formades om publicerades alternativscenarierna mer sällan, men användes fortsatt i de interna diskussionerna. Sedan 2023 är de åter ett stående inlägg i den penningpolitiska rapporten.

direktionen, fasen efter dessa möten och slutligen det penningpolitiska mötet och kommunikationen i samband med det. Nedan beskrivs dessa steg översiktligt.

Processen inför en penningpolitisk uppdatering utan nya prognoser pågår i cirka tre veckor – ungefär två veckor före beredningsmötet med direktionen och därefter ytterligare en vecka före det penningpolitiska mötet. I grunden är processen likartad men mer komprimerad eftersom man inte tar fram prognoser eller skriver en penningpolitisk rapport.

**Figur 1. Schematisk bild över den penningpolitiska processen i mars, juni, september och december**



## 2.2 Processen före beredningsmöten med direktionen

### 2.2.1 Samspelet mellan prognosmodeller och bedömningar i ständig utveckling

Eftersom det tar tid innan penningpolitiken får full effekt på inflationen och på ekonomin i stort är prognoser för den ekonomiska utvecklingen ett viktigt underlag inför beslutet. Prognoserna påverkas i sin tur av vilka antaganden man gör om penningpolitiken, det vill säga hur man antar att styrräntan och Riksbankens övriga penningpolitiska verktyg kommer att utvecklas. Därför är analyser av penningpolitikens effekter – till exempel på de finansiella marknaderna, realekonomin och inflationen – också viktiga i beslutsunderlaget.

Riksbanken använder flera modeller för att göra så bra analyser som möjligt av det aktuella ekonomiska läget och göra prognoser för utvecklingen bortom de närmaste

kvartalen. Modellerna bygger på ekonomisk teori och empiriska studier av hur olika samband i ekonomin ser ut. Men det finns inget enskilt verktyg som kan fylla alla analysbehov, och såväl behoven som verktygen förändras över tid. Riksbanken ser därför löpande över sina modeller och arbetsmetoder i syfte att förbättra modellstödet för prognoserna och den penningpolitiska analysen.<sup>23</sup>

För att bilda sig en uppfattning om var ekonomin befinner sig i utgångsläget använder Riksbanken utfallsdata och en mängd kvantitativa indikatorer kopplade till faktisk aktivitet som till exempel statistik för produktionen, konsumtionen och läget på arbetsmarknaden samt enkätdata som till exempel mäter prissättningsplaner och förtroendet hos hushåll och företag. När man gör prognoser på kort sikt (oftast innevarande kvartal och ett till två kvartal framåt) lägger man normalt större vikt vid tidsserie- och indikatormodeller eftersom de ofta har god kortsiktig prognosförmåga. Prognoserna på längre sikt görs i större utsträckning med hjälp av större och mer teoretiskt förankrade makromodeller och trendantaganden som tillsammans med vissa antaganden om hur penningpolitiken reagerar på utvecklingen ger en konsistent bild av inflations- och konjunkturutsikterna. Därutöver använder Riksbanken mindre, mer partiella, modeller som är bättre lämpade för att analysera vissa specifika samband i ekonomin.

Utöver olika tidsseriemodeller, exempelvis Bayesianska VAR-modeller, använder Riksbanken den makroekonomiska modellen Maja, vilket står för modell för allmän jämviktsanalys, i prognosarbetet.<sup>24</sup> Maja är en modell som fångar beroenden mellan olika sektorer och aktörer i ekonomin, men även mellan Sverige och omvärlden. Maja kan användas för att förklara både händelseförlopp i ekonomin och hur marknadsmekanismer och ekonomisk politik kan föra tillbaka ekonomin till sitt normalläge (långsiktiga jämvikt) efter en störning. Exempelvis kan modellen tolka i vilken utsträckning inflationen drivs av produktivitet, växelkurs och andra faktorer. Den är också ett viktigt verktyg när man vill studera alternativa ekonomiska scenarier och hur penningpolitiken över tid brukar reagera på störningar.

Modeller är med nödvändighet förenklingar av den komplexa ekonomin, men med deras förankring i såväl teori som data utgör modellprognoser en bra utgångspunkt som hjälper till att strukturera diskussionerna kring penningpolitiken. Modeller antar dock, i varierande grad, att historien upprepar sig eller att ekonomiska samband är stabila över tid. Därför behöver de kompletteras med analyser och bedömningar av experter som har insikter om mekanismer och skeenden i ekonomin som modellerna har svårt att ta hänsyn till. Modellprognoserna vägs samman med denna information och penningpolitiska antaganden till slutliga prognoser för den ekonomiska utvecklingen. Experternas bedömningar blir särskilt viktiga när det sker ovanliga händelser eller finns tecken på strukturella förändringar som ändrar ekonomins sätt att fungera. De senaste åren har det inträffat stora störningar i ekonomin som gjort att analysmetoder som bygger på historiska samband, observerade under mer stabila tider, har haft svårt att ge ett relevant stöd i beslutsfattandet. Pandemin, Rysslands

---

<sup>23</sup> Det gäller såväl att vidareutveckla makromodeller som att utvärdera och förbättra nulägesmodeller och att ta fram nya metoder för att göra kortsiktiga prognoser baserade på AI och maskininläring.

<sup>24</sup> Maja är en nykeynesiansk DSGE-modell ("Dynamic Stochastic General Equilibrium model"), se Corbo och Strid (2020) och Ringqvist m.fl. (2020).

invasion av Ukraina och perioden med hög inflation är exempel på när det varit särskilt viktigt att komplettera modellerna med olika bedömningar.

En viktig lärdom har varit att inflationsdynamiken kan bli mycket annorlunda när ekonomin påverkas av många och stora störningar, och att det är viktigt att så snabbt som möjligt kunna identifiera om man hamnat i en sådan miljö (se Durakovic m.fl. 2025). För att Riksbanken ska kunna bedöma nuläget och utvecklingen i närtid på bästa sätt behövs det högfrekventa data.<sup>25</sup> Dessa är numera ett viktigt verktyg i bedömningen.<sup>26</sup> Ett större behov men också större tillgång till data har gjort att analysen av inflationen, realekonomin och penningpolitikens effekter har blivit mer detaljrik. Till exempel analyserar Riksbanken i dag löpande såväl detaljerade finansiella data som data över värdepappersupplåning och kreditgivning. I inflationsanalysen har det blivit viktigt att studera mer högfrekventa mått på inflationen än tolv månaderstalen, liksom data från Matpriskollen och data över företagens prissättningsfrekvens. Riksbankens företagsundersökning har länge bidragit med viktig information men de senaste åren har dessa kontakter med näringslivets aktörer varit tätare. De samtalen har gett Riksbanken fördjupad information om hur företagen uppfattar den aktuella situationen och hur de avser att agera.

### 2.2.2 Förslag till huvudscenario och penningpolitik tas fram

I början av den penningpolitiska processen har APP ett möte med direktionen där man diskuterar vilka frågor som beredningen ska lägga fokus på. Syftet är att få vägledning från direktionen om avdelningens förslag till prioritering är lämpligt och svarar upp mot direktionens behov. Man diskuterar aktuella och huvudsakliga källor till osäkerhet och de risker som omgärdar den ekonomiska utvecklingen och penningpolitiken. APP kommer med preliminära förslag på alternativa scenarier för publicering i den kommande rapporten. Direktionen kan också be om ytterligare fördjupade analyser inför beslutet. Det arbetet publiceras ibland som analys- eller faktarutor i den penningpolitiska rapporten eller i Riksbankens andra publikationer. Diskussionerna på mötet fokuserar framför allt på arbetet inför det närmaste penningpolitiska beslutet, men kan även innefatta planering på lite längre sikt.

Under cirka tre veckor pågår sedan APP:s interna arbete med att ta fram ett huvudscenario för konjunktur- och inflationsutvecklingen i Sverige som innefattar en väl avvägd penningpolitik. I det första skedet behöver man klargöra *förutsättningarna* för prognosen, det vill säga det som händer oberoende av hur direktionen väljer att utforma penningpolitiken vid nästa penningpolitiska möte. Övergripande handlar det om omvärlden, de finansiella förutsättningarna och nuläget i svensk ekonomi.

<sup>25</sup> I Riksbankens övergripande strategiska plan är en av förflyttningarna att kraftsamla kring datas potential. Arbetet handlar om att effektivisera och skapa bättre förutsättningar för att arbeta med data, både i prognosarbetet och i policyanalys, samt att undersöka hur nya datakällor kan hjälpa Riksbanken att förstå ekonomin på nya sätt. Se Riksbankens webbplats, [Riksbankens strategiska plan 2024-2027](#).

<sup>26</sup> Några exempel som användes under pandemin är indikatorer på rörlighet i samhället uppmätt från mobiltelefondata, bokningsläget på hotell- och restauranger samt data för korttransaktioner. Se Ewertz m.fl. (2020).

Sveriges starka omvärldsberoende innebär att analysen och diskussionerna om utvecklingen i omvärlden är viktig, och särskild fokus läggs på Sveriges huvudsakliga handelspartner som Europa, USA och Kina. APP:s bedömda konjunktur- och inflationsutsikter samt antaganden om penningpolitik för Euroområdet och USA tas senare in i Maja som förutsättningar för den svenska prognosen. De nuvarande finansiella förhållandena analyseras och i dessa diskussioner är utvecklingen av växelkursen och olika räntor viktiga inslag, inte minst för att bedöma penningpolitikens genomslag. På ett möte om den aktuella ekonomiska situationen i svensk ekonomi, ”nuläget”, diskuterar man ingående ny information sedan det föregående penningpolitiska mötet och hur den förhåller sig till Riksbankens kortsiktsprognoser för BNP, arbetsmarknaden och inflationen. Eftersom ny information publiceras kontinuerligt uppdaterar APP omvärldsantaganden och nulägesbedömningen löpande under hela beredningsprocessen.

I nästa skede använder APP makroekonomiska modeller och bedömningar för att ta fram ett *förslag till huvudscenario* för hela prognosperioden, det vill säga de närmaste tre åren. Genom att diskutera rimligheten i hur modellerna tolkar den nya informationen kan man dra slutsatser kring hur prognoserna bortom de närmaste kvartalen kan förväntas påverkas. När hänsyn också tagits till faktorer som modellerna inte fullt ut kan ta hänsyn till enas APP om en konsistent prognos för styrränta, inflation, BNP, arbetslöshet och växelkurs. Denna prognos bygger fortfarande på en penningpolitik bestämd av en estimerad penningpolitisk regel i modellerna. Riksbanken strävar normalt efter att riskbilden kring inflationsutsikterna ska vara balanserad, det vill säga att det är lika sannolikt att inflationen blir för hög som för låg. Huvudscenariot ska därför inte tolkas som det scenario som Riksbanken bedömer som mest sannolikt. Men att göra prognoser där riskbilden är fullt ut balanserad är utmanande, i synnerhet när förutsättningarna för penningpolitiken ändras snabbt.

Därefter vidtar en penningpolitisk iteration för att landa i ett *förslag på penningpolitik*. Penningpolitiken kalibreras för att vara väl avvägd, vilket kan leda till ytterligare justeringar av prognoserna för den reala aktiviteten och inflationen. Styrränteprognosen som arbetas fram är väl avvägd i den meningen att den visar en utveckling av styrräntan som bedöms stabilisera inflationen vid målet och bidra till en balanserad utveckling av produktion och sysselsättning. Det kan finnas flera olika prognoser för styrräntan som åstadkommer detta, men där till exempel tidpunkten för när inflationen stabiliseras vid målet skiljer sig åt. I valet mellan dessa alternativ lägger APP vikt vid att penningpolitiken även ska vara effektiv, robust och förutsägbar (se Almerud m.fl. 2026). För att komma fram till en sådan penningpolitik är analys av scenarier ett viktigt inslag. APP tar till exempel fram penningpolitiska alternativ för att illustrera dels hur de penningpolitiska avvägningarna ser ut, dels vilka effekter olika penningpolitiska strategier kan få på konjunktur- och inflationsutsikterna.

Förslaget till penningpolitik som APP tar fram avspeglar bland annat hur direktionen normalt har valt att agera utifrån konjunktur- och inflationsutsikterna. Det blir förstas mer komplext när ekonomin drabbas av ovanliga störningar, eller om Riksbanken använder kompletterande verktyg parallellt med styrräntan. Då är samarbetet med andra avdelningar på Riksbanken särskilt viktigt.

Med utgångspunkt i riskdiskussionen som APP haft med direktionen i början av processen tar man också fram förslag på de *alternativscenarier* som publiceras i den penningpolitiska rapporten. Dessa scenarier används för att illustrera osäkerheten om de ekonomiska utsikterna, ge information om vilka risker som direktionen bedömer är särskilt viktiga vid det aktuella beslutstillfället och förmedla hur penningpolitiken kan komma att se ut om scenarierna realiserar.

### 2.3 Beredningsmöten med direktionen

Ungefär två veckor innan beslutet ska fattas presenteras det penningpolitiska beslutsunderlaget för direktionen på beredningsmöten som pågår under en eller två dagar. Mötena syftar till att ge direktionen det underlag de behöver för att börja forma en syn på den framtida ekonomiska utvecklingen och penningpolitiken. För att lyfta in nya perspektiv och undvika grupp tänkande avsätts också tid för att en forskare eller annan senior medarbetare på Riksbanken ska diskutera beslutsunderlaget och agera en sorts "djävulens advokat" på dessa möten.

Inledningsvis deltar flera medarbetare från APP, AFS, AFM och kommunikationsenheten. APP presenterar olika typer av modellresultat tillsammans med prognoserna, motiven bakom dem och vilket penningpolitiskt antagande som ligger till grund för prognoserna. Särskild vikt läggs på aktuella frågor och bedömningen av nuläget i global och svensk ekonomi. Resultatet av det fördjupade analysarbetet som identifierades inledningsvis i processen presenteras också. När APP har redogjort för huvudscenariot och de alternativa scenarierna diskuterar direktionsledamöterna och tjänstemännen som deltagit i beredningen viktiga antaganden och faktorer som påverkar de ekonomiska utsikterna. Det kan handla om till exempel utvecklingen i omvärlden, de finansiella förhållandena eller specifika inhemska faktorer som har effekt på realekonomin eller inflationen. Direktionen kan då ställa detaljfrågor direkt till experter och beställa ytterligare underlag inför beslutet.

Därefter är den penningpolitiska diskussionen i fokus och då deltar ett mer begränsat antal personer. För att åstadkomma en strukturerad diskussion om de aktuella penningpolitiska övervägandena motiverar APP det penningpolitiska antagandet som ligger till grund för de presenterade prognoserna och diskuterar penningpolitiska alternativ. Utifrån underlaget som presenterats på mötena ger enskilda ledamöter därefter, i en ännu mindre grupp, sina synpunkter på prognoserna och penningpolitiken.

### 2.4 Processen efter beredningsmöten med direktionen

Efter beredningsmötena med direktionen följer APP upp eventuella beställningar, fortsätter bevaka ny information som kommer in och arbetar fram ett förslag på prognoser och penningpolitik som man bedömer kommer att samla en majoritet i direktionen. Riksbankens direktion består av ledamöter med olika bakgrund, erfarenheter och kunskaper för att besluten om penningpolitiken ska grundas i flera olika perspektiv. Detta innebär också att det kan förekomma olika uppfattningar om vilken penningpolitik som är mest lämplig. Ibland handlar det endast om

nyansskillnader men andra gånger skiljer sig ledamöternas syn åt mer tydligt, till exempel om hur inflationen och realekonomin kommer att utvecklas eller om riskbilden återspeglas på ett rättvisande sätt. Även om det finns en enighet kring de ekonomiska utsikterna kan det alltså finnas olika åsikter om vad som är en väl avvägd penningpolitik. Om åsikterna skiljer sig åt inom direktionen är det majoritetens syn som återges i beslutet och i den penningpolitiska rapporten. Texterna till den penningpolitiska rapporten som APP arbetar fram avspeglar alltså vad man bedömer att en majoritet i direktionen kommer att enas kring när det gäller penningpolitiken, konjunktur- och inflationsutsikterna och de huvudsakliga motiven för det aktuella penningpolitiska beslutet.

En knapp vecka efter beredningsmötena får direktionen ta del av ett utkast av den penningpolitiska rapporten och vid ett direktionsmöte diskuterar sedan ledamöterna hur prognoser och penningpolitik ska redovisas. Rapportutkastet bordläggs och det redaktionella arbetet fortsätter efter mötet. Fram till det penningpolitiska mötet fortsätter tjänstemännen att bevaka hur ny information påverkar huvudscenariot och hur riskerna kring prognoserna utvecklas. Texten justeras slutgiltigt först i samband med det penningpolitiska mötet, eftersom det är då som prognoserna och penningpolitiken fastställs.

## **2.5 Det penningpolitiska beslutet**

### **2.5.1 Beslutsmötet**

Vid de penningpolitiska mötena deltar normalt, utöver direktionen, stabschefen, chefsjuristen, kommunikationschefen, riskchefen, cheferna för APP, AFS och AFM samt några ytterligare medarbetare från APP, AFM och kommunikationsenheten. Riksbanksfullmäktiges ordförande och vice ordförande deltar också i direktionens sammanträden och får på så sätt insyn i direktionens arbete. De har yttranderätt på mötet, men inte förslags- eller beslutsrätt.

Under beredningens gång har direktionsledamöterna bildat sig en egen uppfattning men det är på detta möte som de fattar det slutgiltiga beslutet om styrräntan, och i förekommande fall andra penningpolitiska åtgärder. Här ska de också enas om en syn på den framtida penningpolitiken och den ekonomiska utvecklingen, genom att fastställa den penningpolitiska rapporten.

Inledningsvis presenterar AFM en kort uppdatering av marknadsutvecklingen sedan det föregående penningpolitiska mötet. Därefter redogör AFS för situationen i det finansiella systemet. Sedan redogör APP för den prognos som avdelningen bedömer kommer att få stöd av en majoritet i direktionen, och det förslag till penningpolitik som den baseras på. APP redogör också för de frågor som diskuterats särskilt ingående under beredningen.

Därefter ger var och en i direktionen sin syn på det ekonomiska läget, utsikterna och olika aspekter på penningpolitikens utformning. Direktionen beslutar sedan om det förslag för styrräntan som samlar en majoritet och fastställer också den

penningpolitiska rapporten, med eventuella ändringar om det behövs för att på ett rättvist sätt avspeglade resonemangen på mötet.

### 2.5.2 Kommunikation efter beslutet

Det penningpolitiska beslutet offentliggörs normalt dagen efter att direktionen formellt har fattat det. Då publiceras pressmeddelandet, inklusive eventuella reservationer, och Riksbanken håller en presskonferens. Riksbankschefen och chefen för avdelningen för penningpolitik redogör kort för det ekonomiska läget och motiven bakom det fattade beslutet utifrån den penningpolitiska rapporten, varpå journalister kan ställa frågor till riksbankschefen. Därefter gör Riksbanken en rad andra kommunikationsinsatser för att nå viktiga målgrupper, till exempel flera intervjuer i media, möten med marknadsaktörer och deltagande i chattar på olika mediers hemsidor, där allmänheten kan ställa frågor till riksbankschefen.

Direkt efter publiceringen av ett penningpolitiskt beslut är det enbart majoritetssynen som Riksbanken kommunicerar. Cirka fem arbetsdagar efter beslutet publiceras det penningpolitiska protokollet där det framgår hur var och en av direktionsledamöterna resonerade när beslutet fattades. Därefter kan ledamöterna föra fram sina egna ståndpunkter i den ekonomiska debatten.

## 3 Avslutande kommentar

Inflationsmålet i dess nuvarande form infördes 1993 och Sverige blev därmed ett av de första länderna i världen att bedriva penningpolitik med rörlig växelkurs och ett siffrerat inflationsmål. I dag är Riksbankens oberoende lagstadgat och därför är det också särskilt viktigt med hög transparens. Att vara öppen och tydlig innebär att det finns möjlighet att noggrant granska och utvärdera Riksbankens verksamhet. För Riksbanken är detta viktigt för att bevara stödet för sitt oberoende, bygga förtroende för inflationsmålet och skapa trovärdighet för penningpolitiken.

Den här artikeln syftar till att ge förståelse för Riksbankens mandat, mål och processen för det penningpolitiska beslutsfattandet. De senaste åren har det skett vissa förändringar som har påverkat Riksbankens arbete inför besluten. På ett övergripande plan är processen i stort sett densamma men den förhåller sig nu till erfarenheterna från perioden med stora störningar till ekonomin, en ny Riksbankslag sedan januari 2023 och att det numera normalt fattas åtta penningpolitiska beslut per år. I en ständigt föränderlig värld möter penningpolitiken hela tiden nya utmaningar och det kommer även fortsättningsvis att vara viktigt att beredningen inför de penningpolitiska besluten är flexibel. Det bidrar till Riksbankens förmåga att på olika sätt anpassa sig för att uppfylla inflationsmålet och bygga förtroende för Riksbankens verksamhet.

## Referenser

- Blinder, Alan (2007), "Monetary policy by committee: Why and how?", *European Journal of Political Economy*, vol. 23, nr 1, s. 106–123.
- Almerud, Jakob, Carl Andreas Claussen och Matilda Kilström (2026), "Checklista för en välavvägd penningpolitik – ett förslag och en illustration", *Penning- och valutapolitik*, nr 1, s. 21–53, Sveriges riksbank.
- Breman, Anna och Anna Seim (2025), "Öppenhet och tydlighet – viktiga inslag i Riksbankens kommunikation", *Penning- och valutapolitik*, nr 2, s. 5–22, Sveriges riksbank.
- Corbo, Vesna och Ingvar Strid (2020), "MAJA: A two-region DSGE model for Sweden and its main trading partners", Working Paper nr 391, Sveriges riksbank.
- Dincer, Nergiz, Barry Eichengreen och Petra Geraats (2022), "Trends in monetary policy transparency: Further updates", *International Journal of Central Banking*, vol. 18, nr 1, s. 331–348.
- Durakovic, Selena, Jesper Johansson och Oskar Tysklind (2025), "Lärdomar från höginflationsperioden", *Penning- och valutapolitik*, nr 2, s. 23–54, Sveriges riksbank.
- Ewertzh, Jakob, Thomas Falk, Marie Hesselman, Isaiah Hull, Mårten Löf, Oskar Stigland och Markus Tibblin (2020), "Realtidsindikatorer ger informationsstöd i snabba konjunkturvändningar", *Ekonomisk kommentar* nr 2, Sveriges riksbank.
- Gustafsson, Peter och Marianne Nessén (2026), "Har Riksbankens penningpolitik varit förutsägbar? Evidens från skattade reaktionsfunktioner?" *Penning- och valutapolitik*, nr 1, s. 54–69, Sveriges riksbank.
- Regeringen (2021), "En ny riksbankslag", proposition 2021/22:41.
- Ringqvist, Mattias, Pär Stockhammar och Ingvar Strid (2020), "Assessing the foreign linkages in MAJA – a conditional forecast evaluation approach", Staff memo, Sveriges riksbank.
- SFS 2022:1568, Lag om Sveriges riksbank, Svensk författningssamling.
- Svensson, Lars E.O. (1999), "Inflation targeting as a monetary policy tool", *Journal of Monetary Economics* vol. 43, nr 3, s. 607–654.
- Svensson, Lars E. O. (2011), "Inflation targeting", kapitel 22 i *Handbook of Monetary Economics*, vol. 3b, Benjamin M. Friedman och Michael Woodford (red.), Elsevier.
- Sveriges riksbank (1993), "Riksbanken anger målet för penningpolitiken", pressmeddelande 15 februari.
- Sveriges riksbank (2017), "Riksbankens erfarenheter av att publicera reporänteprognos", *Riksbanksstudier*, juni.

Sveriges riksbank (2023), "Den nya riksbankslagen och det penningpolitiska ramverket", fördjupning i *Penningpolitisk rapport*, februari.

Sveriges riksbank (2024) "Förändringar i Riksbankens penningpolitiska kommunikation", fördjupning i *Redogörelse för penningpolitiken 2024*.

Sveriges riksbank (2026), *Redogörelse för penningpolitiken, 2025*.

# Checklista för en välavvägd penningpolitik – ett förslag och en illustration

Jakob Almerud, Carl Andreas Claussen och Matilda Kilström\*

Jakob Almerud är senior ekonom, Matilda Kilström är rådgivare, och Carl Andreas Claussen är chef för enheten för penningpolitisk strategi, alla vid Riksbankens avdelning för penningpolitik

---

Centralbanker med inflationsmål ställs ofta inför svåra avvägningar. I denna artikel presenterar vi en checklista som kan användas som ett stöd i arbetet med att hantera dessa. Checklistan består av sju övergripande principer. De anger bland annat att penningpolitiken ska stabilisera inflationen vid målet men samtidigt vara flexibel, robust och förutsägbar. Varje princip stöds av mer specifika kontrollpunkter.

Checklistan bidrar till att avvägningarna görs på ett systematiskt och transparent sätt och att de bygger på noggrann analys. Den ställer krav på logik och konsistens och bidrar till att viktiga aspekter inte förbises. I artikeln visar vi hur checklistan kan användas i praktiken genom ett exempel från en penningpolitisk beredning på Riksbanken.

---

## 1 Inledning

Centralbanker med inflationsmål ställs ofta inför svåra avvägningar. Även om prisstabilitet är det primära målet behöver de samtidigt beakta makroekonomiska risker och hur penningpolitiken påverkar den reala ekonomiska aktiviteten. Därtill krävs intertemporala avvägningar, där måluppfyllelsen under en viss period kan stå i konflikt med måluppfyllelsen under en annan. Det kan därför vara värdefullt att ha ett verktyg som på ett strukturerat och transparent sätt stöder hanteringen av dessa avvägningar.

I denna artikel presenterar vi ett sådant verktyg: en checklista som stöder arbetet med att hantera avvägningarna i penningpolitiken. Den ska främja ett transparent och systematiskt beslutsfattande baserat på noggrann analys. Den ställer tydliga krav på logik och konsistens och bidrar till att centrala aspekter inte förbises.

---

\* Författarna vill tacka Irina Andone Rosén, Mattias Erlandsson, Peter Gustavsson, Göran Hjelm, Marianne Nessén, Anna Seim, Lars E.O. Svensson, Ulf Söderström och seminariedeltagare vid Sveriges riksbank för värdefulla synpunkter och förslag. De åsikter som uttrycks i artikeln är författarnas egna och ska inte uppfattas som Riksbankens ståndpunkt.

Checklistan består av sju övergripande principer som har brett stöd i den ekonomiska forskningen och som vi i det följande kallar kriterier. De anger att penningpolitiken ska stabilisera inflationen vid målet men samtidigt vara effektiv, flexibel, robust, förutsägbar och proportionerlig. Dessutom ska den bygga på realistiska prognoser. Varje kriterium stöds av mer specifika kontrollpunkter.

Checklistan är avsedd att ge struktur och främja transparens, snarare än att sätta upp rigida regler. I många fall kommer det varken vara möjligt eller önskvärt att uppfylla alla kontrollpunkter. Det viktiga är att listan bidrar till att uppmärksamma och hantera eventuella svagheter i ett penningpolitiskt förslag.

Idén att använda kriterier för en välavvägd penningpolitik är inte ny. Checklistan i denna artikel bygger vidare på Norges Banks kriterier för en lämplig prognos för styrräntan (Norges Bank, 2005, 2010, 2012; Qvigstad, 2006). Vi har dock tillfört nya kriterier och mer detaljerade kontrollpunkter. Vi visar också hur checklistan kan användas i praktiken.

Artikeln är strukturerad på följande sätt. I avsnitt 2 beskriver vi den penningpolitiska ansats som ligger till grund för checklistan och definierar centrala begrepp. I avsnitt 3 presenterar vi själva checklistan. I avsnitt 4 visar vi hur checklistan tillämpas i praktiken vid Riksbanken. Slutligen ger vi avslutande reflektioner i avsnitt 5.

I artikeln markeras termer med kursiv stil i samband med att de definieras.

## 2 Underliggande ansats och centrala begrepp

### 2.1 Modern inflationsmålspolitik

I ekonomisk teori identifierar man en välavvägd penningpolitik genom så kallad optimering. Man antar (i) att ekonomin fungerar på ett visst sätt ("modellen"), (ii) en specifik utveckling för variabler som penningpolitiken inte påverkar ("exogena variabler") och (iii) specifika preferenser för beslutsfattaren ("förlustfunktion"). En välavvägd politik ("optimal politik") kan då härledas genom att minimera den förväntade förlusten, se till exempel Woodford (2003) och Svensson (2011).

Men den här typen av optimering är svår att tillämpa fullt ut i praktiken. En anledning är att det är omöjligt att specificera en modell och en förlustfunktion som helt och hållet fångar de preferenser, bedömningar och överväganden som ligger till grund för de penningpolitiska besluten. En relaterad anledning är att beslutsfattare kan resonera på olika sätt. De kan till exempel använda modeller och resonemang som liknar teoretisk optimering i olika grad.

I praktiken baseras penningpolitiken på prognoser. Detta tillvägagångssätt har utvecklats över tid. Tidigare gjordes inflationsprognoser under antagandet att styrräntan skulle vara oförändrad under prognosperioden och penningpolitiken sattes enligt en enkel regel: Om den prognostiserade inflationen låg tillräckligt långt under inflationsmålet under en given tidsperiod skulle penningpolitiken lättas, och tvärtom. Med tiden blev det tydligt att detta tillvägagångssätt hade betydande brister (se till

exempel Sveriges riksbank, 2017). I dag baseras prognoserna på mer realistiska antaganden om penningpolitiken.

Vår checklista bygger på en prognosbaserad metod som i den engelskspråkiga litteraturen benämns "forecast targeting" (se till exempel Svensson, 2005a och 2011). På svenska skulle den kunna kallas *modern (framåtblickande) inflationsmålspolitik*. I korthet handlar den om att penningpolitiska alternativ utvärderas utifrån de prognoser som de ger upphov till.

Lite stiliserat kan metoden beskrivas som en stegvis process. I ett första steg gör beslutsfattaren en bedömning av allt som är relevant för prognoserna men som penningpolitiken inte kan påverka. För en liten öppen ekonomi som den svenska handlar det bland annat om ekonomins funktionssätt/transmissionsmekanismen, nuläget i ekonomin, utsikterna för finanspolitiken och makrotillsynen samt utsikterna för den ekonomiska utvecklingen i omvärlden.

I det andra steget tar beslutsfattaren detta som givet och identifierar ett penningpolitiskt alternativ som ger prognoser för målvariablerna som balanserar de olika avvägningarna på ett lämpligt sätt, det vill säga en välavvägd penningpolitik. I en teoretisk modell skulle detta motsvara optimering.

I det tredje steget fastställer beslutsfattaren penningpolitiken i enlighet med detta alternativ och kommunicerar förklaringen till beslutet. Förklaringen utgörs av de prognoser som är förknippade med det valda penningpolitiska alternativet samt de bedömningar och avvägningar som ledde till valet av just detta.

I praktiken kan det dock vara svårt att avgöra om ett penningpolitiskt alternativ är välavvägt, och det finns en risk att man förbiser viktiga aspekter. Dessutom kan processen bli alltför mödosam, osystematisk och svår att förstå för utomstående. Det är här checklistan kommer in. Den förenklar och ger struktur åt det andra steget i processen. Den gör det lättare att säkerställa att viktiga aspekter inte förbises samt gör besluten mer transparenta och lättare att förklara.

I realiteten är prognos- och beslutsprocessen kanske inte lika stegvis som ovan. Dessutom fattas besluten vanligtvis i grupp och med stöd av centralbankens medarbetare. Det minskar dock inte checklistans relevans, vilket vi återkommer till i våra avslutande reflektioner.

## 2.2 Centrala begrepp

*Exogena variabler* är variabler som inhemsk penningpolitik inte kan påverka. I en liten, öppen ekonomi som Sveriges innefattar dessa vanligtvis variabler som beskriver den aktuella ekonomiska situationen, utsikterna för svensk finanspolitik och makrotillsyn samt den internationella utvecklingen, inklusive internationella räntor och råvarupriser.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Strikt taget är finanspolitiken inte exogen, men för en centralbank behandlas den ofta som det.

De numeriska värden man tilldelar de exogena variablerna kallas *exogena förutsättningar*. De tas för givna när scenarierna utarbetas. *Nowcasts* är de numeriska värden man sätter på den grupp av variabler som beskriver den aktuella ekonomiska situationen.

*Målvariabler* är de variabler som centralbanken vill påverka med sin penningpolitik. För centralbanker med inflationsmål består de av inflationen och andra variabler som centralbanken har mål för.

En *prognos för penningpolitiken* är en prognos för centralbankens penningpolitiska instrument, vanligtvis styrräntan.

Ett *scenario* består av: (i) exogena förutsättningar och (ii) prognoser för de penningpolitiska instrumenten (det vill säga en prognos för penningpolitiken), (iii) prognoser för målvariablerna och (iv) prognoser för andra endogena variabler. *Huvudscenariot* är det scenario som ligger till grund för beslutsfattarnas beslut. *Alternativa scenarier* är scenarier som skiljer sig från huvudscenariot i en eller flera av de fyra dimensionerna. *Penningpolitiska scenarier* är scenarier där allt som är exogent i förhållande till penningpolitiken hålls oförändrat jämfört med huvudscenariot, men där prognosen för penningpolitiken och de endogena variablerna skiljer sig från huvudscenariot. *Riskscenarier* är scenarier där exogena förutsättningar eller transmissionsmekanismen ("modellen") ändras i förhållande till huvudscenariot. Riskscenarier kan också inkludera en penningpolitisk respons.

Vi kommer också att använda oss av begreppet *scenarioutkast*. Med det menar vi ett utkast till huvudscenario som centralbankens medarbetare tar fram och som beslutsfattarna ännu inte har lämnat sina synpunkter på.

### 3 Checklistan

I det här avsnittet beskriver vi checklistan. Den består av sju kriterier, vart och ett med tillhörande kontrollpunkter. Som vi tidigare påpekat behöver inte samtliga kriterier och kontrollpunkter vara uppfyllda, men eventuella avvikelser bör kunna motiveras. Checklistan återges i sin helhet i tabell 1 i slutet av detta avsnitt.

#### **Kriterium 1: Huvudscenariot är realistiskt**

Om penningpolitiken ska baseras på huvudscenariot måste detta vara realistiskt. Med det avser vi att huvudscenariot ska vara förenligt med fakta, en genomförbar penningpolitik och rimliga antaganden om aktörers beteende.<sup>2</sup>

För att avgöra om ett scenario ska kunna betraktas som realistiskt, definierar vi tre kontrollpunkter.

---

<sup>2</sup> Ett exempel på ett orealistiskt scenario är ett som bygger på att styrräntan lämnas oförändrad under hela prognosperioden, vilket var fallet på Riksbanken före november 2005 (se Sveriges riksbank 2017).

För det första måste de exogena förutsättningarna vara realistiska. Detta eftersom prognoserna för målvariablerna beror på de exogena förutsättningarna.

- **Kontrollpunkt 1.1: Exogena förutsättningar är realistiska**

För det andra måste prognosen för penningpolitiken vara realistisk.

- **Kontrollpunkt 1.2: Prognosen för penningpolitiken är realistisk**

För att prognosen för penningpolitiken ska vara realistisk måste den vara både genomförbar och tidskonsistent.

En prognos för penningpolitiken är *genomförbar* om den är laglig, utgår från en styrränta över den effektiva nedre gränsen och ligger inom centralbankens faktiska genomföringsförmåga. Ett exempel på en penningpolitik som inte är laglig är en där centralbanken köper tillgångar som de enligt lag inte får köpa. Ett exempel på när penningpolitiken ligger utanför centralbankens genomföringsförmåga är när centralbanken saknar kompetens eller medel som krävs för att implementera den.

En prognos för penningpolitiken är *tidskonsistent* om centralbanken faktiskt skulle genomföra den i framtiden, förutsatt att ekonomin utvecklades som i det tillhörande scenariot. Kontrollpunkten skulle till exempel inte vara uppfylld vid så kallad odyssevisk "forward guidance" (se Campbell m.fl. 2012).<sup>3</sup>

För det tredje måste de makroekonomiska variablerna i prognosen återspegla rimliga ekonomiska samband och inte motsäga varandra, det vill säga att prognosen ska vara inbördes konsistent.

- **Kontrollpunkt 1.3: Prognoserna är internt konsistenta**

Den här kontrollpunkten är automatiskt uppfylld om scenariot tas fram med en rimlig allmänjämviktsmodell. Men scenarier baseras sällan enbart på en modell, utan är vanligtvis en blandning av modellresultat och bedömningar.

## **Kriterium 2: Inflationen stabiliseras vid målet**

Målet för inflationsmålpolitiken är att stabilisera inflationen vid inflationsmålet. Detta bör återspeglas i scenariot. Prognosen för penningpolitiken bör därför ge inflationsprognoser som återgår till målet inom ett rimligt tidsspänn och ligger kvar där.

Det kan finnas flera olika prognoser för penningpolitiken som åstadkommer detta, men där tidpunkten för när inflationen stabiliseras vid målet skiljer sig åt. Valet mellan dessa alternativ beror ens preferenser ("förlustfunktion").

Det kan dock vara användbart att ha en tidshorisont för när inflationen bör vara tillbaka vid målet. Den bör vara tillräckligt lång för att inflationen ska kunna anpassas

---

<sup>3</sup> Det gäller även för centralbanker som implementerar optimal penningpolitik enligt "commitment", eftersom denna, per definition, är tidsinkonsistent.

gradvis mot målet och tillräckligt kort för att bevara förtroendet för inflationsmålet. En naturlig utgångspunkt är därför att den prognostiserade inflationen ska röra sig mot och stabiliseras vid målet inom prognosperioden. Det motiverar kontrollpunkt 2.1.

- **Kontrollpunkt 2.1: Inflationen stabiliseras vid målet inom prognosperioden**

I vissa situationer, till exempel om ekonomin har drabbats av en ovanligt stor störning, kan det vara rimligt att förlänga tidshorizonten för att bättre kunna balansera anpassningen av inflationen och realekonomin. Men det kan medföra en risk för att förtroendet för inflationsmålet försvagas, då hushåll och företag kan tolka fördröjningen som att centralbanken inte värnar inflationsmålet. Den senaste perioden med hög inflation illustrerar att det finns en sådan avvägning. Medan vissa centralbanker tolererade att det tog längre tid att föra tillbaka inflationen till målet bedrev andra en stramare penningpolitik för att snabbare få tillbaka inflationen till målet.

### **Kriterium 3: Huvudscenariot är tekniskt effektivt**

Motivet bakom detta kriterium är att undvika onödiga målavvikelser.

Med hjälp av terminologin från avsnitt 2 kan vi definiera teknisk effektivitet: Ett tekniskt effektivt scenario är ett scenario där det inte finns någon alternativ prognos för penningpolitiken som kan förbättra måluppfyllelsen för en målvariabel utan att samtidigt försämrade måluppfyllelsen för en annan. Penningpolitiska scenarier som baseras på optimering i en modell uppfyller detta automatiskt, inom ramen för modellen. Som vi nämnt ovan är centralbankers huvudscenarier sällan ett direkt resultat av en sådan optimering. Därmed kan det behövas andra sätt att utvärdera den tekniska effektiviteten.

Ett sätt att utvärdera den tekniska effektiviteten utan modelloptimering är att utgå från prognoserna för målvariablerna. Centralbanker med inflationsmål strävar normalt efter att stabilisera inflationen kring inflationsmålet och den reala ekonomin kring sin jämviktsnivå. Utifrån detta kan vi definiera en kontrollpunkt baserad på följande logik: En stramare penningpolitik dämpar både inflationen och resursutnyttjandet, medan en mer expansiv penningpolitik stimulerar båda. Om till exempel den prognostiserade inflationen är högre än målet (*positivt inflationsgap*) och resursutnyttjandet stramare än den nivå som är förenlig med stabil inflation (*positivt realt gap*) kan scenariot inte anses vara tekniskt effektivt eftersom båda gapen kan minskas genom att centralbanken justerar prognosen för penningpolitiken (stramare penningpolitik).

- **Kontrollpunkt 3.1: Bortom närtid är inflationsgap och realekonomiska gap antingen stängda eller har motsatta tecken**

Eftersom penningpolitiken påverkar ekonomin med viss fördröjning fokuserar den här kontrollpunkten på den senare delen av prognosperioden. Exakt var gränsen går mellan "närtid" och den "senare delen" av prognosperioden beror på ekonomins egenskaper och hur snabbt penningpolitiken påverkar ekonomin.

För att dra mer konkreta slutsatser om teknisk effektivitet behöver vi vara mer specifika om beslutsfattarens preferenser, till exempel genom att utgå från en standardmässig förlustfunktion. I avsnitt 4.3 visar vi ett exempel på hur det kan göras.

#### **Kriterium 4: Penningpolitiken är flexibel**

Det här kriteriet behandlar valet mellan olika tekniskt effektiva alternativ.

Centralbankens mandat och ekonomisk teori säger i regel att penningpolitiken bör stabilisera både inflationen och den reala ekonomin, det vill säga att den bör vara flexibel.<sup>4</sup> Det motiverar en princip för de preferenser som ska styra penningpolitiken: Penningpolitiken bör vara flexibel i bemärkelsen att den normalt uppfyller följande kontrollpunkter. Kontrollpunkterna utesluter en strikt inflationsmålspolitik där inflationen stabiliseras på bekostnad av stora och ihållande realekonomiska gap.

- **Kontrollpunkt 4.1: Penningpolitiken stabiliserar både inflationen och den reala ekonomin**
- **Kontrollpunkt 4.2: Aggregerat över prognosperioden är varken inflationsgapet eller det realekonomiska gapet avsevärt större än det andra**

#### **Kriterium 5: Penningpolitiken är robust**

En välavvägd penningpolitik handlar om mer än att stabilisera inflationen och realekonomin. Den handlar också om robusthet.

Här betraktar vi penningpolitiken som robust när (a) den kan anpassas för att uppnå acceptabla resultat även om vissa risker skulle realiseras, och (b) de penningpolitiska besluten inte på ett otillbörligt sätt ökar riskerna eller gör ekonomin alltför sårbar för framtida störningar.<sup>5</sup> Exempel på risker enligt (a) är negativa störningar och oväntade förändringar i transmissionsmekanismen. Exempel på risker enligt (b) är penningpolitiska åtgärder som ökar risken för att förtroendet för inflationsmålet försvagas eller för att penningpolitiken längre fram blir begränsad (till exempel av den effektiva nedre gränsen eller av hänsyn till finansiell stabilitet).

Riskscenarier är användbara för att utvärdera hur robust penningpolitiken är. En naturlig första kontrollpunkt kan därför vara att undersöka om riskscenarier där penningpolitiken justeras till följd av en realiserad risk ger acceptabla utfall.

- **Kontrollpunkt 5.1: Rimliga riskscenarier ger acceptabel måluppfyllelse**

Att ta fram relevanta riskscenarier för kontrollpunkt 5.1 är dock tidskrävande och arbetsintensivt och det är lätt att förbise relevanta risker. Därför behövs också kontrollpunkter som inte kräver riskscenarier.

---

<sup>4</sup> I Sveriges riksbankslag anges till exempel: "Utan att det påverkar prisstabilitetsmålet ska Riksbanken även bidra till en balanserad utveckling av produktion och sysselsättning." Detta återspeglas i att Riksbanken bedriver en flexibel inflationsmålspolitik (se även Riksbankens penningpolitiska rapport, s. 3).

<sup>5</sup> Notera att det här sättet att definiera robust penningpolitik skiljer sig från en annan vanlig definition, där den robusta penningpolitiken är den som minimerar förlusten i det värsta tänkbara scenariot.

En möjlighet är att jämföra prognosen för penningpolitiken med den som följer av så kallade enkla penningpolitiska regler.<sup>6</sup> Bland annat visar en forskningsgenomgång av Taylor och Williams (2011) att sådana regler ofta ger en mer robust penningpolitik när det råder osäkerhet om hur ekonomin fungerar (det vill säga vid modellosäkerhet).

På liknande sätt kan en prognos för penningpolitiken jämföras med andra prognosmakares förväntningar. Väsentliga avvikelser kan tyda på att huvudscenariot bygger på felbedömningar eller orealistiska antaganden.

Även om det inte är problematiskt i sig att prognosen avviker från enkla regler eller andra prognosmakares förväntningar, bör centralbanken kunna förklara varför. Avstämningen mot de enkla reglerna bör fokusera på närtid, eftersom de variabler som ligger till grund för reglerna på längre sikt kommer påverkas av penningpolitiken och därför inte kan betraktas som exogena.

- **Kontrollpunkt 5.2: Prognosen för penningpolitiken i närtid ligger rimligt nära den penningpolitik som följer av enkla penningpolitiska regler**
- **Kontrollpunkt 5.3: Prognosen för penningpolitiken ligger rimligt nära externa prognosmakares förväntningar**

Slutligen inför vi en fjärde kontrollpunkt baserad på idén att en gradvis anpassning av penningpolitiken kan bidra till robusthet. Genom att justera styrräntan i små steg kan centralbanken utvärdera effekterna av sin penningpolitik och minska risken för stora policymisstag.<sup>7</sup> En kontrollpunkt om gradvis anpassning återkopplar också till kriterium 1 (Realism), eftersom prognoser som förutsätter stora ränteförändringar bortom närtid ofta är orealistiska. Historiskt sett har stora ränteförändringar normalt skett bara som svar på stora och oväntade händelser.

- **Kontrollpunkt 5.4: Styrräntan ändras i små steg (till exempel 0,25 procentenheter)**

## Kriterium 6: Penningpolitiken är förutsägbar

Förutsägbarhet gör penningpolitiken mer effektiv. När marknadsaktörer bättre kan förutspå hur centralbanken kommer att agera på ny information kan de justera marknadsräntorna redan innan centralbanken agerar. Detta effektiviserar transmissionen av penningpolitiken. En förutsägbar penningpolitik bidrar också till att minska osäkerheten i ekonomin och bidrar därmed till en bättre resursallokering.

En centralbank som alltid följer en enkel penningpolitisk regel eller en reaktionsfunktion skulle vara mycket förutsägbar. Men i praktiken är det ingen

<sup>6</sup> Enkla penningpolitiska regler anger ett samband mellan styrräntan och ett fåtal indikatorer på inflation och resursutnyttjande (vissa regler inkluderar även föregående periods styrränta).

<sup>7</sup> Brainard (1967) visar att den penningpolitiska responsen bör vara mer försiktig när det råder osäkerhet om transmissionsmekanismen. Även om Brainardprincipen avser den samlade storleken på den penningpolitiska responsen snarare än takten, kan en gradvis anpassning tjäna ett liknande syfte. Forskning av Sack (1998), Goodfriend (1991) och Woodford (2003) stöder också tanken att gradvisa justeringar bidrar till att upprätthålla kontrollen över långa marknadsräntor och minskar risken för marknadsstörningar.

centralbank med inflationsmål som agerar så, och det skulle inte heller vara förenligt med en modern inflationsmålspolitik, se avsnitt 2.<sup>8</sup>

Modern inflationsmålspolitik är utformad för att efterlikna teoretisk optimering. En förutsättning för att en sådan politik ska vara förutsägbar är att preferenserna ("förlustfunktionen") är relativt stabila över tid.

- **Kontrollpunkt 6.1: Preferenserna är stabila över tid**

Ett annat sätt att bedöma förutsägbarheten är att jämföra prognosen för penningpolitiken med en estimerad reaktionsfunktion. Även om modern inflationsmålspolitik inte helt och hållet kan fångas av en reaktionsfunktion kan de användas för att bedöma förutsägbarheten. Det beror bland annat på att externa prognosmakare ibland använder estimerade reaktionsfunktioner för att prognostisera penningpolitiken.

- **Kontrollpunkt 6.2: Prognosen för penningpolitiken i närtid är i stora drag i linje med estimerade reaktionsfunktioner**

På samma sätt kan man, även om centralbanken inte har som mål att anpassa penningpolitiken till andras förväntningar, jämföra prognosen för penningpolitiken i närtid med externa prognosmakares och marknadens förväntningar för att bedöma förutsägbarheten.

- **Kontrollpunkt 6.3: Prognosen för penningpolitiken i närtid är i stora drag i linje med externa prognosmakares och marknadens förväntningar**

## **Kriterium 7: Penningpolitiken är proportionerlig**

Proportionalitetsprincipen bör gälla all ekonomisk politik. Den innebär att nyttan av en åtgärd bör uppväga dess kostnader. Denna princip är inbyggd i flexibel inflationsmålspolitik och återspeglas i kriterierna 4 och 5. Men det finns vissa kostnader av penningpolitiska åtgärder som faller utanför dessa kriterier, och det kan vara svårt att avgöra om och i vilken utsträckning de bör beaktas.

Högre styrräntor kan innebära större räntebetalningar på den offentliga skulden och finansiella förluster för en centralbank som har stora finansiella tillgångar. Det är dock högst osannolikt att dessa kostnader skulle överstiga nyttan av att höja styrräntan, eftersom centralbanken genom att avstå från en höjning skulle riskera att urholka förtroendet för inflationsmålet.<sup>9</sup>

Okonventionell penningpolitik, som omfattande tillgångsköp, valutainterventioner eller kreditstödsprogram, utsätter centralbanken och i förlängningen den offentliga sektorn för såväl finansiella risker som anseenderisker. Dessa bör beaktas när

---

<sup>8</sup> Detta är kopplat till diskussionen om "targeting vs instrument rules" i den akademiska litteraturen, se till exempel Svensson (2005b, 2011) och referenserna däri.

<sup>9</sup> Att bedöma dessa kostnader är dock i enlighet med Riksbankslagen. Där anges att det avsedda resultatet av en penningpolitisk åtgärd "står i rimlig proportion till de kostnader och risker som åtgärden medför för Riksbankens och statens finanser" (1 kap, 8 §).

centralbanken utvärderar sådana alternativ, liksom den förväntade nyttan. Det motiverar följande kontrollpunkt.

- **Kontrollpunkt 7.1: Okonventionella penningpolitiska åtgärder skapar inte oacceptabelt höga finansiella risker för centralbanken**

I vissa fall är själva syftet med en okonventionell åtgärd just att absorbera risker som privata marknader inte kan bära. Även i dessa fall bör risken för finansiella förluster vägas mot nyttan för ekonomin som helhet.

**Tabell 1. Checklistan**

Kriterium	Kontrollpunkt
1. Huvudscenariot är realistiskt	1.1) Exogena förutsättningar är realistiska 1.2) Prognosen för penningpolitiken är realistisk 1.3) Prognoserna är internt konsistenta
2. Inflationen stabiliseras vid målet	2.1) Inflationen stabiliseras vid målet inom prognosperioden
3. Huvudscenariot är tekniskt effektivt	3.1) Bortom närtid är inflationsgap och realekonomiska gap antingen stängda eller har motsatta tecken
4. Penningpolitiken är flexibel	4.1) Penningpolitiken stabiliserar inflationen och real ekonomin 4.2) Aggregerat över prognosperioden är varken inflationsgapet eller det realekonomiska gapet avsevärt större än det andra
5. Penningpolitiken är robust	5.1) Rimliga riskscenarier ger acceptabel måluppfyllelse 5.2) Prognosen för penningpolitiken i närtid ligger rimligt nära den penningpolitik som följer av enkla penningpolitiska regler 5.3) Prognosen för penningpolitiken ligger rimligt nära externa prognosmakares förväntningar 5.4) Styrräntan ändras i små steg (t.ex. 0,25 p.e.)
6. Penningpolitiken är förutsägbar	6.1) Preferenserna är stabila över tid 6.2) Prognosen för penningpolitiken i närtid är i stora drag i linje med estimerade reaktionsfunktioner 6.3) Prognosen för penningpolitiken i närtid är i stora drag i linje med externa prognosmakares och marknadens förväntningar
7. Penningpolitiken är proportionerlig	7.1) Okonventionella penningpolitiska åtgärder skapar inte oacceptabelt höga finansiella risker för centralbanken

## 4 Tillämpning

I detta avsnitt illustrerar vi hur checklistan kan användas i praktiken genom ett exempel från en penningpolitisk beredning på Riksbanken.

Exemplet är hämtat från den inledande fasen av den penningpolitiska beredningen i december 2025. I den fasen utarbetar medarbetarna utkastet till huvudscenario, innan direktionen ger sina synpunkter.<sup>10</sup> Sjödin (2026) ger ytterligare detaljer om processen och Riksbankens institutionella ramar.<sup>11</sup>

### 4.1 Är huvudscenariot realistiskt?

#### Kontrollpunkt 1.1 (Exogena förutsättningar)

På Riksbanken är processen utformad så att de exogena förutsättningarna ska vara så realistiska som möjligt. Nowcasts härleds från estimerade modeller med väl dokumenterade prognosegenskaper och kompletteras med bedömningar från sektorexpert. Prognoser för omvärlden och finanspolitiken baseras på både interna modeller och externa källor – såsom nationella myndigheter och centralbanker, IMF, OECD och konsensusprognoser – och justeras med ytterligare bedömningar för att förbättra precisionen. Dessutom fastställs de exogena förutsättningarna i regel innan resten av analysarbetet inleds, vilket bidrar till att förhindra så kallad ”reverse engineering”, där de exogena förutsättningarna anpassas i efterhand för att passa prognoserna för målvariablerna. De exogena förutsättningarna justeras dock löpande när ny information motiverar det.

#### Kontrollpunkt 1.2 (Prognosen för penningpolitiken)

För att prognosen för penningpolitiken ska vara realistisk måste den vara både genomförbar och tidskonsistent.

Vi utvärderar genomförbarheten genom att kontrollera att prognosen för penningpolitiken uppfyller rättsliga krav, bygger på räntor över den effektiva nedre gränsen och kan genomföras med tillgängliga resurser och nödvändig expertis.

Vi utvärderar tidskonsistensen genom att välja en tidpunkt längre fram i tiden och undersöka om prognosen för penningpolitiken framstår som välavvägd även sett därifrån.

---

<sup>10</sup> Som diskuterades i Penningpolitiska rapporten från december 2025 föreslog den svenska regeringen under hösten 2025 en ändring av mervärdesskatten på livsmedel. Denna föreslagna ändring hade en betydande direkt effekt på inflationsprognosen. Antagandet i huvudscenariot från december 2025 var att momsändringen främst skulle ha en direkt och övergående effekt på inflationen. Därför visar vi alla inflationsprognoser exklusive momsändringen.

<sup>11</sup> Diagrammen som presenteras i detta avsnitt har tagits fram med hjälp av en verktygslåda som utvecklats för att stämma av prognosen för penningpolitiken mot checklistan. Verktygslådan består av en uppsättning Python-baserade verktyg i form av beräkningar och illustrationer som vi använder för att bedöma och utvärdera kontrollpunkterna. En så kallad dashboard som visualiserar resultatet används i den interna analysen.

Bedömningen i december 2025 var att prognosen för penningpolitiken var både genomförbar och tidskonsistent, och därmed realistisk.

### Kontrollpunkt 1.3 (Intern konsistens)

Eftersom Riksbankens scenarier baseras på både modellresultat och bedömningar behöver deras interna konsistens utvärderas. För detta kan Riksbankens DSGE-modell Maja användas.<sup>12</sup> Konkret kan vi undersöka vilka chocker som behövs i modellen för att återskapa scenarioutkastet och om chockerna har en rimlig ekonomisk tolkning samt är statistiskt rimliga vad gäller storlek och varaktighet.

Vi genomförde vissa sådana kontroller i december 2025. Resultaten visade inte på någon allvarlig konsistensbrist. Men vid den tidpunkten var verktygen inte färdigutvecklade, vilket begränsade noggrannheten för denna kontrollpunkt.

## 4.2 Stabiliserar inflationen vid målet?

Detta kriterium utvärderas genom att undersöka om prognosen för KPIF-inflationen når inflationsmålet på 2 procent och ligger kvar där.

För att säkerställa att inflationen kommer att ligga kvar på målet även efter prognosperioden utvärderar vi prognoser för andra inflationsmått, reala gap och den neutrala realräntan. Följande villkor bör normalt vara uppfyllda inom prognosperioden:

- Kärninflationsmått (till exempel KPIF exklusive energi) når 2 procent
- De reala gapen ligger nära noll
- Den reala räntan ligger på, eller närmar sig, sin långsiktigt neutrala nivå

Bedömningen i december 2025 var att kriteriet var uppfyllt.

## 4.3 Är huvudscenariot tekniskt effektivt?

Kontrollpunkten för detta kriterium anger att prognoserna för inflationsgapet och resursutnyttjandet bortom närtid antingen ska vara noll eller ha motsatta tecken. För att utvärdera detta jämför vi scenarioutkastets gap för KPIF-inflationen och KPIF-inflationen exklusive energi med mått på resursutnyttjandet, vanligtvis BNP- och arbetslöshetsgapet.

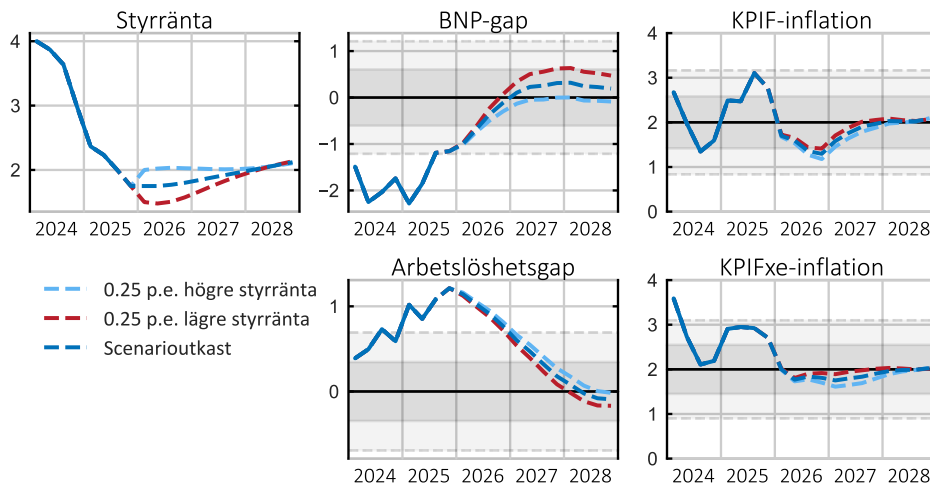
Figur 1 visar penningpolitiska scenarier från beredningen i december 2025. Vid detta tillfälle var det inte uppenbart att scenarioutkastet (mörkblå linjer) var tekniskt effektivt. Inflationen låg initialt under målet, och resursutnyttjandet var negativt under prognosperiodens första år, innan BNP-gapet blev positivt (arbetslöshetsgapet förblev negativt fram till slutet av prognosperioden).

Figuren innehåller också två alternativa penningpolitiska scenarier (ljusblå och röda linjer). I scenarierna justerades styrräntan vid det kommande mötet med  $\pm 0,25$

<sup>12</sup> Modellen är skattad med hjälp av svenska data och uppvisar empiriskt rimliga egenskaper. För mer information, se Corbo och Strid (2020).

procentenheter relativt scenarioutkastet. Därefter utvecklas penningpolitiken enligt empiriskt skattade så kallade impulsresponsfunktioner (IRF:er) som beskriver hur prognoserna för målvariablerna förändras som svar på en oväntad förändring av styrräntan ("penningpolitisk chock"). Se Andersson och Lundvall (2024) för detaljer.

**Figur 1. Penningpolitiska scenarier från den penningpolitiska beredningen i december 2025**



Anm. Den heldragna blå linjen visar utfall. Vi använder impulsresponser från en penningpolitisk chock, som implementeras under det första kvartalet 2026, för att beräkna de alternativa penningpolitiska scenarierna. Linjerna visar endast punkttestimat och illustrerar inte osäkerheten i impulsresponsen. Det mörkare grå fältet motsvarar 0,25 standardavvikelser från målet, medan det yttre grå fältet motsvarar 0,5 standardavvikelser. KPIF- och KPIFxe-inflationen avser inflationen exklusive den direkta effekten av ändringen av mervärdesskatten på livsmedel (se Sveriges riksbank, 2025).

Källor: Statistiska centralbyrån, Sveriges riksbank och egna beräkningar.

### Analys baserad på den effektiva fronten

Det kan vara svårt att avgöra om ett alternativ är mer effektivt än ett annat bara genom att se på figur 1. Vi använder därför också en mer formell metod, där vi utgår från en förlustfunktion som ofta används i penningpolitisk analys. Förlustfunktionen uttrycker beslutsfattarnas preferenser som en linjär kombination av inflationsgapet och det realekonomiska gapet och definieras som:

$$(1) \quad L = L_{\pi} + \lambda L_y.$$

Här betecknar  $L_{\pi}$  och  $L_y$  de diskonterade summorna av de kvadrerade inflations- och realekonomiska gapen över prognosperioden.<sup>13</sup> Genom att använda kvadrerade gap antar vi implicit att positiva och negativa gap behandlas symmetriskt, och att en ökning av gapet är mer kostsam ju större gapet är initialt. Parametern  $\lambda$  anger hur beslutsfattarna väger realekonomisk stabilisering relativt stabilisering av inflationen. Förlustfunktionen innebär flera förenklingar jämfört med de avvägningar som

<sup>13</sup> Förlusterna diskonteras med en diskonteringsränta ( $\beta = 0,98$ ) varje kvartal, se appendix A för mer information.

beslutsfattarna står inför. Tanken är dock att checklistan som helhet ska ge en mer komplett bild av dessa.

För den givna förlustfunktionen bildar alla tekniskt effektiva penningpolitiska scenarier tillsammans en *effektivitetsfront*, där ett tekniskt effektivt scenario innebär att varken  $L_\pi$  eller  $L_y$  kan minskas utan att den andra ökar (se till exempel Svensson (2012) för en närmare beskrivning).<sup>14</sup> För att härleda en approximativ effektivitetsfront bygger vi vidare på metoden från Barnichon och Mesters (2023), se appendix B.<sup>15</sup>

De svarta kurvorna i figur 2 visar effektivitetsfronter framtagna med utgångspunkt i scenarioutkastet från den penningpolitiska beredningen i december 2025. De fyra panelerna motsvarar olika kombinationer av mått på inflation och realekonomiska gap.<sup>16</sup>

Punkterna i figur 2 visar förlusterna i de tre penningpolitiska scenarierna från figur 1.<sup>17</sup> Som framgår av de övre panelerna ligger både scenariot med en lägre styrränta (röd punkt) och scenarioutkastet (mörkblå punkt) på effektivitetsfronten när resursutnyttjandet mäts med BNP-gapet, medan scenariot med en högre styrränta (ljusblå punkt) ligger utanför. I de nedre panelerna mäts resursutnyttjandet i stället med arbetslöshetsgapet. Här ligger alla scenarier utanför effektivitetsfronten, vilket innebär att inga är tekniskt effektiva. Samtidigt ligger den röda punkten närmast fronten vilket tyder på att en mer expansiv politik skulle kunna vara att föredra.

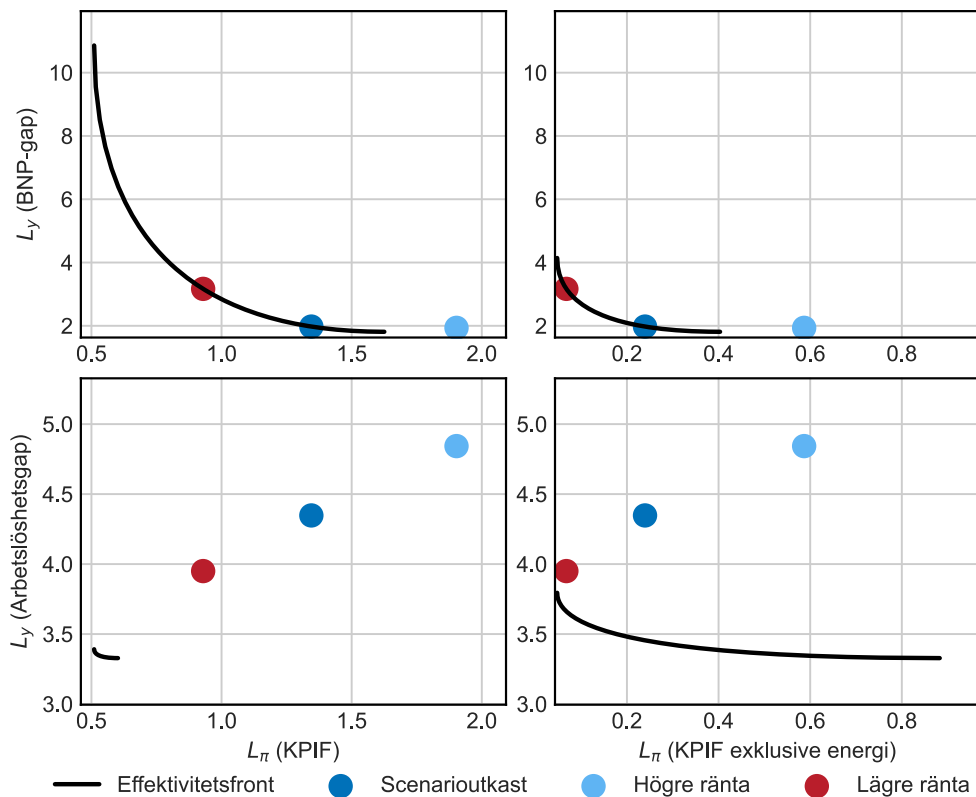
<sup>14</sup> Begreppet effektivitetsfront är nära besläktat med det som ofta kallas en "Taylorkurva" inom penningpolitisk analys (jämför Taylor 1979, 1993).

<sup>15</sup> Se även McKay och Wolf (2023) samt de Groot m.fl. (2021).

<sup>16</sup> Fronten är begränsad (har en ändlig längd, bland annat eftersom  $\lambda$  tillåts endast anta värden i intervallet  $[0, 1000]$ ; se appendix B för detaljer). För närvarande har vi endast IRF:er för en vanlig penningpolitisk chock vid det kommande mötet. För att konstruera en fullständigt effektiv front skulle IRF:er för förändringar i hela prognosen för penningpolitiken krävas. Metoden vi använder för att konstruera en effektivitetsfront är oavsett mycket användbar – både för att bedöma kriterium 3 och, som vi visar nedan, för att bedöma kriterium 4.

<sup>17</sup> Riksbanken introducerade denna metod för att jämföra penningpolitiska scenarier i den penningpolitiska rapporten från oktober 2009. I verktygslådan som vi har utvecklat för att utvärdera checklistan är det enkelt att justera tidsperioden över vilken förlusterna beräknas. En beslutsfattare kan till exempel vilja bortse från förlusterna under det första året, eftersom penningpolitiken har begränsade effekter på inflationen och resursutnyttjandet på kort sikt.

**Figur 2. Effektivitetsfronter och penningpolitiska alternativ från den penningpolitiska beredningen i december 2025**



Anm. Mörkblå punkt = scenarioutkast. Ljusblå punkt = 0,25 procentenheter högre styrränta. Röd punkt = 0,25 procentenheter lägre styrränta. Vi använder impulsresponserna från en penningpolitisk chock, implementerad under nästa kvartal, för att beräkna de alternativa scenarierna. Punkterna motsvarar de genomsnittliga kvadratiska avvikelseerna förknippade med de olika scenarierna. Effektivitetsfronten visar de olika kombinationer av förluster för inflationen och realekonomin som minimerar förlustfunktionen för olika värden på  $\lambda$ .

Källa: Sveriges riksbank och egna beräkningar.

### Analys baserad på bulls-eye-diagram

Vi använder också så kallade bulls-eye-diagram för att bedöma kriterium 3.<sup>18</sup> I diagrammen plottas det genomsnittliga resursutnyttjandet och inflationsgapet för ett specifikt scenario på x- respektive y-axeln. Diagrammen har fyra kvadranter. I scenarier där punkterna hamnar i kvadrant 2 eller 4 (nordöst eller sydväst) föreligger ingen avvägning och penningpolitiken är icke-effektiv. Detta eftersom båda gapen kan minskas med en annan prognos för penningpolitiken.<sup>19</sup> Bulls-eye-diagrammet kan

<sup>18</sup> Norges Bank publicerar regelbundet bulls-eye-diagram i deras penningpolitiska rapport, se till exempel Norges Bank (2025). Federal Reserve Bank of Chicago har också använt bulls-eye-diagram för att visualisera Federal Reserves duala mandat (se till exempel Evans, 2014).

<sup>19</sup> För en enkel teoretisk illustration av grunden för detta diagram kan man titta på den nykeynesianska modellen med tre ekvationer (som består av IS-kurvan, den nykeynesianska Phillipskurvan och en kvadratisk förlustfunktion), där den optimala politiken härleds genom att minimera förlustfunktionen med hänsyn till resten av modellen. Första ordningens villkor för optimalitet under en tidskonsistent politik innebär att förhållandet mellan inflationsgapet och det realekonomiska gapet bör vara lika med förhållandet mellan det realekonomiska gapets vikt i förlustfunktionen och lutningen på Phillips-kurvan. Intuitivt innebär detta att

användas både för att bedöma kriterium 3 och, som vi visar nedan, kriterium 4. Det kan också användas för historieberättande.

Figur 3 visar ett bulls-eye-diagram där resursutnyttjandet mäts med BNP-gapet och inflationsgapet med KPIF-gapet.<sup>20</sup> Scenarioutkastet från december 2025 ligger i kvadrant 3, en av de önskvärda kvadranterna.

Figur 3 visar också att tidigare huvudscenarier ofta har legat utanför de önskvärda kvadranterna. Två exempel är markerade i figur 3. I det första, från den tidiga fasen av pandemin (april 2020), låg prognoserna i kvadrant 4. Produktionen hade då bromsat in betydligt och både inflationen och inflationsförväntningarna var låga. Vid denna tidpunkt var styrräntan 0 procent och Riksbanken hade redan genomfört stora tillgångsköp. Det innebar att utrymmet för en mer expansiv penningpolitik var begränsat. Dessutom rådde stor osäkerhet om BNP-gapets storlek.<sup>21</sup>

Det andra exemplet är hämtat från den penningpolitiska rapporten i februari 2022, som publicerades två veckor före Rysslands fullskaliga invasion av Ukraina. Scenariot innebar att båda gapen var positiva. Bedömningen var dock att en expansiv politik behövdes för att stabilisera inflationen vid målet på medellång sikt. Inflationen hade i genomsnitt legat under målet de föregående åren, vilket ledde till en viss tolerans för att inflationen tilläts skjuta över målet. Strax efter det penningpolitiska mötet i februari stod det dock klart att inflationen skulle bli högre än förväntat, och penningpolitiken stramades åt. Som en följd skiftade prognoserna i senare penningpolitiska rapporter till kvadrant 4, med både negativa BNP-gap och inflation under målet. Vid dessa tillfällen ansåg Riksbanken att risken för varaktigt hög inflation var stor, och att det var viktigt att inflationen snabbt skulle sjunka tillbaka.

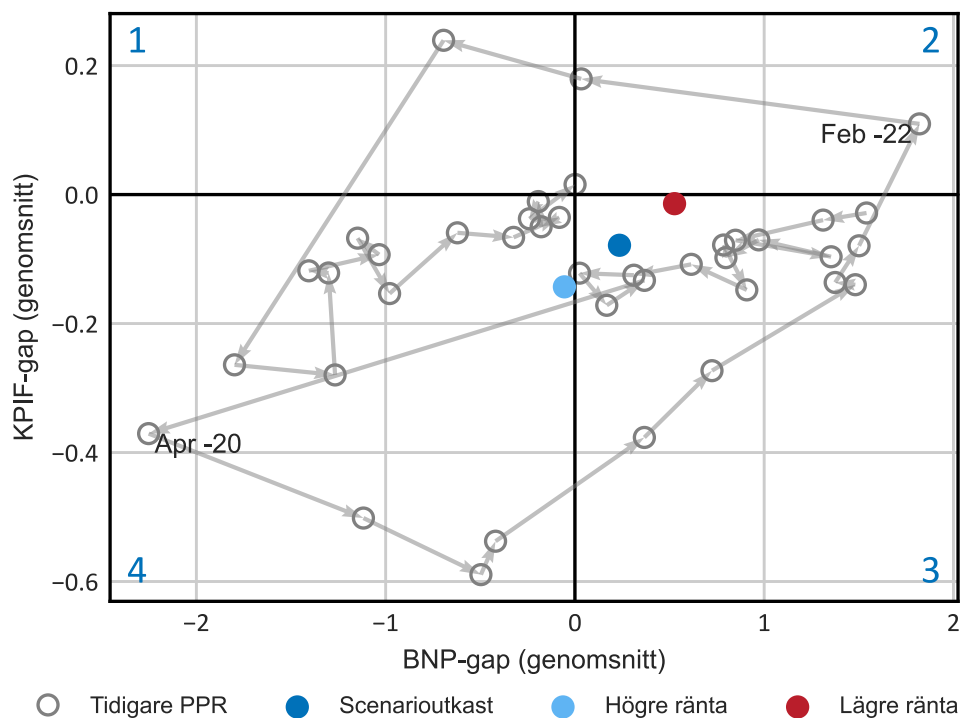
---

centralbanken balanserar avvikelser från inflationsmålet och realekonomisk balans utifrån deras relativa betydelse i förlustfunktionen och utifrån hur inflationen påverkas av den ekonomiska aktiviteten.

<sup>20</sup> Fokus ligger på de två sista åren av prognosperioden. Det gör jämförelser över tid mer meningsfulla, både eftersom penningpolitiken har begränsad inverkan på kort sikt och eftersom ekonomins utgångsläge kan skilja sig avsevärt mellan olika penningpolitiska beredningar.

<sup>21</sup> Om de prognostiserade realekonomiska gapen inte på ett korrekt sätt fångade upp utbudsbegränsningar under pandemin – till exempel om utbudsstörningar som drabbade ekonomin inte fångades upp i det uppmätta realekonomiska gapet – skulle detta ha varit en anledning att avvika från kontrollpunkten och lägga större vikt vid att stabilisera inflationen.

**Figur 3. Bulls-eye från den penningpolitiska beredningen i december 2025 och tidigare penningpolitiska rapporter.**



Anm. Mörkblå punkt = scenarioutkast. Ljusblå punkt = 0,25 procentenheter högre styrränta. Röd punkt = 0,25 procentenheter lägre styrränta. Vi använder impulsresponserna från en penningpolitisk chock, genomförd under nästa kvartal, för att beräkna de alternativa scenarierna. Punkterna motsvarar de genomsnittliga gapen, beräknade över de två sista åren i prognosen, som är förknippade med de olika scenarierna. Den första punkten i figuren är från den penningpolitiska rapporten från februari 2018.

Källa: Sveriges riksbank och egna beräkningar.

#### 4.4 Är penningpolitiken flexibel?

De två kontrollpunkterna under detta kriterium anger att både inflationen och resursutnyttjandet normalt bör stabiliseras inom prognosperioden, och att det bör råda en rimlig balans mellan uppfyllandet av inflationsmålet och stabilisering av resursutnyttjandet.

##### Kontrollpunkt 4.1 (inflations- och realekonomisk stabilisering)

För att bedöma om detta är uppfyllt granskas först scenarioutkastet i figur 1. Om inflationen stabiliseras vid målet och det reala gapet stabiliseras nära noll, vilket var fallet i december 2025, är kontrollpunkt 4.1 uppfylld.

##### Kontrollpunkt 4.2 (inget gap avsevärt större än det andra)

För att utvärdera kontrollpunkt 4.2, som anger att det ena gapet inte bör vara avsevärt större än det andra, kan bulls-eye-diagrammet användas. Som framgår av figur 3 uppfyller scenarioutkastet från policyomgången i december 2025 även denna kontrollpunkt (när man använder BNP-gapet som mått på det realekonomiska gapet).

## 4.5 Är penningpolitiken robust?

### Kontrollpunkt 5.1 (Penningpolitiken kan anpassas)

Den första kontrollpunkten under detta kriterium anger att rimliga riskscenarier ska ge acceptabel måluppfyllelse och att penningpolitiken inte på ett otillbörligt sätt ska öka sårbarheten mot framtida störningar. Vi utvärderar detta med hjälp av riskscenarier.

Vi konstruerar riskscenarierna genom att med hjälp av strukturella och empiriska modeller addera chocker till scenarioutkastet. Vid behov kan vi även justera antaganden om ekonomins funktionssätt.<sup>22</sup>

Utöver de kvantitativa riskscenarierna beaktar vi även flera kvalitativa riskscenarier vid analysen av kontrollpunkt 5.1. Dessa presenteras vanligtvis i en stiliserad tabell som visar kombinationer av rimliga ekonomiska utvecklingar och penningpolitiska åtgärder. Vi fokuserar på att identifiera riskscenarier där penningpolitiken inte enkelt kan justeras för att uppnå acceptabla resultat. Vi ägnar ofta särskild uppmärksamhet åt risker som är endogena för penningpolitiken, särskilt risken för att inflationsförväntningarna avankras.

O visar några kvalitativa riskscenarier som diskuterades under beredningen i december 2025. Scenarierna fokuserade på två nyckelantaganden: bedömningen av inflationstrycket och den ekonomiska återhämtningen. Varje rad i tabellen representerar ett riskscenario, och varje kolumn motsvarar ett penningpolitiskt alternativ. Det huvudsakliga syftet med tabellen är att se om penningpolitiken skulle leda till acceptabla resultat även under realistiska alternativa antaganden. Vissa av riskscenarierna tyder på att ytterligare åtstramningar eller justeringar av den penningpolitiska inriktningen skulle behövas om de realiserades. Men bedömningen i december 2025 var att prognosen för penningpolitiken i scenarioutkastet gav tillräckligt stort handlingsutrymme för att hantera dessa risker om de skulle realiseras.

---

<sup>22</sup> För en diskussion om Riksbankens användning av alternativa scenarier, se Seim (2025).

**Tabell 2. Riskscenarier för policyöverväganden från den penningpolitiska beredningen i december 2025**

	Lättare penningpolitik på kort sikt	Penningpolitik enligt scenarioutkastet	Stramare penningpolitik på kort sikt
<b>Högre inflationstryck</b>	Vissa förändringar i den penningpolitiska inriktningen krävs	Behövs ytterligare åtstramning, men ingen väsentlig förändring av den penningpolitiska inriktningen	Politiken är relativt välavvägd
<b>Lägre inflationstryck</b>	Penningpolitiken är relativt välavvägd	Penningpolitiken är för stram, vissa förändringar i penningpolitiken krävs	Viss förändring av den penningpolitiska inriktningen krävs
<b>Högre resursutnyttjande och starkare ekonomisk återhämtning</b>	Politiken är för expansiv, en tydlig åtstramning krävs. Möjlig effekt på inflationsförväntningarna	Penningpolitiken räcker inte för att stabilisera resursutnyttjandet och inflationen, ytterligare åtstramning behövs	Politiken är relativt välavvägd
<b>Lägre resursutnyttjande och svagare ekonomisk återhämtning</b>	Penningpolitiken är relativt välavvägd	Penningpolitiken är för stram, vissa förändringar i den penningpolitiska inriktningen krävs	Förändring av den penningpolitiska inriktningen nödvändig. Möjliga effekter på inflationsförväntningarna

Anm. En ekonomisk utveckling med högre resursutnyttjande och starkare ekonomisk återhämtning skulle kunna bero på en underskattning av konjunkturdynamiken eller större effekter än väntat av de finanspolitiska stimulansåtgärderna. En ekonomisk utveckling med lägre resursutnyttjande och svagare ekonomisk återhämtning skulle i stället kunna bli verklighet om den svaga arbetsmarknaden är en bättre indikator på det aktuella resursutnyttjandet eller om den globala efterfrågan utvecklas svagare än väntat.

Källa: Sveriges riksbank.

### Kontrollpunkt 5.2 och 5.3 (cross-check av penningpolitiken)

Den andra och tredje kontrollpunkten under detta kriterium säger att prognosen för penningpolitiken bör ligga rimligt nära enkla penningpolitiska regler (på kort sikt) respektive rimligt nära externa prognosmakares förväntningar.

För den andra kontrollpunkten använder vi en uppsättning enkla regler som beskrivs i appendix C. Som indata till reglerna används prognoser från scenarioutkastet respektive från Konjunkturinstitutet (KI).

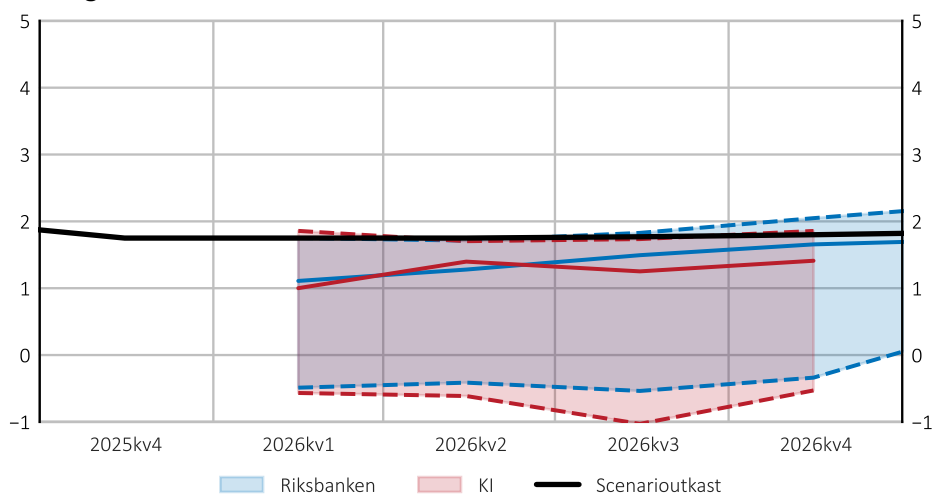
Figur 4 visar prognosen för styrräntan i scenarioutkastet från december 2025 (den svarta linjen), tillsammans med ränteprognoserna från de enkla reglerna. Det blå skuggade området baseras på indata från scenarioutkastet. Intervallet anger det lägsta och högsta värdet som reglerna ger, medan den blå linjen anger medianen. Det röda skuggade området och den röda linjen visar motsvarande resultat från reglerna med indata från KI.

I figuren ligger styrräntan i scenarioutkastet i övre delen av båda intervallen. Regler som använder arbetslösheten som mått på resursutnyttjandet ligger generellt i den

nedre delen av intervallet och innebär därför en lägre styrränta. Flera regler som använder BNP-gapet ligger dock förhållandevis nära styrräntan i scenarioutkastet. Detta gäller oavsett om indata hämtas från scenarioutkastet eller KI.

Intervallet från de enkla reglerna används också som en kontroll av om scenarioutkastet är realistiskt (kriterium 1). Om prognosen för styrräntan ligger utanför det blå området kan det ge anledning att ifrågasätta scenarioutkastets realism.

**Figur 4. Enkla regler för penningpolitiken i närtid från den penningpolitiska beredningen i december 2025**

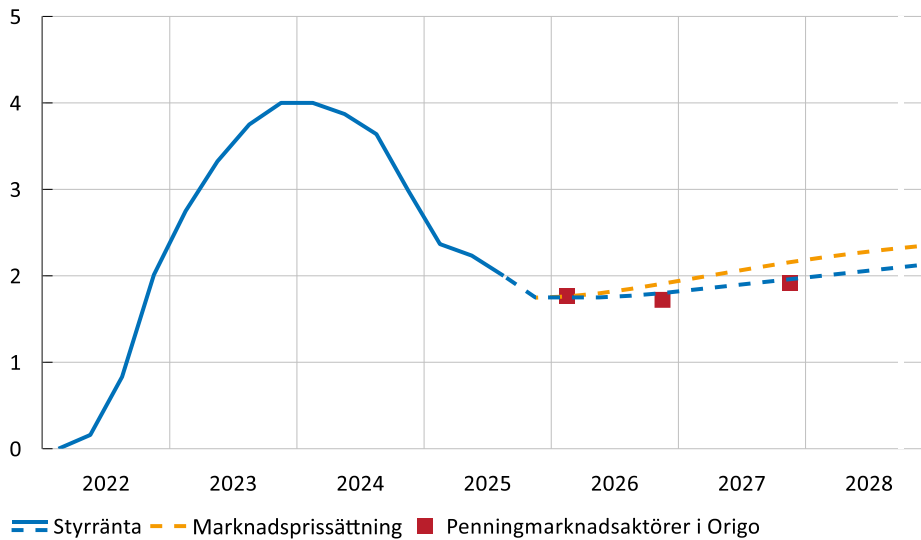


Anm. Det blå fältet illustrerar minimum och maximum för en uppsättning penningpolitiska regler, där prognoserna för inflation och realekonomin i scenarioutkastet antas vara givna. Den blå linjen visar medianvärdet för dessa regler. Det röda fältet (linjen) illustrerar minimum- och maximumvärdena (medianvärdet) för samma regler, med prognoser från Konjunkturinstitutet som indata.

Källor: Konjunkturinstitutet, Sveriges Riksbank och egna beräkningar.

För den tredje kontrollpunkten jämförs prognosen för styrräntan i scenarioutkastet med marknadens förväntningar enligt terminsprissättning och enkätbaserade förväntningar. Figur 5 visar att styrräntan i scenarioutkastet inte avvek väsentligt från marknadsförväntningarna, vilket tyder på att det byggde på realistiska antaganden.

**Figur 5. Marknadens förväntningar inför det penningpolitiska mötet i december 2025**



Anm. Den gula streckade linjen visar marknadsbaserade förväntningar enligt terminsprissättningen. De röda markeringarna visar enkätbaserade förväntningar på styrräntan enligt Origo Groups månatliga enkät bland penningmarknadsaktörer. Den blå heldragna linjen visar styrräntans historik och den blå streckade linjen visar styrränteprognozen i scenarioutkastet.

Källor: Origo Group och Sveriges riksbank.

#### Kontrollpunkt 5.4 (Små steg)

Den fjärde kontrollpunkten säger att styrränteförändringar normalt bör göras i små steg (till exempel 0,25 procentenheter), vilket är enkelt att verifiera. Prognosen för styrräntan i scenarioutkastet var förenlig med denna kontrollpunkt.

## 4.6 Är penningpolitiken förutsägbar?

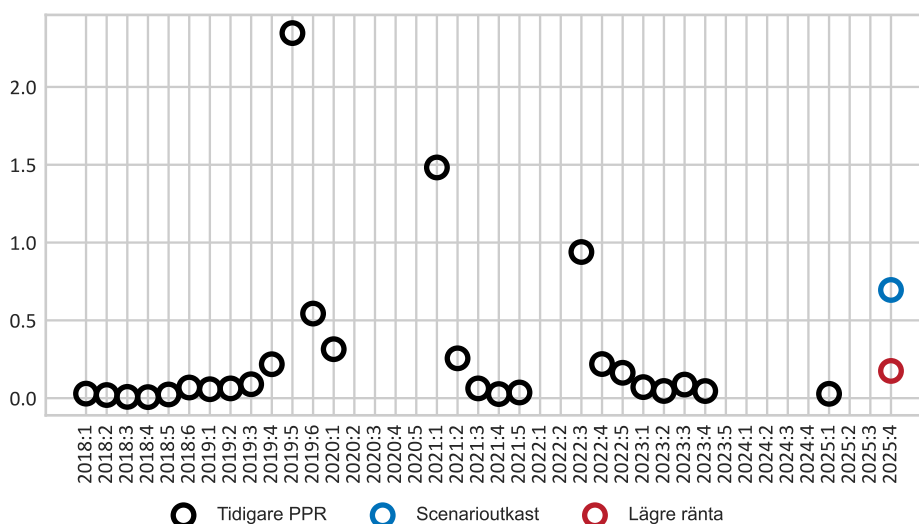
#### Kontrollpunkt 6.1 (Stabila preferenser)

För att utvärdera om preferenserna är stabila beräknar vi den vikt på realekonomin ( $\lambda$ ) som impliceras av scenarioutkastet. Det görs genom att beräkna tangenten till effektivitetsfronten i Figur 2, i den punkt där fronten möter scenarioutkastet. Metoden bygger vidare på Barnichon och Mesters (2023), och beräknar ett värde på  $\lambda$  för givna IRF:er och prognoser. Se appendix B för detaljer.

Det är naturligt att  $\lambda$  skiftar något över tid, till exempel på grund av förändringar i direktionens sammansättning eller andra överväganden som inte fångas av den enkla förlustfunktionen. Det kan till exempel handla om robusthet eller finansiell stabilitet. Den relativa vikten bör dock förbli rimligt stabil över tid. Ett  $\lambda$  som varierar kraftigt över tid kan tyda på frekventa preferensförändringar, vilket minskar förutsägbarheten.

Figur 6 illustrerar de  $\lambda$  som impliceras av Riksbankens publicerade prognoser samt av två av de tre penningpolitiska scenarier som visas i figur 1, givet antagandet att de penningpolitiska besluten var optimala (se appendix B).<sup>23</sup> I figuren används KPIF och BNP-gapet som målvariabler. I de flesta fall ligger vikten på realekonomin nära noll, men i några få fall avviker  $\lambda$  mer tydligt. Så var det till exempel i början av den penningpolitiska åtstramningsfasen 2022. Vid beredningen i december 2025 låg scenarioutkastet högre än det historiska mönstret, vilket implicerar en högre vikt på realekonomin än normalt. Scenariot med lägre ränta (röd punkt) var mer i linje med det historiska mönstret. Men när vi istället använder underliggande inflation (KPIF exklusive energi) som inflationsmått i beräkningen är även scenarioutkastet i linje med det historiska mönstret.

**Figur 6. Implicita lambda från den penningpolitiska beredningen i december 2025 och från tidigare penningpolitiska rapporter, med KPIF och BNP-gapet som argument i förlustfunktionen**



Anmärkning. Mörkblå cirkel = scenarioutkast. Röd cirkel = 0,25 procentenheter lägre styrränta. Svarta cirklar = historiska penningpolitiska beslut. Vi använder impulsresponserna från en penningpolitisk chock, implementerad första kvartalet 2026, för att beräkna de alternativa scenarierna. Cirkelarna motsvarar de implicita värdena på  $\lambda$ . Observationer och scenarier där penningpolitiken inte har varit på den effektiva fronten har exkluderats.

Källa: Sveriges riksbank och egna beräkningar.

### Kontrollpunkt 6.2 (Reaktionsfunktion)

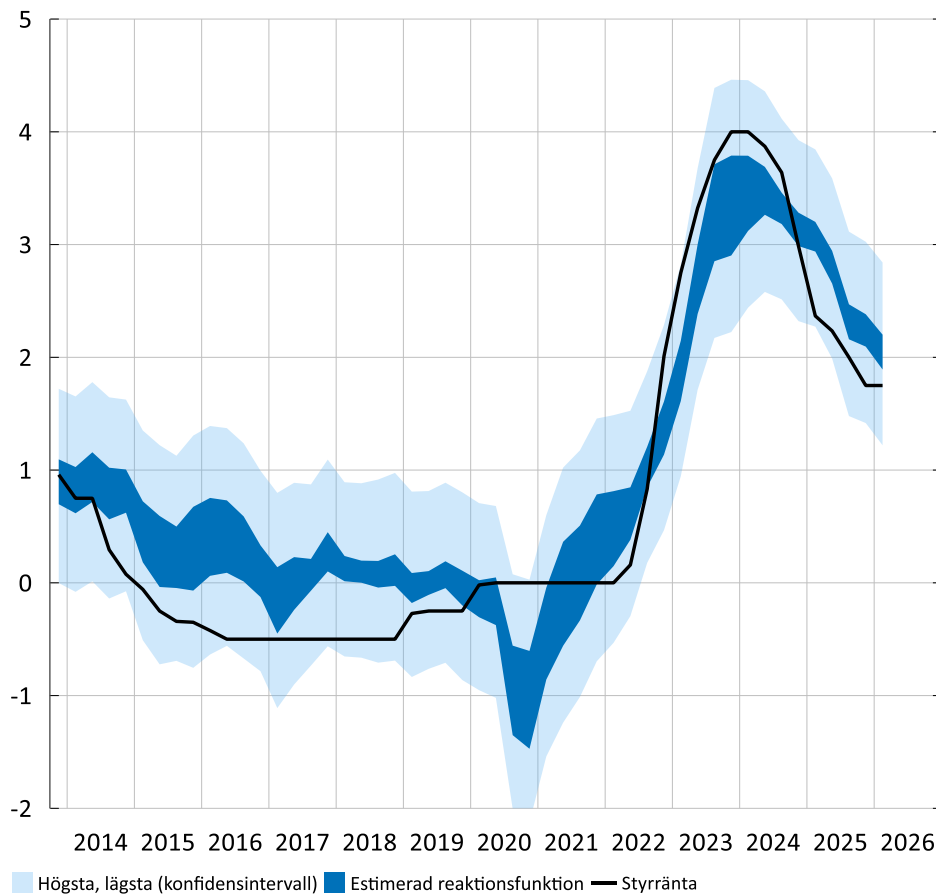
Här jämför vi styrräntan i scenarioutkastet i närtid med estimerade reaktionsfunktioner som beskrivs mer detaljerat i Gustafsson och Nessén (2026). Till skillnad från de enkla reglerna i figur 4 fångar de estimerade reaktionsfunktionerna Riksbankens tidigare beteende. Funktionerna kopplar styrräntan till realtidsdata för

<sup>23</sup> Rapporter där penningpolitiken inte legat på den effektiva fronten har exkluderats, liksom scenariot med högre styrränta från beredningen i december 2025, som inte heller det låg på fronten. En möjlig anledning att penningpolitiken inte är på den effektiva fronten kan vara att beslutsfattarna tagit hänsyn till faktorer som inte fångas i den enkla förlustfunktionen.

inflationen, resursutnyttjandet, ett mått på den långsiktiga nominella räntan samt tidigare styrräntenivåer (för att tillåta ränteutjämning). Reaktionsfunktionerna svarar på frågan vad styrräntan skulle sättas till, givet Riksbankens prognoser för inflation och resursutnyttjande, under antagandet att Riksbanken följer sin historiska reaktionsfunktion.

Figur 7 visar estimerade reaktionsfunktioner jämfört med styrräntan i scenarioutkastet. En styrränta som på kort sikt avviker väsentligt från de estimerade reaktionsfunktionerna kan tyda på en förändring i reaktionsmönstret, en förskjutning av preferenser eller upplevda risker, eller en reaktion på andra förändringar i förutsättningarna. I scenarioutkastet från december 2025 låg styrräntan vid det kommande mötet inom konfidensintervallet (men under intervallet för punkttestimat) för reaktionsfunktionerna.

**Figur 7. Estimerade reaktionsfunktioner från den penningpolitiska beredningen i december 2025**



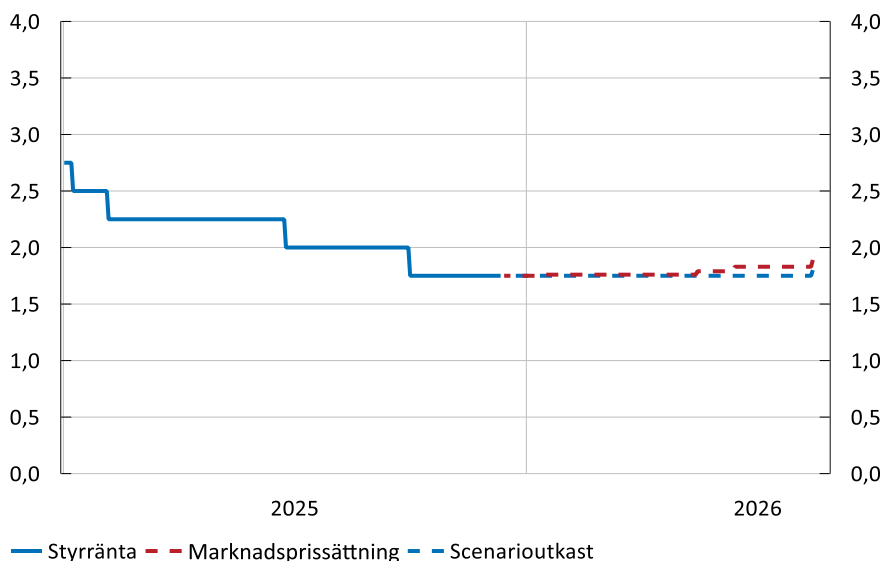
Anm. Det blå fältet visar intervallet mellan den högsta och den lägsta styrräntan enligt de uppskattade reaktionsfunktionerna. Det ljusblå fältet visar det högsta och det lägsta värdet på styrräntan med hjälp av 95-procentiga konfidensintervall från de olika uppskattningarna.

Källor: Sveriges riksbank och egna beräkningar.

### Kontrollpunkt 6.3 (Externa prognosmakare)

Förutsägbarheten bedöms också genom att jämföra styrräntan i scenarioutkastet med marknadsprissättningen och externa prognoser. Figur 8 visar marknadens förväntningar på styrräntan vid kommande penningpolitiska möten, baserat på så kallade RIBA-terminkontrakt. Figuren visar att förväntningarna inför det penningpolitiska mötet i december 2025 stämde väl överens med styrräntepronosen i scenarioutkastet.

**Figur 8. Marknadens förväntningar (per penningpolitiskt möte) i närtid, inför det penningpolitiska mötet i december 2025**



Anm. Den heldragna linjen avser historiska utfall för styrräntan. Marknadsprissättningen baseras på den implicita styrräntan vid kommande penningpolitiska möten, beräknad med hjälp av RIBA-kontrakt från 2025-12-02. Inför det penningpolitiska mötet i december 2025 gjorde en ovanligt låg handelsaktivitet uppskattningarna osäkra. Marknadsprissättningen baserad på STINA-kontrakt indikerade en något högre styrränta under hela denna period.

Källor: Sveriges riksbank.

## 4.7 Är penningpolitiken proportionerlig?

Kontrollpunkt 7.1 anger att okonventionell penningpolitik inte ska skapa oacceptabelt höga finansiella risker. Detta behöver konkretiseras när kontrollpunkten tillämpas i praktiken.

Enligt riksbankslagen ska Riksbanken beakta effekterna av penningpolitiken på sin balansräkning (1 kap. 8 §). För att analysera hur en viss styrräntepronosis påverkar riskerna på balansräkningen använder vi ett analysverktyg utvecklat av Vestin m.fl. (2025). Vid en föreslagen förändring av balansräkningen i penningpolitiskt syfte undersöker vi också om den innebär en risk för att eget kapital (i scenarioutkastet eller i rimliga riskscenarier) understiger den lagstadgade miniminivån.

Vid beredningen i december 2025 diskuterades ingen förändring av balansräkningen i penningpolitiskt syfte.

## 5 Avslutande reflektioner

Även om checklistan har visat sig värdefull i vår tillämpning finns det skäl att reflektera över dess begränsningar och applicerbarhet för andra centralbanker. En möjlig invändning är att den riskerar att fungera som en tvångströja – ett alltför schematiskt ramverk i ett beslutsområde där omdöme, erfarenhet och intuition spelar en central roll. En annan invändning är att den kan vara svår att använda när penningpolitiska beslut fattas i grupp, snarare än av en enskild beslutsfattare.

Dessa invändningar är förståeliga, men vi menar att de kan bemötas. Checklistan är inte avsedd att mekanisera beslutsfattandet eller ersätta bedömningar. Tvärtom lämnar den utrymme för diskretion, inte minst i hur kriterierna tolkas och vägs mot varandra. Den kan också samexistera med olika typer av heuristiska angreppssätt, såsom tumregler eller mer narrativ analys. Snarare än att ersätta sådana angreppssätt fungerar den som ett stöd: ett sätt att systematisera, utvärdera och kommunicera bedömningarna.

När beslut fattas i grupp kan checklistan dessutom fylla en särskilt viktig funktion. Den kan fungera som en gemensam referensram som strukturerar diskussionerna, tydliggör var det finns samsyn och var oenighet kvarstår. Samtidigt finns det en risk att ett alltför strikt användande hämmar flexibiliteten eller dämpar värdefullt oliktankande. Hur checklistan används i praktiken är därför avgörande.

Sammantaget bör checklistan ses som ett verktyg som stöder, men inte styr, beslutsfattandet. Dess främsta bidrag är att främja tydlighet, konsekvens och ansvarsutkrävande, samtidigt som den lämnar utrymme för olika perspektiv.

Det är också viktigt att betona att checklistan inte är universellt tillämpbar i sin nuvarande form. Den behöver anpassas till varje centralbanks institutionella förutsättningar, mål och arbetsformer. Kriterierna uttrycker breda ambitioner som sannolikt delas av många, men de konkreta kontrollpunkterna måste justeras utifrån den specifika kontexten. De bör därför ses som levande komponenter som kan utvecklas i takt med förändrade omständigheter och erfarenheter. Målsättningen är att upprätthålla ett ramverk som stödjer en penningpolitik som är systematisk, transparent och väl förankrad i analys, och som därigenom ytterst bidrar till prisstabilitet.

## Referenser

- Andersson, Björn och Henrik Lundvall (2024), "Effekter av penningpolitiken", *Ekonomiska kommentarer* nr 16, Sveriges riksbank.
- Barnichon, Régis och Geert Mesters (2023), "A sufficient statistics approach for macro policy", *American Economic Review*, vol. 113, nr, s. 2809–2845.
- Brainard, William C. (1967), "Uncertainty and the effectiveness of policy", *American Economic Review*, vol. 57, nr 2, s. 411–425.
- Campbell, Jeffrey R., Charles L. Evans, Jonas D. M. Fisher och Alejandro Justiniano (2012), "Macroeconomic effects of Federal Reserve forward guidance", *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring 2012, s. 1–80.
- Corbo, Vesna och Ingvar Strid (2020), "MAJA: A two-region DSGE model for Sweden and its main trading partners", Working Paper nr 391, Sveriges riksbank.
- de Groot, Oliver, Falk Mazelis, Roberto Motto och Annukka Ristiniemi (2021), "A toolkit for computing Constrained Optimal Policy Projections (COPPs)", Working Paper nr 2555, European Central Bank.
- Evans, Charles L. (2014), "Monetary goals and strategy", tal vid den årliga Hyman P Minsky-konferensen om läget i den amerikanska och den globala ekonomin den 9 maj, Washington, DC.
- Board of Governors of the Federal Reserve System (2018), *Monetary Policy Report*, juli.
- Goodfriend, Marvin (1991), "Interest rates and the conduct of monetary policy", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 34, s. 7–30.
- Gustafsson, Peter och Marianne Nessén (2026), "Har Riksbankens penningpolitik varit förutsägbar? Evidens från skattade reaktionsfunktioner", *Penning- och valutapolitik*, nr 1, s. 54–69, Sveriges riksbank.
- McKay, Alistair och Christian K. Wolf (2023), "What can time-series regressions tell us about policy counterfactuals?" *Econometrica*, vol. 91, nr 5, s. 1695–1725.
- Norges Bank (2005), *Inflasjonsrapport med pengepolitiske vurderinger 1/2005*, mars.
- Norges Bank (2010), *Pengepolitisk rapport 3/2010*, oktober.
- Norges Bank (2012), *Pengepolitisk rapport 1/2012*, mars.
- Norges Bank (2025), *Pengepolitisk rapport 4/2025*, december.
- Orphanides, Athanasios och John C. Williams (2008), "Learning, expectations formation and the pitfalls of optimal control monetary policy", *Journal of Monetary Economics*, vol. 55 (supplement), s. 80–96.

Orphanides, Athanasios och John C. Williams (2013), "Monetary policy mistakes and the evolution of inflation expectations", i *The Great Inflation: The Rebirth of Modern Central Banking*, Michael D. Bordo och Athanasios Orphanides (red.), University of Chicago Press.

Qvigstad, Jan F. (2006), "When does an interest rate path 'look good'? Criteria for an appropriate future interest rate path—A practical approach to policy decisions", Working Paper nr 2006/5, Norges Bank.

Sack, Brian (1998), "Uncertainty, learning, and gradual monetary policy", Finance and Economics Discussion Series 1998-34, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Seim, Anna (2025), "The role of alternative scenarios in monetary policy communication", anförande vid paneldiskussionen "Central bank communication: current challenges" vid ECB:s forum om Central Banking 2025 i Sintra den 2 juli, Portugal.

Sjödin, Maria (2026), "Riksbankens mål, mandat och processen bakom ett penningpolitiskt beslut", *Penning- och valutapolitik*, nr 1, s. 6–10, Sveriges riksbank.

Svensson, Lars E.O. (2005a), "Monetary policy with judgement: Forecast targeting", *International Journal of Central Banking*, vol. 1, nr 1, s. 1–54.

Svensson, Lars E. O. (2005b), "Targeting versus instrument rules for monetary policy: What is wrong with McCallum and Nelson?", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 87, nr 5, s. 613–625.

Svensson Lars E.O. (2011), "Inflation targeting", kapitel 22 i *Handbook of Monetary Economics*, vol. 3B, Benjamin M. Friedman och Michael Woodford (red.), Elsevier.

Svensson, Lars. E.O. (2012), "Evaluating monetary policy", kapitel 10 i *The Taylor Rule and the Transformation of Monetary Policy*, Evan F. Koenig, Robert Leeson och George A. Kahn (red.), Hoover Institution Press.

Sveriges riksbank (2017), *Riksbankens erfarenheter av att publicera reporänteprognoser*, Riksbankstudier, juni.

Sveriges riksbank (2025), *Penningpolitisk rapport*, september.

Taylor, John B. (1979), "Estimation and control of a macroeconomic model with rational expectations", *Econometrica*, vol. 47, nr 5, s. 1267–1286.

Taylor, John B. (1993), "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, s. 195–214.

Taylor, John B. (1999), "A historical analysis of monetary policy rules", kapitel 7 i *Monetary Policy Rules*, John B. Taylor (red.), University of Chicago Press.

Taylor, John B. och John C. Williams (2011), "Simple and robust rules for monetary policy", kapitel 15 i *Handbook of Monetary Economics*, vol. 3B, Benjamin M. Friedman och Michael Woodford (red.), Elsevier.

Vestin, David, Anders Vredin och Magnus Åhl (2025), "Central bank capital and independence: A quantitative case study", i *Central Bank Capital in Turbulent Times. Contributions to Finance and Accounting*, Dirk Broeders, Aerd Houben och Matteo Bonetti (red.), Springer.

Woodford, Michael (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.

## APPENDIX A – En förlustfunktion för att mäta måluppfyllelse

I tillämpningen av checklistan används olika verktyg för att utvärdera olika penningpolitiska scenarier. Flera av verktygen bygger på en förlustfunktion. Nedan beskrivs den förlustfunktion som vi använder i dessa verktyg.

Förlustfunktionen är ett kvantitativt mått på måluppfyllelse. Vi har valt en som ofta används i den akademiska litteraturen och specificerar den som

$$L = L_{\pi} + \lambda L_y = \sum_{h=0}^H \beta^h (\pi_h - 2)^2 + \lambda \sum_{h=0}^H \beta^h y_h^2,$$

där  $L_{\pi}$  är förlusten som kommer av avvikelser från inflationsmålet aggregerat över tid,  $L_y$  är förlusten av ett resursutnyttjande ur balans aggregerat över tid, och  $H$  är den tidsperiod över vilken vi mäter förlusterna. Förlustfunktionen kan användas för att bedöma penningpolitikens effektivitet, flexibilitet och förutsägbarhet.

Förlustfunktionen har följande egenskaper: (i) förlusterna är separerbara i tiden, så att förlusten under en period inte påverkar förlusten under en annan period, (ii) förlusterna är separerbara mellan målvariablerna, (iii) de relativa vikterna för de två variablerna är konstanta över tid, (iv) förlusterna är symmetriska, det vill säga, det är lika kostsamt med positiva som negativa avvikelser från målet, och slutligen (v) kostnaden av ökade avvikelser är större om avvikelserna redan är stora än om de är små.

## APPENDIX B – Konstruktion av alternativa penningpolitiska scenarier och den effektiva fronten

För att konstruera alternativa penningpolitiska scenarier använder vi scenarioutkastets prognoser för inflationen och realekonomin,  $f_{\pi h}$  och  $f_{yh}$ , samt impulsresponsfunktioner (IRF:er),  $R_{\pi h}$ ,  $R_{yh}$ , som följer av en penningpolitisk chock,  $s \in \{\pm 25 \text{ bps}, \pm 50 \text{ bps}\}$ .  $h$  är perioden i prognosen, som hos Riksbanken för närvarande sträcker sig över intervallet  $h \in \{0, \dots, 12\}$  (från innevarande kvartal till 12 kvartal framåt i tiden). När IRF:erna är linjära kan de resulterande scenarioprognoserna  $p_{xh}$  för inflationen och realekonomin skrivas som

$$p_{xh} = f_{xh} + sR_{xh}, \quad x \in \{\pi, y\}.$$

### Beräkning av den optimala chockstorleken i en linjär modell med kvadratiska preferenser

Vi har en förlustfunktion  $L$ , IRF:er  $R_h$  och prognoser  $f_h$  för inflationen  $\pi_h$  och resursutnyttjandet  $y_h$ . Det maximala antalet perioder i prognosen är  $H$ . Vi kan specificera en förlustfunktion för ett givet scenario som

$$L = \sum_{h=0}^H \beta^h [(\pi_h - 2)^2 + \lambda y_h^2].$$

Detta uttryck kan skrivas om som en kombination av prognoser och de IRF:er som följer av den penningpolitiska chocken,  $s$ :

$$L = \sum_{h=0}^H \beta^h [(f_{\pi h} - 2 + s \cdot R_{\pi h})^2 + \lambda (f_{yh} + s \cdot R_{yh})^2].$$

Den optimala chockstorleken,  $s^*$ , är den som minimerar förlustfunktionen. När vi minimerar förlustfunktionen med avseende på chockens storlek får vi följande första ordningens villkor:

$$\sum_{h=0}^H \beta^h [R_{\pi h}(f_{\pi h} - 2 + s^* \cdot R_{\pi h}) + \lambda R_{yh}(f_{yh} + s^* \cdot R_{yh})] = 0.$$

Vi löser ekvationen för  $s^*$  för att skriva chocken som en funktion av prognoser och IRF:er:

$$s^* = - \frac{\sum_{h=0}^H \beta^h [R_{\pi h}(f_{\pi h} - 2) + \lambda R_{yh} f_{yh}]}{\sum_{h=0}^H \beta^h (R_{\pi h}^2 + \lambda R_{yh}^2)}.$$

De optimala prognoserna  $p_{\lambda xh}^*$  för inflation och resursutnyttjande och ett givet  $\lambda$  kan skrivas som

$$p_{\lambda xh}^* = f_{xh} + s_{\lambda}^* R_{xh}, \quad x \in \{\pi, y\}$$

Där  $s_{\lambda}^*$  är den optimala storleken på den penningpolitiska chocken för en given vikt på realekonomin  $\lambda$ . Genom att använda oss av prognoserna och IRF:erna kan vi därför beräkna förlusterna för en rad olika värden på  $\lambda$  (i vår tillämpning i artikeln beräknar vi  $\lambda \in [0, 1000]$ ) för att konstruera effektivitetsfronten – de kombinationer av

förluster för inflationen och realekonomin som minimerar förlustfunktionen för alla relevanta värden på  $\lambda$ .

### Implicit $\lambda$

I samband med publikationen av varje penningpolitisk rapport publiceras också en prognos för de variabler som är viktiga för Riksbankens penningpolitik. För en given förlustfunktion är det därför möjligt att beräkna en förlust kopplad till det beslut om penningpolitiken som togs i samband med publiceringen av rapporten. Ovan visar vi hur man hittar den optimala chockstorleken, det vill säga storleken på den chock till styrräntan som minimerar beslutsfattarens förlustfunktion. I beräkningen av implicita  $\lambda$  antar vi att de prognostiserade banorna är optimala och sätter därför den optimala chockstorleken till noll. För varje prognostillfälle kan vi använda ekvationen för den optimal chockstorleken, sätta  $s^* = 0$  och lösa denna för  $\lambda$ , för att på så vis hitta den implicita avvägningen:

$$\lambda = - \frac{\sum_{h=0}^H \beta^h R_{\pi h} (f_{\pi h} - 2)}{\sum_{h=0}^H \beta^h R_{y h} f_{y h}}$$

## APPENDIX C – Enkla penningpolitiska regler

Enkla penningpolitiska regler specificerar hur styrräntan bör reagera på den information som är tillgänglig för beslutsfattaren. Mer specifikt anger de ett samband mellan styrräntan och ett fåtal indikatorer på inflation och resursutnyttjande. Vissa regler inkluderar styrräntan i föregående period. Ett vanligt uttryck för enkla penningpolitiska regler är:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[r^* + \pi_t + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta(y_t - y^*)].$$

Styrräntan,  $i_t$ , antas bero på föregående periods styrränta, en långsiktig realränta,  $r^*$ , den faktiska inflationen, avvikelsen från inflationsmålet och avvikelsen från normalt resursutnyttjande (ett realekonomiskt gap). Här betecknar \* potentiella variabler eller mål för variabler (till exempel är  $\pi^*$  inflationsmålet). Vanliga mått på resursutnyttjandet är BNP-gapet eller arbetslöshetsgapet.  $\rho$  fångar upp graden av ränteutjämnning (normalt mellan 0 och 1), medan  $\alpha$  och  $\beta$  bestämmer hur mycket styrräntan reagerar på avvikelser från inflationsmålet och från ett normalt resursutnyttjande.

Inspirerade av Federal Reserve Bank of Cleveland, beräknar vi flera olika enkla styrregler som listas nedan.<sup>24</sup>

- Taylor (1993)
  - $i_t = r^* + \pi_t + 0,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5(y_t - y^*)$
- Taylor (1993) med kärninflation (det vill säga exklusive energi)
  - $i_t = r^* + \pi_t^{XE} + 0,5(\pi_t^{XE} - \pi^*) + 0,5(y_t - y^*)$
- Taylor (1999)
  - $i_t = r^* + \pi_t + 0,5(\pi_t - \pi^*) + (y_t - y^*)$
- Taylor-regel med tröghet i ränteanpassningen<sup>25</sup>
  - $i_t = 0,8i_{t-1} + 0,2(r^* + \pi_t^{XE} + 0,5(\pi_t^{XE} - \pi^*) + 0,5(y_t - y^*))$
- Framåtblickande regel
  - $i_t = r^* + \pi_{t+3}^{Pr} + 0,1(\pi_{t+3}^{Pr} - \pi^*) + 0,1(y_t - y^*)$
- "First-difference"-regel med arbetslöshet (1)
  - $i_t = i_{t-1} + 1,74(\pi_{t+3}^{Pr} - \pi^*) - 1,19(u_{t-1} - u_{t-2})$
- "First difference"-regel (2)
  - $i_t = i_{t-1} + 0,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5(y_t - y_{t-4})$ .

<sup>24</sup> För mer information om de olika reglerna, se "Simple Monetary Policy Rules" Federal Reserve Bank of Cleveland <https://doi.org/10.26509/frbc-monpolrules>. Besökt den 16 januari 2026.

<sup>25</sup> Vi sätter  $\rho = 0,8$  i enlighet med Cleveland Fed.

För att variera måttet på resursutnyttjandet använder vi både BNP-gapet och arbetslöshetsgapet. För specifikationer med arbetslöshetsgapet multiplicerar vi gapet med en faktor på  $-(1/b)$ , där  $b$  är en Okun-koefficient som vi sätter till 0,5.

Vi antar att  $r^*$  ges av mittpunkten i Riksbankens uppskattade intervall (-0,5–1 procent) för den långsiktiga neutrala styrräntan, det vill säga 0,25 procent. När vi beräknar reglerna med hjälp av KI:s prognoser sätter vi den långsiktiga neutrala styrräntan till 0,6 i linje med deras egen bedömning.

De två "first difference"-reglerna utelämnar icke-observerbara variabler. Den första baseras på Orphanides och Williams (2008, 2013) och dess parametrar kommer från Federal Reserve Bank of Cleveland.<sup>26</sup> Den andra är en version från Board of Governors of the Federal Reserve System (2018) där förändringen i styrräntan beror på inflation och BNP tillväxt.<sup>27</sup>

---

<sup>26</sup> Parametrarna är satta för att minimera en specifik förlustfunktion.

<sup>27</sup> För mer information, se Federal Reserve Board of Governors webbplats <https://www.federalreserve.gov/monetarypolicy/policy-rules-and-how-policymakers-use-them.htm>.

# Har Riksbankens penningpolitik varit förutsägbar? Evidens från skattade reaktionsfunktioner

Peter Gustafsson och Marianne Nessén\*

Peter Gustafsson är rådgivare och Marianne Nessén senior rådgivare vid Riksbankens avdelning för penningpolitik

För att penningpolitiken ska vara effektiv bör den vara förutsägbar. Hur kan man som centralbank utvärdera och bidra till penningpolitikens förutsägbarhet? I denna artikel diskuterar vi hur estimerade reaktionsfunktioner kan användas i beredningen av penningpolitiska beslut. Mer konkret diskuterar vi hur reaktionsfunktioner skattade på svenska realtidsdata kan komplettera marknadsförväntningar för att förbättra förståelsen för penningpolitikens förutsägbarhet. Vi gör detta genom att jämföra och diskutera avvikelserna mellan den faktiska styrräntan och vad reaktionsfunktioner implicerar. För att erhålla en robust bild av Riksbankens reaktionsfunktion redogör vi för flera skattningar baserade på olika mått på inflationen och produktionsgapet.

## 1 Förutsägbarhet bidrar till en effektiv penningpolitik

Penningpolitiken blir mer effektiv om ekonomins aktörer förstår hur centralbanken anpassar styrräntan utifrån ekonomins utveckling. En god förståelse underlättar den ekonomiska planeringen bland företag och hushåll i och med att de själva kan bilda sig en uppfattning om hur räntan kan komma att utvecklas framöver. Detta är ett huvudskäl till att centralbanker numera lägger ned mycket resurser på att förklara hur de ser på den framtida ekonomiska utvecklingen och hur de kan tänkas agera i olika situationer för att uppnå de penningpolitiska målen.<sup>1</sup>

Men hur kan man avgöra om penningpolitiken är förutsägbar? Det enklaste sättet är kanske att följa marknadsreaktionerna i samband med att ett räntebeslut kommuniceras. På effektiva finansiella marknader bör ett väntat beslut redan speglas i den aktuella prissättningen, medan ett oväntat beslut ger upphov till tydligare marknadsreaktioner. Ett annat och mer strukturerat sätt är att undersöka om

\* Stort tack till Matilda Kilström för värdefullt bidrag och till Jakob Almerud, Mikael Apel, Carl Andreas Claussen, Mattias Erlandsson, Peter Kaplan, Stefan Laséen, Henrik Lundvall, Anna Seim, Ulf Söderström och Anders Vredin för värdefulla synpunkter på tidigare utkast. De åsikter som uttrycks i artikeln är författarnas egna och ska inte uppfattas som Riksbankens ståndpunkt.

<sup>1</sup> Denna ambition att vara transparent i sättet att bedriva penningpolitik står i stark kontrast till hur penningpolitik bedrevs för några decennier sedan. Till exempel den amerikanska centralbanken Federal Reserve under tiden då Alan Greenspan var ordförande uppfattades som vilja säga så lite som möjligt om principerna för räntesättningen. Se till exempel Blinder och Reis (2005).

styrräntans utveckling kan förklaras av ett fåtal makroekonomiska variabler, som är just de variabler som centralbanken har som uppgift att stabilisera. Man kan säga att en sådan mer strukturerad analys försöker fånga penningpolitiken systematiska del.<sup>2</sup>

Om det går att hitta en stabil relation mellan styrräntan och ett fåtal viktiga makrovariabler kan penningpolitiken sägas följa en *enkel regel*. En enkel penningpolitisk regel beskriver alltså hur en centralbank i genomsnitt anpassar styrräntan i förhållande till några få centrala ekonomiska variabler. I den ekonomiska forskningslitteraturen är olika varianter av den så kallade Taylor-regeln vanligt förekommande exempel av enkla regler.<sup>3</sup> I dessa specifikationer antas centralbanken sätta styrräntan som en linjär funktion av inflation och resursutnyttjande. Parametrarna i detta samband kan antingen antas (som Taylor gjorde) eller skattas ekonometriskt. I det senare fallet väljer vi att benämna det skattade sambandet för en *reaktionsfunktion*.

Det är viktigt att poängtera att Taylor-regler och skattade reaktionsfunktioner är starka förenklingar av hur penningpolitik bedrivs. Det finns centrala inslag i hur faktisk penningpolitik bedrivs som inte fångas i de enkla linjära sambanden. Ett exempel är att penningpolitiken, som verkar med viss eftersläpning, ofta vägleds av prognoser. Vidare är det inte självklart att enkla regler ska uppfattas som normativa, det vill säga som beskrivningar av en önskvärd eller optimal penningpolitik.<sup>4</sup> Normativa analyser av inflationsmålpolitik ställer upp centralbankens penningpolitiska uppgift som att minimera en förlustfunktion (ofta formulerad i termer av inflationens avvikelse från inflationsmålet och produktionsgapet), med ekonomins funktionssätt som bivillkor och styrräntan som instrument. Resultatet för hur styrräntan ska sättas blir då en mycket komplicerad funktion, inte bara av inflationens avvikelse från målet och produktionsgapet, utan även av flertalet viktiga parametrar i beskrivningen av ekonomin.<sup>5</sup>

Ett enklare sätt att bilda sig en uppfattning om hur en centralbank bestämmer nivån på styrräntan är alltså att estimerar reaktionsfunktioner. Det är en metod som används av ekonomer både inom och utanför centralbanker. Fokus hamnar då inte sällan på om centralbanken avviker från sin reaktionsfunktion, det vill säga avviker från vad som är att betrakta som 'normalt' givet den ekonomiska utvecklingen.

---

<sup>2</sup> Mervyn King, chef för Bank of England 2003–2013, menade att centralbanker bör sträva efter att lära marknader *hur* man bör tänka och inte *vad* man bör tänka, se King (2005).

<sup>3</sup> Jonsson och Katinic (2017) visar att Riksbankens penningpolitik har följt en Taylor-regel relativt väl för perioden 1995–2016 om den långsiktiga reala räntan tillåts variera över tiden.

<sup>4</sup> I den amerikanska debatten är det vanligt att se Taylor-regler som normativa. Taylor-regeln lanserades i en tid då den penningpolitiska debatten ofta handlade om normer kontra diskretion i det penningpolitiska beslutsfattandet. Taylor (1993) menade att hans regel var bättre än diskretionär politik. Senare forskning på amerikanska data har också visat att enkla regler fungerar väl i stora makroekonomiska modeller (se till exempel Taylor och Williams 2010). En liknande konsensus kring enkla regler skattade på svenska data förefaller inte att finnas, även om det finns flera studier som estimerat enkla regler, både i en-ekvationsskattningar och i stora makromodeller, se till exempel Jonsson och Katinic (2017) respektive Corbo och Strid (2020).

<sup>5</sup> Se till exempel Svensson (2011) för en beskrivning av inflationsmålspolitik som utgår från en målfunktion formulerad i termer av inflation och produktionsgap. Woodford (2003) utgår från en välfärdsmaximerande målfunktion.

I denna artikel estimerar vi reaktionsfunktioner och visar hur sådana skattade reaktionsfunktioner kan användas i den interna beredningen som föregår ett penningpolitiskt beslut för att diskutera förutsägbarheten i Riksbankens penningpolitik. Inför ett penningpolitiskt beslut är mängden information om ekonomins tillstånd begränsad. Vi presenterar därför skattningar av Riksbankens reaktionsfunktion som baseras på realtidsdata sedan 2009.<sup>6</sup> Det vill säga, i stället för att använda den senaste uppskattningen av produktionsgap använder vi den, vid den aktuella tidpunkten, tillgängliga skattningen. Därtill skattar vi några olika versioner av reaktionsfunktionen, med olika mått på inflationen respektive produktionsgapet, för att tillåta olika perspektiv bland direktionens ledamöter och få en mer robust bild av det historiska reaktionsmönstret.<sup>7</sup> Vi använder sedan den skattade reaktionsfunktionen för att göra framskrivningar av vad styrräntan skulle sättas till nästa period om Riksbanken följde sin historiska handlingsregel, och jämför dessa, tillsammans med rådande förväntningar på de finansiella marknaderna, med faktiska utfall av styrräntan. Som föreslås i Almerud m.fl. (2026) kan sådana realtidsbaserade reaktionsfunktioner ingå som ett moment (av flera) i den interna penningpolitiska beredningen för att diskutera om kommande räntebeslut kan betraktas som förutsägbara på kort sikt. En sådan analys handlar inte nödvändigtvis om att betygssätta politikens förutsägbarhet baserat på avvikelser mellan, å ena sidan, ränteframskrivningarna och, å andra sidan, den tänkta politiken och marknadsförväntningar. Den handlar snarare om att synliggöra sådana avvikelser i syfte att fördjupa diskussionen och underlätta en kommunikation som ökar förståelsen för den förda penningpolitiken.

Resten av denna artikel har följande struktur. Avsnitt 2 ger en kort introduktion till enkla regler och reaktionsfunktioner och de realtidsbaserade skattningar som ligger till grund för den fortsatta analysen. I avsnitt 3 jämförs framskrivningar från de realtidsbaserade reaktionsfunktionerna och marknadens förväntningar med den med faktiska utvecklingen av styrräntan. Analysen visar att reaktionsfunktionerna under perioder tecknat bilden av en systematisk politik som skiljer sig från den faktiskt förda räntepolitiken, särskilt under tiden då styrräntan låg nära den effektiva nedre gränsen. Vi diskuterar hur Riksbankens kommunikation användes för att förklara en del av avvikelserna. Avsnitt 4 sammanfattar.

## 2 Styrräntans utveckling enligt enkla penningpolitiska regler och reaktionsfunktioner

Enkla penningpolitiska regler används ofta för att beskriva hur penningpolitiken *i genomsnitt* brukar påverkas av hur ekonomin utvecklas. Det mest kända exemplet är Taylor-regeln som lanserades för över 30 år sedan (se Taylor 1993 och English m.fl. 2003). Enligt Taylor-regeln sätter centralbanken styrräntan som en funktion av

<sup>6</sup> Riksbanken publicerar sedan 2026 realtidsprognoser på hemsidan, se [Prognoser och utfall | Sveriges Riksbank](#). Se även Berg m.fl. (2004) för tidigare analys av reaktionsfunktioner skattade på realtidsdata.

<sup>7</sup> Brès m.fl. (2026) skattar också reaktionsfunktioner på svenska data. De gör det med nya metoder som utnyttjar förväntningar på styrräntan, inflationen och produktionsgapet från enkätsvar från professionella prognosmakare, samt med förväntningar på de finansiella marknaderna.

inflationen och dess avvikelse från inflationsmålet, resursutnyttjandet och den långsiktiga realräntan, det vill säga

$$(1) \quad i_t = r_t^* + \pi_t + \beta_1(\pi_t - \pi^*) + \beta_2(y_t - y_t^*),$$

där  $i_t$  är den nominella styrräntan,  $r_t^*$  den långsiktiga realräntan,  $\pi_t$  inflationstakten,  $\pi^*$  inflationsmålet,  $y_t$  ett mått på real aktivitet (till exempel nivån på BNP) och  $y_t^*$  den potentiella reala aktiviteten, vilket innebär att  $(y_t - y_t^*)$  i fallet med BNP skulle motsvaras av det så kallade produktionsgapet. I den ursprungliga formuleringen i Taylor (1993) antogs den långsiktiga realräntan vara konstant men det är numera vanligast att se den som tidsvarierande. Ytterligare en förändring jämfört med Taylor (1993) är att så kallad ränteutjämning inkluderas, vilket tar hänsyn till att styrräntan tenderar att anpassas gradvis.<sup>8</sup> Med detta tillägg bestäms styrräntan enligt

$$(2) \quad i_t = \gamma i_{t-1} + (1 - \gamma)[r_t^* + \pi_t + \beta_1(\pi_t - \pi^*) + \beta_2(y_t - y_t^*)],$$

där  $\gamma$  är graden av ränteutjämning. Parametrarna  $\gamma$ ,  $\beta_1$  och  $\beta_2$  kan antingen sättas till på förhand bestämda värden eller estimeras.<sup>9</sup>

I denna artikel fokuserar vi på hur enkla penningpolitiska regler/reaktionsfunktioner kan användas löpande i den penningpolitiska beredningen för att stämma av penningpolitikens förutsägbarhet. Tanken är att en enkel regel inför varje beslutstillfälle används för att svara på frågan "Vad skulle styrräntan sättas till, givet bedömningen av aktuella ekonomiska förhållanden, om Riksbanken följer sitt historiska reaktionsmönster?".<sup>10</sup>

För att anpassa reaktionsfunktionen till ett konkret beslutssammanhang och kunna jämföra dess ränta med den styrränta som faktiskt implementeras i slutet av beslutskvartalet skriver vi fram reaktionsfunktionen ett kvartal utifrån aktuella prognoser/bedömningar.<sup>11 12</sup> Den realtidsbaserade reaktionsfunktionens implicerade styrränta kan då skrivas som

$$(3) \quad i_{t+1|t} = \gamma i_t + (1 - \gamma) [\hat{r}_{t+1|t}^* + \hat{\pi}_{t+1|t} + \beta_1(\hat{\pi}_{t+1|t} - \pi^*) + \beta_2(\hat{y}_{t|t} - y_t^*)],$$

där notationen  $x_{t+1|t}$  avser en framskrivning av variabeln  $x$  för tidpunkten  $t + 1$  (det närmaste kvartalet) utifrån den information som är tillgänglig i tidpunkten  $t$  (beslutskvartalet). Information om inflationstakten publiceras månadsvis och med förhållandevis kort eftersläpning, och det är ofta bara inflationstakten för den sista

<sup>8</sup> Att styrräntor anpassas gradvis ("interest rate smoothing") är ett etablerat empiriskt faktum, se till exempel Lowe och Ellis (1997). Se Dotsey m.fl. (2022) för en bredare diskussion om ränteutjämning.

<sup>9</sup> I en tidigare studie på svenska data, Jonsson och Katinic (2017), antas  $\gamma = 0$  och  $\beta_1$  och  $\beta_2$  vara 1,5 respektive 0,1.

<sup>10</sup> Att stämma av den faktiska penningpolitiken mot skattade regler har länge varit ett inslag i den penningpolitiska beredningen, både på Riksbanken och på andra centralbanker. Det nya här är att de succesivt uppdaterade skattningarna baseras på realtidsdata.

<sup>11</sup> Historiskt har Riksbanken under perioder fattat mer än ett penningpolitiskt beslut under vissa kvartal. I syfte att förenkla vår övning baseras våra reaktionsfunktioner endast på det sista beslutet varje kvartal. Den beslutade räntan får effekt först i nästkommande kvartal.

<sup>12</sup> Framskrivningen utifrån Riksbankens prognoser för produktionsgapet och inflation i närtid tillåts påverka ränteframskrivningen men dessa är inte att betrakta som endogena policyval då de normalt baseras på indikatorbaserade modellskattningar och temporära variationer i data.

månaden i kvartalet som saknas vid beslutstillfället.<sup>13</sup> Svårare är det med information om produktionsgapet, då nationalräkenskaperna publiceras med längre eftersläpning. I detta behovs fall behöver mer omfattande bedömningar göras. För att inte introducera onödigt mycket osäkerhet från uppskattningen av de aktuella ekonomiska förhållandena låter vi reaktionsfunktionen beakta produktionsgapet föregående kvartal.<sup>14</sup>

Parametrarna i ekvationerna ovan kan som sagt antingen kalibreras (det vill säga man sätter rimliga värden utifrån till exempel tidigare studier) eller skattas ekonometriskt. För att försöka fånga det historiska reaktionsmönstret fokuserar vi här på realtidsbaserade reaktionsfunktioner med skattade parametrar snarare än kalibrerade enklare regler.

## 2.1 Realtidsbaserade reaktionsfunktioner

Innan vi kan svara på frågan ovan - vad skulle Riksbanken sätta för styrränta om man följer sin historiska reaktionsfunktion, givet sin aktuella syn på den långsiktiga räntenivån, inflationen och produktionsgapet – skattar vi parametrarna i följande reaktionsfunktion:

$$(4) \quad i_{t+1,t} = \hat{\gamma}_t i_t + (1 - \hat{\gamma}_t) [\hat{\beta}_{3,t-1} \hat{i}_{t+1}^* + \hat{\beta}_{1,t-1} (\hat{\pi}_{t+1,t} - 2) + \hat{\beta}_{2,t-1} (\hat{y}_{t,t} - y_{t,t}^*)].$$

För öka reaktionsfunktionernas förmåga att beskriva den faktiska styrränteutvecklingen antar vi i skattningen att beslutsfattaren förhåller sig till en långsiktig nominell ränta som här approximeras med en femårig swapränta om fem år. För att fånga de senaste decenniernas trendmässiga nedgång i räntor tillåts parametern framför den långsiktiga nominella räntan,  $\hat{\beta}_{3,t-1}$ , vara skild från ett. Parametrarna är estimerade på vid tidpunkten tillgängliga utfallsdata och bedömningar av BNP-trenden för perioden 1993 kv2 till  $t - 1$ , där  $t$  sträcker sig från 2009 kv 1 till 2025 kv 2.<sup>15</sup>

Tabell 1 visar parameterestimaten för beslutstillfället kvartal 2 2025. Resultat för sex olika skattningar visas, med olika kombinationer av mått för inflationen (KPIF och KPIF exklusive energi) och produktionsgap (trender baserade på Riksbankens bedömning, ett Hodrick-Prescott filter och ett sjättegrads polynom) som förklarande variabler. Figur 4 i appendix visar de olika måtten av produktionsgapet i realtid.

<sup>13</sup> Detta talar för att Riksbankens prognos ofta är en god approximation av utfallet för beslutskvartalet.

<sup>14</sup> I förekommande fall saknas även produktionsgapet i föregående kvartal vid beslutstillfället. I dessa fall har vi utgått från Riksbankens, vid tidpunkten, antagna utveckling.

<sup>15</sup> Trenden i BNP är alltså en aktuell bedömning som uppdateras löpande. Osäkerhet kring trendbedömningen hanteras vi genom att skatta reaktionsfunktioner med olika trendantaganden.

**Tabell 1. Skattade parametrar för reaktionsfunktioner med olika mått på inflation och produktionsgap för perioden 1993 kv2 – 2025 kv2**

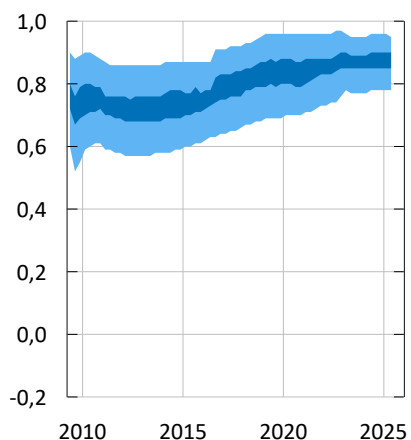
	Ränteutjämning $\hat{\gamma}_{2025kv2}$	Långsiktig nominell ränta $\hat{\beta}_{3.2025kv2}$	Inflationsmålsavvikelse $\hat{\beta}_{1.2025kv2}$	Produktionsgap $\hat{\beta}_{2.2025kv2}$
Produktionsgap, KPIFxe	0,88	0,08	0,11	0,06
Produktionsgap, KPIF	0,90	0,07	0,09	0,05
Produktionsgap (H-P), KPIFxe	0,84	0,09	0,11	0,10
Produktionsgap (H-P), KPIF	0,87	0,07	0,08	0,09
Produktionsgap (Polynom), KPIFxe	0,85	0,08	0,12	0,09
Produktionsgap (Polynom), KPIF	0,87	0,06	0,09	0,08

Anm. Samtliga parametrar är signifikanta på 1-procentsnivån.

Figur 1 ger en mer heltäckande bild och visar hur parametrarna har utvecklats sedan 2009. Parametrarna har de förväntade tecknen och är signifikant skilda från noll, med undantag för parametern för inflationsmålsavvikelsen under åren efter finanskrisen (2009–2011) och under perioden 2019–2022. Panel (a) i Figur 1 visar att ränteutjämning har en hög vikt i reaktionsfunktionerna och att den successivt blivit allt högre (och därmed påverkat reaktionsfunktionernas ränteframskrivningar), medan utvecklingen för övriga förklarande variabler är den motsatta. Det är värt att notera att osäkerheten kring parametern på inflationsmålsavvikelsen minskade tydligt i samband med att räntan höjdes snabbt 2022 och 2023.

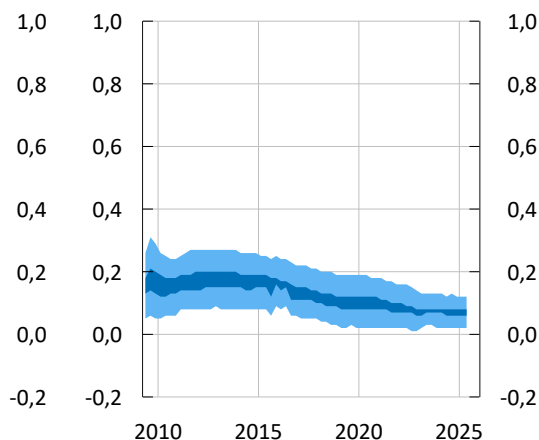
**Figur 1. Parameterestimater i reaktionsfunktionen med gradvis växande skattningsperiod**

**(a) Ränteutjämning**



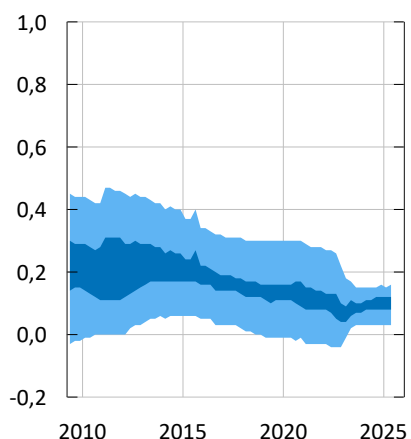
■ Koefficient (högsta, lägsta)  
■ 95% konfidensintervall (högsta, lägsta)

**(b) Långsiktig nominell ränta**



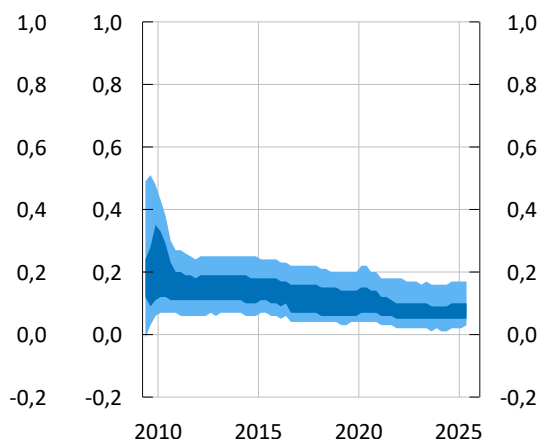
■ Koefficient (högsta, lägsta)  
■ 95% konfidensintervall (högsta, lägsta)

**(c) Inflationsmålsavvikelse (KPIFxe)**



■ Koefficient (högsta, lägsta)  
■ 95% konfidensintervall (högsta, lägsta)

**(d) Produktionsgap**



■ Koefficient (högsta, lägsta)  
■ 95% konfidensintervall (högsta, lägsta)

Anm. De mörkblå fälten avser det högsta och det lägsta parameterestimatet i reaktionsfunktionerna baserade på olika mått på inflationen (KPIF och KPIF exklusive energi) och produktionsgapet (trender baserade på Riksbankens bedömning, ett Hodrick-Prescott filter och ett sjättegrads polynom). De ljusblå fälten avser den högsta och den lägsta gränsen i 95-procentiga konfidensintervall för parametrarna. Estimeringsperioderna sträcker sig från 1993 kv2-2009 kv 1 till 1993 kv 2-2025 kv 2.

Källa: Riksbanken, SCB och egna beräkningar.

Parametrarna i Riksbankens reaktionsfunktion ändras alltså över tiden. Detta skulle kunna ses som problematiskt om förhoppningen med att skatta en reaktionsfunktion är att hitta en stabil och tidsberoende beskrivning av Riksbankens systematiska penningpolitik. Ett annat synsätt är att se förändringar i reaktionsfunktionen som naturliga i ljuset av strukturella förändringar i ekonomins funktionssätt och att politiken över tiden behöver hantera nya ekonomiska störningar. Därtill varierar ledamöterna i direktionen över åren vilket kan återspeglas i förändrade

reaktionsfunktioner. Vi kan dock konstatera att förändringarna över tid i reaktionsfunktionens skattade parametrar varit förhållandevis små.

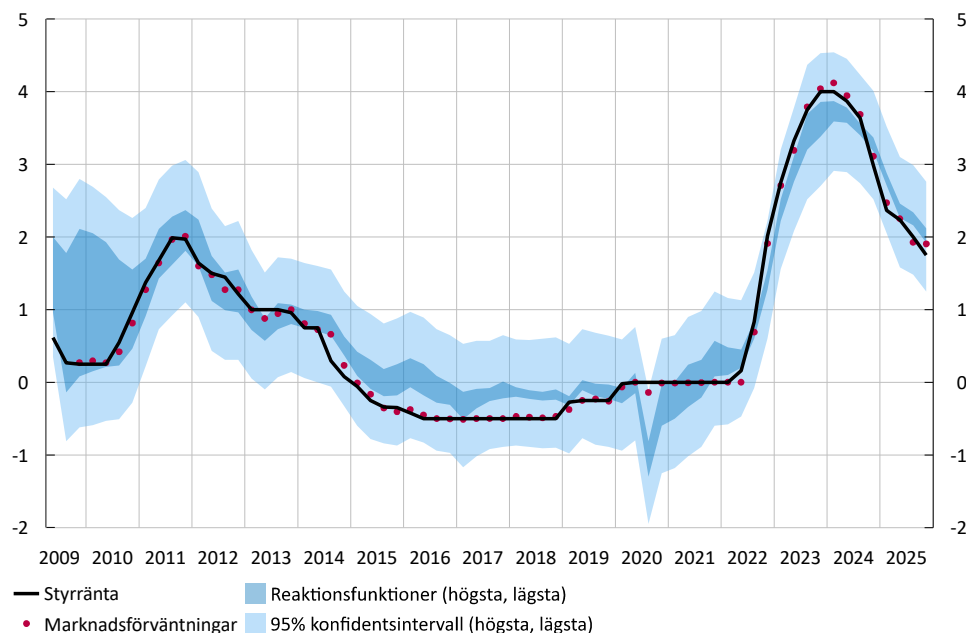
### 3 Reaktionsfunktioner och penningpolitikens förutsägbarhet

Vi kan nu använda framskrivningar av de skattade reaktionsfunktionerna för att belysa den svenska penningpolitikens förutsägbarhet på kort sikt. Som nämnts ovan är en punkt i en checklista för en förutsägbar penningpolitik enligt Almerud m.fl. (2026) att man inför ett penningpolitiskt beslut identifierar om det kommande beslutet kommer att avvika från det historiska reaktionsmönstret och från marknadens förväntningar. Om så är fallet kan beslutet sannolikt behöva motiveras tydligt med vilka andra faktorer som bedömts vara av betydelse vid det aktuella beslutstillfället. Med andra ord, penningpolitikens förutsägbarhet förbättras av att man tydligt motiverar varför Riksbanken avviker från sitt historiska reaktionsmönster.

Med detta som bakgrund har vi med hjälp av reaktionsfunktionerna i avsnitt 2 skapat en tidsserie av stegvisa realtidsbaserade ränteframskrivningar för det sista penningpolitiska beslutet i varje kvartal. I figur 2 sammanfattas de olika ränteframskrivningarna från de skattade reaktionsfunktionerna i det mörkblå fältet. Figuren inkluderar även marknadsförväntningarna inför varje penningpolitiska beslut och den faktiska utvecklingen av styrräntan.

**Figur 2. Styrräntan, reaktionsfunktionernas implicerade styrränta och marknadsprissättningen inför beslut**

Procent



Anm. Det mörkblå fältet avser de i realtid högsta respektive lägsta framräknade värdena varje kvartal i reaktionsfunktionerna. Det ljusblå fältet avser det högsta respektive lägsta värdena i de estimerade ekvationernas 95-procentiga konfidensintervall, men bortser från osäkerheten kopplade till framskrivningarna. Marknadens förväntningar är mätta med så kallade RIBA-kontrakt.

Källor: Riksbanken, SCB, Macrobond och egna beräkningar.

Vad kan vi då säga om reaktionsfunktionens framskrivningar av räntan jämfört med faktiska utfall av styrräntan och med marknadens förväntningar? Inledningsvis kan vi konstatera att reaktionsfunktionen återger den faktiska räntepolitiken förhållandevis väl under den undersökta perioden 2009–2025.<sup>16</sup> Samtidigt finns det perioder med tydliga avvikelser.

Ett exempel är åren efter 2014, det vill säga åren efter den europeiska skuldskrisen med låg tillväxt i euroområdet och låg inflation i de flesta utvecklade ekonomierna i världen. Reaktionsfunktionernas implicerade ränta låg över den faktiska styrräntan (svart heldragen linje) från mitten av 2014 fram till slutet av 2019 och var något negativ under bara några år. De skattade reaktionsfunktionerna gav också vid denna tidpunkt en lite högre vikt åt produktionsgapen än de gjorde senare (se panel (d) i Figur 1) vilket allt annat lika ger en högre framskriven ränta. Men Riksbankens direktion gjorde en annan avvägning, med hänvisning till de låga inflationsutsikterna och de låga inflationsförväntningarna (vilka inte ingår i reaktionsfunktionen) och risken att penningpolitikens trovärdighet var på väg att försämrats, se Andersson m.fl.

<sup>16</sup> Under 2009–2010 är det mörkblå fältet förhållandevis brett. Det är en följd av att sjättegrads-polynommet har svårt att fånga den trendmässiga utvecklingen i BNP de åren. Se även figur 4 i appendix. För de reaktionsfunktioner som inte är baserade på polynomberäknade trender, är avvikelsen mot den faktiska styrränta liten.

(2022).<sup>17</sup> Detta var en hållning som var välkänd på de finansiella marknaderna och därför avvek även marknadsförväntningarna från vad den realtidsbaserade reaktionsfunktionen implicerade.

Ett annat exempel på förhållandevis stora avvikelser är under pandemiåret 2020. Enligt reaktionsfunktionen skulle räntan vara negativ, med tanke på Riksbankens historiska förhållningssätt till det måttliga inflationstrycket och den mycket svaga realekonomiska utvecklingen. Men Riksbanken, som året innan höjt styrräntan till noll efter nästan sex år med negativ styrränta, valde att inte sänka räntan med argumentet att ytterligare penningpolitisk stimulans inte var meningsfull i en miljö där efterfrågan fallit till följd av nedstängningar och sjukdom (se Sveriges riksbank 2020, 2021). Riksbanken kom i stället att kraftigt utöka sina värdepappersköp och vidtog andra åtgärder för att upprätthålla ekonomins kreditförsörjning. Marknadsförväntningarna avvek inledningsvis från styrräntans utveckling, men anpassade sig snabbt efter att Riksbanken kommunicerat hur man tänkte på penningpolitiken i denna speciella situation.

Ett tredje exempel gäller perioden från i slutet av 2021, då det historiska reaktionsmönstret hade varit förenligt med att höja styrräntan. Det dröjde dock till andra kvartalet 2022 innan styrräntan faktiskt höjdes. Denna episod har diskuterats i flera utvärderingar, och externa bedömare menade att Riksbanken agerade för sent (se till exempel Hassler m.fl. 2023). Under hösten 2021, då skattade reaktionsfunktioner alltså talade för styrräntehöjningar, argumenterade Riksbanken för att svaga siffror på underliggande inflation (andra än dem som ingår i skattningen av reaktionsfunktionen) fortsatte att tala för svaga inflationsutsikter och för en oförändrad styrränta (se till exempel Sveriges riksbank 2022). När sedan inflationen mer brett tog fart tidigt 2022 kommunicerade Riksbanken i god tid före det penningpolitiska mötet i april och under resten av våren och sommaren att styrräntan skulle komma att höjas snabbt. Syftet var att ge företag och hushåll möjlighet att förbereda sig för ett högre ränteläge (se till exempel Sveriges riksbank 2023). När styrräntan började höjas i april 2022 kom det också att ske i en något snabbare takt och till en något högre nivå än vad reaktionsfunktionerna implicerade. Utifrån Riksbankens kommunikation motiverades detta av osäkerheten kring inflationsdynamiken (vilket även gav upphov till ovanligt stora prognosfel under perioden) och oro för påverkan på inflationsförväntningarna.

Ett sista exempel är fasen med styrräntesänkningar som inleddes i början av 2024. Reaktionsfunktionerna implicerade att de skulle ske i en något långsammare takt än vad som blev fallet. I detta skede kommunicerade Riksbanken att man blivit tryggare med bilden av vilka ekonomiska störningar som låg bakom den kraftiga inflationsuppgången, lönebildningens stabiliserande effekt och att långsiktiga inflationsförväntningar föll tillbaka (se till exempel Sveriges riksbank 2024 och 2025). Och inflationen föll snabbt, vilket syntes tidigt i de inflationsmått på kortare horisont (1-, 3- och 6-månader) som fick en mer framträdande roll i den penningpolitiska kommunikationen. I reaktionsfunktionerna ingår inflation mätt över 12 månader,

---

<sup>17</sup> Se även fördjupningen "Varför är det viktigt att inflationen stiger mot målet?" i Sveriges riksbank (2015) och till exempel Sveriges riksbank (2017a, 2017b).

vilket föll långsammare än de mer kortsiktiga måtten. Allt detta sammantaget kan bidra till att förklara varför styrräntan sänktes snabbare än vad de historiska reaktionsfunktionerna implicerade.

### **Hur påverkades reaktionsfunktionerna av lågränteperioden 2015–2021?**

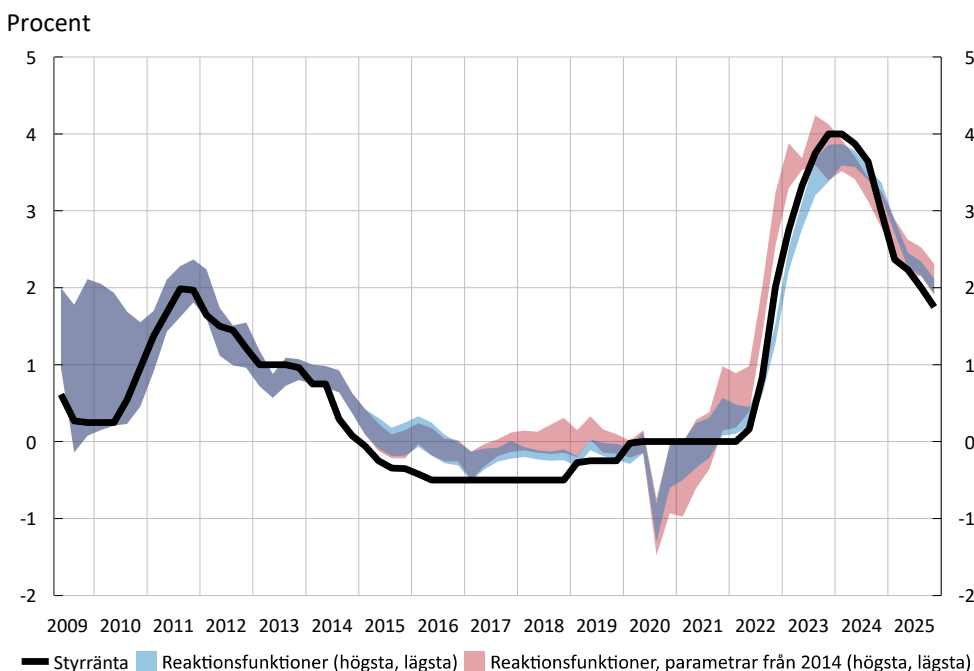
Det kan vara värt att påminna om att reaktionsfunktionerna inte tar hänsyn till om Riksbanken använt andra penningpolitiska instrument, som till exempel värdepappersköp. Från 2015 till och med 2022 var det framför allt via justeringar av Riksbankens värdepappersinnehav som Riksbanken kalibrerade penningpolitiken, medan styrräntan ändrades i relativt liten utsträckning. Idealiskt sett skulle reaktionsfunktionerna ovan estimeras med en skuggränta, det vill säga en beräkning av hur mycket styrräntan hade behövt sänkas för att åstadkomma samma effekt som värdepappersköpen (se De Rezende och Ristiniemi 2023). Att styrräntan justerades relativt lite när värdepappersinnehavet var det mer aktiva penningpolitiska instrumentet, tillsammans med det faktum att styrräntan var nära den effektiva nedre gränsen, är tänkbara förklaringar till att ränteutjämningsparametern ökar i de estimerade ekvationerna under denna period (se panel (a) i figur 1).<sup>18</sup>

Ett enkelt sätt att illustrera hur detta kan tänkas ha påverkat senare års ränteframskrivningar illustreras i figur 3. Där är ränteframskrivningarna gjorda på parameterestimat skattade på data fram till när värdepappersköpen inleddes, det vill säga fram till slutet av 2014, för att därefter antas vara konstanta. Som framgår av figur 3 innebär denna övning (det röda fältet) en något annorlunda utveckling av reaktionsfunktionernas implicerade styrränteutveckling, med tendens till större variation i styrräntan. Ett exempel är att avvikelsen under perioden med negativ styrränta blir ännu större under 2018–2019. Ett annat exempel är under 2022, då framskrivningarna är förenliga med något tidigare styrräntehöjningar.

---

<sup>18</sup> Som exempel uppgick en standardavvikelse för styrräntan under perioden 2015 kv1-2019 kv4 till 0,1 procentenheter. Detta kan jämföras med perioden 1993 kv1-2013 kv4 då motsvarande standardavvikelse var 2,4 procentenheter.

**Figur 3. Styrräntan och reaktionsfunktionernas implicerade styrränta med tidsvarierande respektive fasta parametervärden för perioden 2014–2025**



Anm. Det ljusblå fältet avser samma reaktionsfunktioner som i Figur 3. Det röda fältet avser motsvarande värden för den implicerade styrräntan där reaktionsfunktionerna från och med beslutstillfället 2015 kv1 baseras på samma parametrar som vid beslutstillfället 2014 kv4.

Källor: Riksbanken, SCB och egna beräkningar.

## 4 Reaktionsfunktioner - ett sätt att stämma av penningpolitikens förutsägbarhet

Skattade reaktionsfunktioner har länge använts på centralbanker och bland marknadsaktörer för att på ett enkelt sätt försöka identifiera mer systematiska komponenter i penningpolitiken. I den här artikeln diskuterar vi bland annat hur estimerade reaktionsfunktioner kan användas i Riksbankens arbete med att stärka förutsägbarhet i penningpolitiken. Vi presenterar skattade reaktionsfunktioner som bygger på svenska realtidsdata för perioden 2009–2025. De, i varje kvartal, skattade reaktionsfunktionerna används för att skapa en tidsserie av stegvisa realtidsbaserade ränteframskrivningar. Denna tidsserie jämförs sedan, tillsammans med marknadsförväntningar, med den faktiska penningpolitiken i syfte att belysa hur förutsägbar penningpolitiken varit på kort sikt. I enlighet med Almerud m.fl. (2026) kan en sådan analys ingå som ett moment (av flera) i beredningen av penningpolitiska beslut, där syftet är att identifiera avvikelser från ett historiskt reaktionsmönster som kan behöva motiveras och kommuniceras.

På ett övergripande plan fångar reaktionsfunktionerna styrräntans utveckling förhållandevis väl. Det tyder på att penningpolitiken varit förutsägbar i bemärkelsen att dess utvecklingen går att förstå utifrån utvecklingen av inflationen och produktionsgapet. Det faktum att ränteutjämningen tillmätts en så stor, och under

perioden ökande, vikt i reaktionsfunktionerna gör dock att denna tolkning inte ska överdrivas.

Vår analys av penningpolitikens förutsägbarhet tyder på ett stort mått av förutsägbarhet i Riksbankens räntesättning, även om detta delvis är ett resultat av att styrräntan under en period varierade relativt lite och värdepappersköp användes för att kalibrera penningpolitiken. Under den period vi studerar, 2009–2025, finns samtidigt noterbara avvikelser mellan ränteframskrivningar från de skattade reaktionsfunktionerna och marknadens förväntningar å ena sidan och faktiska utfall å den andra. Ett exempel rör perioden 2015–2019, då de skattade reaktionsfunktionerna talade för en något högre ränta än vad som faktiskt blev fallet. Under denna period hänvisade Riksbanken till låga inflationsutsikter och sviktande inflationsförväntningar för att motivera en negativ styrränta och värdepappersköp som nödvändiga för att stabilisera inflationen nära målet. Ett annat exempel är under pandemin då de skattade reaktionsfunktionerna i stället talade för en lägre ränta än vad som faktiskt blev fallet. Riksbanken kommunicerade då att man såg räntesänkningar som ineffektiva i en situation med nedstängningar. Vad dessa exempel tydligt visar är att reaktionsfunktioner inte alltid är förenliga med det faktiska räntebeslutet, men att de kan användas för att synliggöra avvikelser från det historiska reaktionsmönstret. I dessa lägen är det av stor vikt att Riksbanken kommunicerar vilka andra faktorer som påverkar beslutet, så att penningpolitik blir förståelig och därmed mer förutsägbar.

Avslutningsvis, en mer komplett analys av sätt att förbättra penningpolitikens förutsägbarhet behöver beakta ytterligare faktorer. Faktisk penningpolitik brukar även till stor del vägledas av prognoser, vilket vanligtvis inte fångas i reaktionsfunktioner. Historien visar också att andra instrument än styrränteförändringar kan vara av stor betydelse, men dessa ingår inte i analysen som redovisas här. Till sist, en trovärdig och konsekvent kommunikation om den penningpolitiska strategin påverkar förutsägbarheten i stor utsträckning, vilket till exempel syntes tydligt under åren med negativ styrränta och stora värdepappersköp.

## Referenser

Almerud, Jakob, Carl Andreas Claussen och Matilda Kilström (2026), "Checklista för en välavvägd penningpolitik – ett förslag och en illustration", *Penning- och valutapolitik*, nr 1, s. 21–53, Sveriges riksbank.

Andersson, Björn, Meredith Beechey Österholm och Peter Gustafsson (2022), "Riksbankens köp av värdepapper 2015–2022", *Riksbanksstudie* nr 2, Sveriges riksbank.

Berg, Claes, Per Jansson och Anders Vredin (2004), "How useful are simple rules for monetary policy? The Swedish experience", Working Paper nr 169, Sveriges riksbank.

Blinder, Alan och Ricardo Reis (2005), "Understanding the Greenspan standard", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium at Jackson Hole*.

Brès, Max, Alexander Czarnota och Matilda Kilström (2026), "Estimating perceived monetary policy rules for Sweden", *Penning- och valutapolitik*, nr 1, s. 70–111, Sveriges riksbank.

Corbo, Vesna och Ingvar Strid (2020), "MAJA: A two-region DSGE model for Sweden and its main trading partners", Working Paper nr 391, Sveriges riksbank.

De Rezende, Rafael och Annukka Ristiniemi (2023), "A shadow rate without a lower bound constraint", *Journal of Banking & Finance*, vol. 146, artikel nr 106686.

Dotsey, Michael, Andreas Hornstein och Alexander L. Wolman (2022), "Interest rate smoothing," i *Essays in Honor of Marvin Goodfriend: Economist and Central Banker*, Robert G. King och Alexander L. Wolman (red.), Federal Reserve Bank of Richmond.

English, William B., William R. Nelson och Brian P. Sack (2003), "Interpreting the significance of the lagged interest rate in estimated monetary policy rules", *Contributions in Macroeconomics*, vol. 3, nr 1.

Hassler, John, Per Krusell och Anna Seim (2023), "Utvärdering av penningpolitiken 2022", Rapport från riksdagen 2022/23:5.

Jonsson, Magnus och Goran Katinic (2017), "Är den svenska penningpolitiken i linje med Taylor-regeln?", *Ekonomisk kommentar* nr 4, Sveriges riksbank.

King, Mervyn (2005), "Remarks to the Central Bank Governors' Panel", Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium at Jackson Hole.

Lowe, Philip och Luci Ellis (1997), "The smoothing of official interest rates," i *Monetary Policy and Inflation Targeting: Proceedings of a Conference*, Philip Lowe (red.), Reserve Bank of Australia.

Sjödin, Maria (2026), "Riksbankens mål, mandat och processen bakom ett penningpolitiskt beslut", *Penning- och valutapolitik*, nr 1, s. 6–20, Sveriges riksbank.

Svensson, Lars E. O. (2011), "Inflation targeting", kapitel 22 i *Handbook of Monetary Economics*, vol. 3b, Benjamin M. Friedman och Michael Woodford (red.), Elsevier.

Sveriges riksbank (2015), *Penningpolitisk rapport*, juli.

Sveriges riksbank (2017a), *Penningpolitisk rapport*, april.

Sveriges riksbank (2017b), *Penningpolitisk rapport*, juli.

Sveriges riksbank (2020), *Penningpolitisk rapport*, april.

Sveriges riksbank (2021), *Redogörelse för penningpolitiken*, 2020.

Sveriges riksbank (2022), *Redogörelse för penningpolitiken*, 2021.

Sveriges riksbank (2023), *Redogörelse för penningpolitiken*, 2022.

Sveriges riksbank (2024), *Penningpolitisk rapport*, september.

Sveriges riksbank (2025), *Redogörelse för penningpolitiken*, 2024.

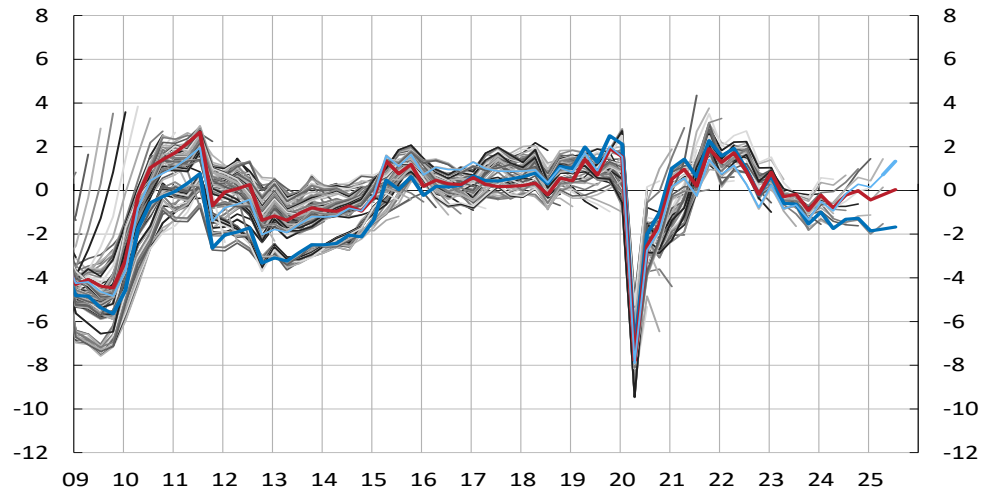
Taylor, John, (1993), "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conferences Series on Public Policy*, vol. 39, s. 195–214.

Taylor, John B. and John C. Williams (2010), "Simple and robust rules for monetary policy", kapitel 15 i *Handbook of Monetary Economics*, vol. 3, Benjamin M. Friedman och Michael Woodford (red.), Elsevier.

Woodford, Michael (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.

## APPENDIX

**Figur 4. Olika realtidsmått på produktionsgap**  
Procentuell avvikelse från trend



Anm. Serierna visar serier av produktionsgap baserade på tre olika sätt att beräkna trend: (i) Riksbankens bedömning; (ii) ett Hodrick-Prescott-filter; och (iii) ett sjätte-grads polynom. De senast uppskattade produktionsgapen är markerade i blått (Riksbankens bedömning), rött (HP-filter) och ljusblått (polynom).

Källa: Riksbanken, SCB och egna beräkningar.

# Estimating perceived monetary policy rules for Sweden

Max Brès, Alexander Czarnota and Matilda Kilström\*

Max Brès is senior economist, Alexander Czarnota is economist, and Matilda Kilström is adviser at the Riksbank's Monetary Policy Department

---

Private agents' perceptions of how the central bank will respond to new information shape how interest rates react to macroeconomic news and are therefore central to the transmission of monetary policy.

In this article, we estimate a time-varying perceived monetary policy rule for Sweden using surveys of professional forecasters. The estimated rule exhibits substantial variation over time, but overall, the Riksbank is perceived to respond more strongly to expected inflation than to the expected output gap. Extending the baseline specification, we find little evidence that the exchange rate is perceived to enter the policy rule independently of its implications for expected inflation and real activity.

We then use an event-study approach to derive an independent, market-based counterpart to the survey-based rule from the response of interest rates to inflation and GDP surprises. Market rates respond positively and significantly to both, with stronger responses to inflation surprises. Finally, we find some evidence that market responses to macroeconomic news are stronger when the Riksbank is perceived to place greater weight on the corresponding variable, although this result is limited to a subset of financial instruments.

---

## 1 Introduction

Private agents' expectations about how the Riksbank will react to new information are a key determinant of how policy decisions transmit to longer-term interest rates and broader financial conditions. If market participants understand the central bank's reaction function, that is, how it will respond to new information, part of the adjustment to shocks can occur through prices and expectations even before policy is changed (Woodford, 2005).<sup>1</sup> For policy analysis, this makes market participants'

---

\* The authors would like to thank Carl Andreas Claussen, Peter Gustafsson, Özer Karagedikli, Stefan Laséen, Marianne Nessén, Ricardo Reis, Anna Seim, Ulf Söderström, Anders Vredin, Francesco Zanetti and seminar participants at the Riksbank for valuable comments and suggestions. The opinions expressed in this article are the sole responsibility of the authors and should not be interpreted as reflecting the views of Sveriges Riksbank.

<sup>1</sup> Another case when perceptions are economically important is discussed in Bauer et al. (2024b). Using a simple theoretical framework, they show that if the public expects a strong response to inflation, this can

perceived reaction function a useful object to monitor—yet it is not directly observable and may vary over time.

Identifying the perceived reaction function of a central bank requires measuring its expected responses to movements in its goal variables. A common approach to evaluate market participants' expectations about future monetary policy is to use asset prices or survey forecasts of the policy rate. While these are informative about expected outcomes, they are not informative about the policy reaction function itself. Alternatively, estimated policy rules within structural or semi-structural models reflect the econometrician's model and information set rather than agents' subjective beliefs.

In this article, we estimate a perceived monetary policy rule for Sweden. Our approach to capturing the perceived reaction function of the Riksbank consists of estimating a perceived time-varying monetary policy rule that defines a systematic relation between the policy rate and some indicators of macroeconomic conditions using granular survey data on professional forecasts. We use data from the Riksbank monthly survey of professional forecasters from October 2006 to November 2025. Building on Bauer et al. (2024a), we form panels for each monthly survey consisting of forecasts for the policy rate, inflation and the output gap for the available forecast horizons for each forecaster. The estimated forward-looking policy rule relates the expected policy rate to expectations for inflation and real activity. This approach uses the joint distribution of individual forecasts to recover the response coefficients that are most consistent with respondents' policy rate expectations and thereby provides a structured time-varying metric of perceived policy behaviour. More precisely, it defines perceived monetary policy as the estimated coefficients on inflation and the output gap that, in a given month, rationalise the individual policy rate forecasts as a linear function of the corresponding forecasts for inflation and the output gap. The perceived policy rule is estimated with and without interest rate smoothing (inertia).

Three results stand out. First, forecasters perceive the Riksbank as responding more strongly to expected inflation deviations than to the expected output gap. Second, there is variation in both responses over time, with the 2012-2017 period showing a stronger perceived response of the Riksbank to movements in inflation than during other periods. Third, our results are robust to considering an inertial rule, alternative measures of real activity and an alternative method to control for disagreement about the long term. To address the concern of potential misspecification of the estimated perceived policy rule, we extend our baseline specification with survey forecasts of the exchange rate – a potentially important variable given that Sweden is a small open economy. We find limited evidence that the exchange rate is perceived to enter the policy rule beyond its implications for expected inflation and real activity.

The method in Bauer et al. (2024a) builds on the assumption that a simple Taylor rule is a credible “model” of how monetary policy is perceived to respond to

---

improve the trade-off between stabilising output and inflation by limiting the change in actual inflation going forward.

macroeconomic conditions.<sup>2</sup> However, this functional form can provide a more or less accurate approximation of respondents' views at different points in time.<sup>3</sup> Variation in the estimated coefficients may, therefore, partly reflect changes in the degree of misspecification rather than changes in the underlying perceived policy weights.

Our application of this method to Sweden involves both gains and limitations. An important advantage is that the survey provides longer-horizon expectations, which reduces the risk of contamination from expected near-term monetary policy shocks and helps identify disagreement about the steady state across respondents. However, respondents are not asked explicitly about how the Riksbank would adjust the policy rate conditional on macroeconomic outcomes. The mapping from policy rate forecasts to perceived policy responses is therefore less straightforward than in Bauer et al. (2024a).

To validate the conclusions from our survey-based perceived policy rule, we estimate an alternative perceived rule using financial market data, identified from the causal effect of inflation and GDP forecast revisions on policy rate forecast revisions. Specifically, we estimate event-study regressions of interest rate changes on inflation and GDP surprises—measured as the difference between the released value and the consensus forecast prior to the announcement—in narrow windows around the data releases. Under the assumption that these interest rate changes reflect revisions to expectations about the future policy rate, the estimated coefficients can be interpreted as the Riksbank's expected reaction to the data surprises.

We find that positive surprises in inflation and GDP releases cause statistically significant increases in market rates, consistent with the interpretation that financial markets perceive the Riksbank to raise the policy rate in response to this news. Consistent with our survey-based perceived policy rule, the implied response is stronger for inflation surprises than for GDP surprises. In terms of magnitude, the estimates align more closely with the survey-based rule in the specification with policy rate inertia.

In addition, we use rolling-window estimates of our event-study regressions and find that the perceived responses to inflation and GDP surprises vary over time in a manner that qualitatively matches the time variation in the survey-based rule. For example, according to both estimation methods, the Riksbank was perceived to

---

<sup>2</sup> Even though simple policy rules are not followed mechanically (see, e.g., Svensson, 2017), it is common for central banks to consider some type of simple policy rules as input into policy deliberations or in the external communication (see, e.g., Garga et al., 2025). In theory, optimal policy can be derived by minimising the expected loss of the policymaker, but in practice this is not directly applicable and simple policy rules can be useful. In DSGE models – the workhorse model used for policy analysis in many central banks – monetary policy is often modelled using some version of a Taylor rule. This is also the case for the Riksbank's DSGE model MAJA (see Corbo and Strid (2020) for more details).

<sup>3</sup> For Sweden, Jonsson and Katinic (2017) argue that Swedish monetary policy has been in line with a Taylor rule with a time-varying long-term rate between 1995-2017. In a recent paper, Nakamura et al. (2025) study monetary policy in the United States and highlight that the Federal Reserve at times has deviated strongly from the Taylor rule, in particular during the recent inflation surge. Similar evidence for Sweden is documented by Gustafsson and Nessén (2026).

respond relatively more strongly to deviations in its goal variables during 2012-2017 than in other periods.

Overall, the market-perceived rule yields conclusions similar to those from the survey-based rule. The quantitative evidence, however, is more nuanced. Allowing the sensitivity of interest rates to macroeconomic news to vary with our survey-based measure of perceived policy responsiveness, we find some evidence that rates respond more to inflation and GDP surprises when the Riksbank is perceived to place a greater weight on the respective variable. This would suggest that time variation in the survey-based rule matters for the transmission of macroeconomic news to market rates. However, since the estimated interaction effects are only statistically significant for a subset of interest rates and depend on the specification used to estimate the survey-based coefficients, these results should be interpreted with caution.

This article contributes to the literature on monetary policy expectations and transmission by developing a survey-based, time-varying measure of the perceived policy reaction function for Sweden. Existing work often infers changes in expected policy paths from financial market prices, particularly in high-frequency event-study settings around macroeconomic and policy announcements (for example, Kuttner 2001, Gürkaynak et al. 2005, or Nakamura and Steinsson 2018) or estimates policy rules within structural and semi-structural models under a maintained information set (for example, Clarida et al. 2000). Our contribution is to complement these approaches with a direct measure of how market participants perceive the Riksbank's systematic response to macroeconomic conditions, and how that perception evolves over time. By adapting the framework of Bauer et al. (2024a) to a small open economy and explicitly assessing the perceived role of the exchange rate, the article also offers a practical monitoring device for policy analysis and for interpreting variation in the sensitivity of market rates to macroeconomic news.

## 2 Survey data

To estimate survey-based perceived monetary policy rules for Sweden, we utilise panel data on professional forecasts. The Riksbank commissions Origo Group to measure expectations of several macroeconomic variables among money market participants, labour market parties and purchasing managers.<sup>4</sup> The money market participants' survey is conducted monthly, whereas the survey including all participants is conducted quarterly.<sup>5</sup> Origo Group publishes moments from the survey

---

<sup>4</sup> The survey has been published in some form since 1995. Between 2000-2024, the survey was carried out by Kantar Prospera.

<sup>5</sup> All participants are asked about their expectations for inflation, wage increases, GDP and the policy rate in Sweden. Money market participants are also asked about their expectations for the Swedish 5-year government bond rate and the EUR and USD exchange rates. Money market participants include banks, investment firms and pension funds. Labour market parties refer to employer and employee organisations. Since September 2009, the survey has been conducted monthly among money market participants. For an overview of the survey, see Lundgren (2021).

each month, focusing on the mean value of the respondents. The underlying microdata includes the (anonymised) individual respondents from each institution.<sup>6</sup>

For this article, we utilise data for the period October 2006 to November 2025. We focus on the money market participants' survey and use the monthly panel data from September 2009; before then, the survey was quarterly. Money market participants are surveyed about their expectations for the key variables: the policy rate, inflation and GDP growth, at three different horizons: one year, two years, and five years ahead.<sup>7</sup>

The expected policy rate is straightforward to include in our analysis, but we need to make some assumptions for inflation and GDP.

Until 2017, inflation expectations were measured as the expected percentage increase in the consumer price index (CPI). After the Riksbank adopted the CPI with a fixed interest rate (CPIF) as the target index in September 2017, respondents were asked about their expectations for inflation measured both as CPI and CPIF. For this latter period, we use CPIF as our measure of inflation.

For GDP, respondents are asked about expected GDP growth, but monetary policy rules are typically specified in terms of the output gap.<sup>8</sup> To construct a measure of the output gap, we follow a method similar to that in Bauer et al. (2024a). First, to construct forecasts for expected real GDP, we combine (i) the level of real GDP from the National Institute of Economic Research (NIER) and (ii) the survey respondents' forecast for real GDP growth. Because respondents do not have access to the outcomes for real GDP in the quarter of the survey, we construct a common nowcast for real GDP in each quarter based on forecasts from the NIER.<sup>9</sup> Then, because the respondents only report their expected growth rates for years one, two and five, we use interpolation to compute the growth rate for years three and four, assuming a monotonic function. Next, we compute the expected level of real GDP at the different horizons.

To construct the GDP gap, we also need a measure of expected potential GDP,  $GDP^*$ . This variable is not included in the survey. Instead, we use the projected potential GDP from the NIER—again using real-time data with the most recent vintage before

---

<sup>6</sup> In a recent paper, Gemmi and Valchev (2026) show that professional forecasters' survey responses are biased when there are strategic incentives to stand out. They argue that it is not necessarily enough to have anonymous surveys to solve this issue, if respondents also respond to non-anonymous surveys. The Origo data used in this article is both anonymous and proprietary, commissioned by the Riksbank, limiting the scope of such strategic incentives.

<sup>7</sup> See Appendix A for descriptive figures for these variables.

<sup>8</sup> GDP growth can be high in different parts of the business cycle and may therefore not be a good indicator of resource utilisation.

<sup>9</sup> If there is a published forecast from the NIER in the same month as the survey, we use that forecast. Otherwise, we use the most recent forecast. If the release from NIER is in the same month but shortly after the survey wave (at the end of the same month), we will assume that respondents have access to that information, that is, we take into consideration the latest GDP release (already observed by respondents) and assume that everyone makes the same nowcast for the current quarter.

the survey date.<sup>10</sup> Constructing the output gap in this way means that we assume that the survey respondents share the same forecast for potential output.

For a survey at time  $t$ , the expected GDP gap at horizon  $h$ ,  $y_{t+h}$ , is computed based on the standard formula:

$$(1) \quad y_{t+h} = \frac{GDP_{t+h} - GDP_{t+h}^*}{GDP_{t+h}^*},$$

where  $GDP_{t+h}$  is the forecast of GDP at horizon  $h$ , and  $GDP_{t+h}^*$  is the forecast for potential GDP. Table 1 presents some summary statistics for the survey data. The total sample over the period October 2006 to November 2025 consists of 18,514 observations, with an average of 31 respondents per wave and three forecast horizons. Over this period, average inflation was 1.85 per cent, and the average expected GDP gap was negative at  $-1.23$  per cent.<sup>11</sup> The expected policy rate was 1.63 per cent, and expectations for the policy rate over this period ranged between  $-1$  and 6 per cent.

**Table 1. Summary statistics of surveyed expectations**

Variable	Mean	Std. dev.	Min.	25 <sup>th</sup> pct.	Median	75 <sup>th</sup> pct	Max.
Policy rate	1.63	1.35	-1.00	0.50	1.50	2.50	6.00
Inflation	1.85	0.75	-2.00	1.50	1.90	2.10	8.50
GDP gap	-1.23	3.16	-19.80	-2.91	-1.04	0.97	13.60

Note. Summary statistics for the sample period October 2006 to November 2025.

Sources: Kantar Prospera, Origo Group, National Institute of Economic Research and own calculations.

## 3 A perceived forward-looking monetary policy rule for Sweden

### 3.1 Estimating a monetary policy rule based on survey data

To recover the perceived monetary policy rule, we assume that simple policy rules are a useful descriptive device to characterise monetary policy and that forecasters first form a view of the key macroeconomic variables, inflation and output, and then use a policy rule to arrive at their policy rate forecast, conditional on these variables. This

<sup>10</sup> Again, if the release from NIER is shortly after the survey wave, we use the potential GDP from those projections. This will only be the case in the months when the NIER updates their projections: typically, March, June, September and December. The projections are typically published towards the end of the month, whereas the survey is carried out in the first half of the month.

<sup>11</sup> Figure 8 in Appendix A illustrates the GDP gap across surveys and by horizons for the sample period.

allows us to interpret the estimated coefficients of the policy rule as the perceived monetary policy responses to inflation and output.<sup>12</sup>

The simple monetary policy rule we assume is in the spirit of the Taylor rule and takes the following form:

$$(2) \quad i_t = r_t^* + \pi_t^* + \beta_t(\pi_t - \pi_t^*) + \gamma_t y_t + u_t.$$

Here the nominal policy rate,  $i_t$ , is determined by the long-run neutral real rate  $r_t^*$ , the inflation target  $\pi_t^*$ , current deviations from the inflation target ( $\pi_t - \pi_t^*$ ), the output gap  $y_t$ , and an exogenous monetary policy shock  $u_t$ . To estimate the parameters of the policy rule in equation (2), we regress the policy rate forecasts on inflation and GDP gap forecasts. At each time  $t$ , where  $t$  is the time of the survey, we do this for a panel of forecasts made by forecaster  $j$  at horizon  $h$ :

$$(3) \quad E_t^j i_{t+h} = a_t^j + \hat{\beta}_t E_t^j \pi_{t+h} + \hat{\gamma}_t E_t^j y_{t+h} + e_{t+h}^j,$$

where  $a_t^j$  is a forecaster fixed effect capturing beliefs about long-run inflation and the long-run real rate. The interpretation of the fixed effect is that it represents the individual and time-dependent assessment of the neutral rate of interest.<sup>13</sup> The estimation exploits variation across forecasters and forecast horizons, to retrieve the time-varying parameters  $\hat{\beta}_t$  and  $\hat{\gamma}_t$ .

It is an empirical fact that the policy rate is typically adjusted gradually.<sup>14</sup> To capture this, the simple policy rule can be adjusted to include inertia, or interest rate smoothing (here  $\rho_t$  governs the degree of smoothing):

$$(4) \quad i_t = \rho_t i_{t-3} + (1 - \rho_t)[r_t^* + \pi_t^* + \beta_t(\pi_t - \pi_t^*) + \gamma_t y_t] + u_t,$$

where we include the policy rate lagged by a quarter ( $i_{t-3}$ ). To estimate the parameters of equation (4)—now including the time-varying parameter  $\rho_t$ —we estimate the following regression with inertia:

$$(5) \quad E_t^j i_{t+h} = a_t^j + \hat{\rho}_t i_{t+h-3} + \hat{\beta}_t E_t^j \pi_{t+h} + \hat{\gamma}_t E_t^j y_{t+h} + e_{t,t+h}^j.$$

We do not observe  $i_{t+h-3}$  in the survey. Therefore, we interpolate the respondents' policy rate expectations at horizons of three months, one year, two years and five years. We assume a monotonic function and interpolate to approximate the policy rate in the previous quarter (for each forecast horizon) using the policy rate at the time of the survey combined with individual expectations.<sup>15</sup>

<sup>12</sup> It is possible to make a broader interpretation of the estimated coefficients of the policy rule. Instead of reflecting perceived monetary policy, we can think of them reflecting the perceived endogenous co-movement between the policy rate and these macroeconomic conditions.

<sup>13</sup> Bauer et al. (2024a) include forecaster-fixed effects to reflect that forecaster beliefs about the long-run real rate and inflation ( $r_t^*$  and  $\pi_t^*$  in equation (2)) may be correlated with their forecasts for inflation and the output gap and, therefore, we should control for these. In our baseline estimation, we include such fixed effects, but since we only have three observations per forecaster and survey month, we also consider an alternative specification in Appendix B. In the alternative specification, we instead include variables in deviation from their long-run expected values, that is, in deviation from the five-year expectations.

<sup>14</sup> See, for instance, Sveriges Riksbank (2024).

<sup>15</sup> We use a monotone piecewise cubic interpolation to capture the curvature of the expected forward curve. The results are robust to alternative cubic interpolation methods. Accurately capturing this curvature

The estimation strategy relies on an ordinary least squares model and four main assumptions. First, the estimation requires that there is variation in expected inflation and output across forecasters.<sup>16</sup> Second, economic forecasts should be exogenous to the expected monetary policy shock from the simple policy rule,  $E_t^j u_{t+h}$ . Bauer et al. (2024a) discuss how it is unlikely that this assumption holds exactly and, therefore, some endogeneity bias may arise. While expected monetary policy shocks may contaminate expectations at short horizons, longer term expectations available in the survey data for Sweden somewhat limit this concern.

Third, we assume that forecasts for the policy rate are made according to the simple monetary policy rule. We obtain an average  $R^2$  across surveys that is very similar to what Bauer et al. (2024a) present. However, while the survey used in Bauer et al. (2024a, 2024b) asks forecasters specifically about the macroeconomic assumptions underlying their policy rate forecasts, the wording is less specific in the Origo survey, and respondents are simply asked about their expectations at different horizons.<sup>17</sup> Under the assumption that the rule is well specified—that is, the respondents' policy rate forecasts correspond to their perceived policy responses to macroeconomic conditions—we can make a causal interpretation of the estimated coefficients as response coefficients. Finally, the fourth assumption is that parameters are constant over the forecast horizon.

A potential concern is that misspecification of the policy rule drives the variation in our estimates over time. In Section 3.3, we show that our results are robust to different specifications of the rule.

### 3.2 A time-varying perceived monetary policy rule for Sweden

Table 2 shows the coefficients of the baseline rules with and without inertia (interest rate smoothing) estimated over the whole sample. The estimated coefficient for inflation is substantially larger than that for the GDP gap for both specifications. Accounting for the lagged policy rate leads to estimated coefficients on inflation and the GDP gap that are considerably smaller. This is expected since, when we include the lagged policy rate, the coefficients only capture the perceived short-term response of the policy rate.

---

is important for our estimates: by contrast, a simple linear interpolation implies a persistence coefficient consistently above one, which appears economically implausible.

<sup>16</sup> Since we estimate policy rule within each cross-section, it requires either that we observe variation across respondents or within respondent but across horizons.

<sup>17</sup> See Appendix A for more details on the Origo survey.

**Table 2. Average estimated policy rule with and without inertia**

	Policy rate	
	(1)	(2)
Policy rate <sub>t-1</sub>		0.983*** (0.006)
Inflation	0.659*** (0.076)	0.044*** (0.007)
GDP gap	0.194*** (0.029)	-0.008** (0.003)
Observations	18,229	18,229
R <sup>2</sup>	0.805	0.996
Within R <sup>2</sup>	0.296	0.986
Individual-time FE	YES	YES

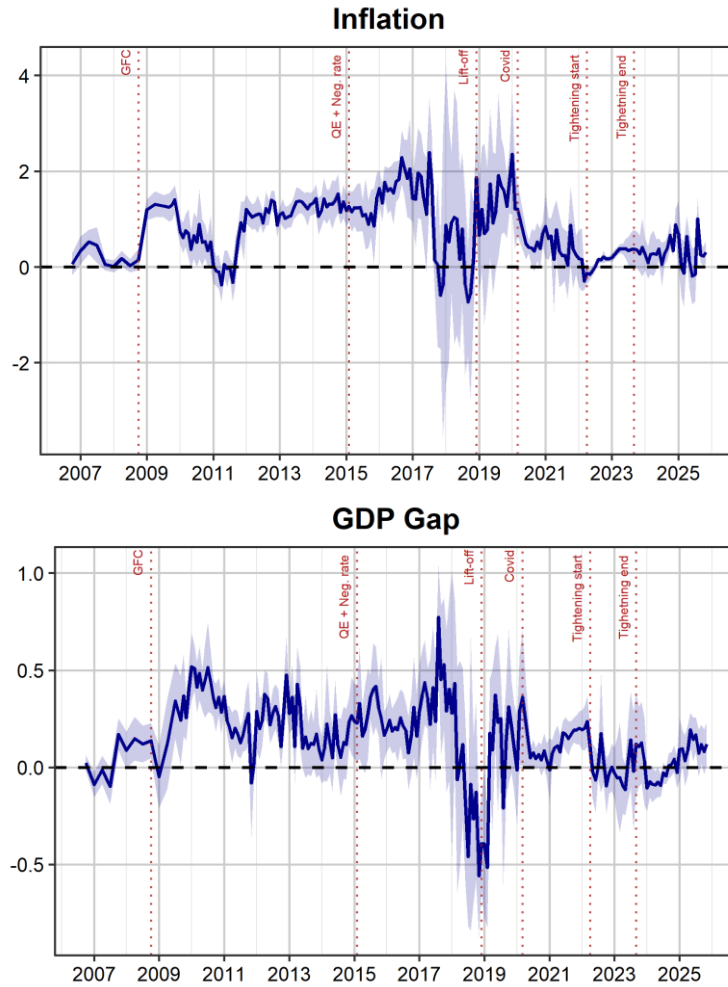
Note. Column (1) corresponds to Equation (3) and column (2) corresponds to Equation (5). Regressions are estimated on monthly surveys (quarterly frequency before September 2009) from October 2006 to November 2025. Standard errors clustered at the respondent-time level are shown in parentheses.

Sources: Kantar Prospera, Origo Group, National Institute of Economic Research and own calculations.

We move on to a narrative interpretation of the time-varying rule. Overall – and in line with the Riksbank’s primary price stability objective – we find that throughout the sample period the Riksbank is viewed as placing relatively greater weight on inflation than on the output gap, that is, the estimated coefficient on inflation is larger than the coefficient on the output gap. In addition, we find qualitatively similar patterns for the estimated coefficient on inflation for both specifications. Our measure of the GDP gap is likely subject to measurement errors due to the existence of uncertainty around the level of potential GDP. This can potentially bias our results and explain the negative coefficient on the GDP gap in column (2). To address this concern, we later present robustness checks of our main results assuming alternative measures of real activity in the policy rule.

Figure 1 shows the time variation in the estimated parameters for the perceived monetary policy rule without inertia, that is, according to Equation (3). The blue solid lines report the point estimates, and the shaded regions report 95 per cent confidence intervals. The top panel shows that the coefficient on inflation,  $\hat{\beta}_t$ , is relatively stable leading up to the Great Financial Crisis (GFC) and then increases around the onset of the GFC before falling back in 2010. In June 2010, the Riksbank started tightening monetary policy. Over the next two years, the Riksbank expressed concerns about rising household debt, and one interpretation consistent with the low  $\hat{\beta}_t$  is that – at this time – forecasters did not think that the policy rate hikes were motivated by the economic outlook but rather by such financial stability concerns (see, for example, Svensson, 2017, Bylund et al., 2023, and Coglianesi et al., 2025).

Figure 1. Parameter estimates for perceived policy rule



Note. Estimated policy-rule coefficients for inflation,  $\hat{\beta}_t$ , and the output gap,  $\hat{\gamma}_t$ . The blue lines refer to the estimated coefficients from Equation (3), estimated on monthly surveys (quarterly frequency before September 2009) from October 2006 to November 2025. The shaded regions show 95% confidence intervals based on standard errors clustered at the respondent-time level. Vertical dashed lines highlight dates of specific events, see Appendix B for details.

Sources: Kantar Prospera, Origo Group, National Institute of Economic Research and own calculations.

In late 2011,  $\hat{\beta}_t$  goes back to the level seen before June 2010 and is relatively stable around 1-1.5 until 2016. In February 2015, the Riksbank cut the policy rate to -0.10 per cent. The policy rate cut was combined with an announcement of asset purchases as well as an assurance that the central bank was ready to do more. In February 2016, following unexpectedly low inflation outcomes, the Riksbank also emphasised that it was ready to make monetary policy even more expansionary to ensure confidence in the inflation target, and  $\hat{\beta}_t$  increases somewhat around this time.

Between 2017 and the end of 2018, when the policy rate was raised,  $\hat{\beta}_t$  varies substantially and is overall less precisely estimated. This could be consistent with money market participants not perceiving a consistent reaction function for the Riksbank during this period. Leading up to 2020,  $\hat{\beta}_t$  increases but the confidence intervals are much wider than in the years prior to 2017. From March 2020, at the

beginning of the Covid pandemic, money market participants again expect the Riksbank to put a lower weight on inflation. This is in line with the discussion in Bauer et al. (2024a), that the perceived coefficients are lower in times of crises. One explanation for this can be that the central bank is perceived to pursue risk management rather than act on the economic outlook.

The estimates of  $\hat{\beta}_t$  trend downward until the start of monetary policy tightening in April 2022. This marks a turning point for  $\hat{\beta}_t$ , but the estimated coefficient remains at a relatively low level until 2024. Compared to the pre-Covid period, particularly the years prior to 2018, there is a clear shift downwards. Furthermore, from the second half of 2024 until the end of the sample period,  $\hat{\beta}_t$  fluctuates substantially.

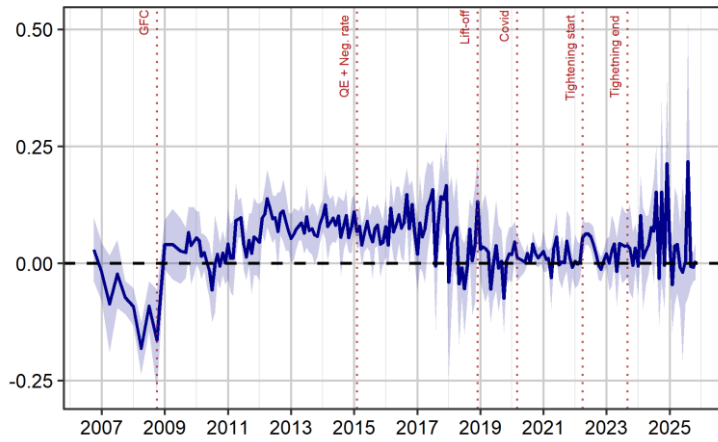
The bottom panel shows the coefficient on the expected GDP-gap,  $\hat{\gamma}_t$ . As expected, given the Riksbank's price stability objective, the magnitude of this coefficient is smaller than that of the coefficient on inflation, and the patterns are somewhat less clear. At the beginning of the sample period,  $\hat{\gamma}_t$  moves from around zero to positive. Then, at the onset of the GFC,  $\hat{\gamma}_t$  initially falls back to zero before trending up to around 0.5 in 2010.

When the Riksbank starts expressing concerns about rising household debt,  $\hat{\gamma}_t$  trends downward, from around 0.5 to (briefly) around zero, until around 2012.  $\hat{\gamma}_t$  then moves between around 0.1 and around 0.4 until 2017 when, as for inflation, there are more pronounced swings in the estimated coefficient and the standard errors increase. The perceived weight on the GDP gap even falls to a negative number before lift-off in December 2018.

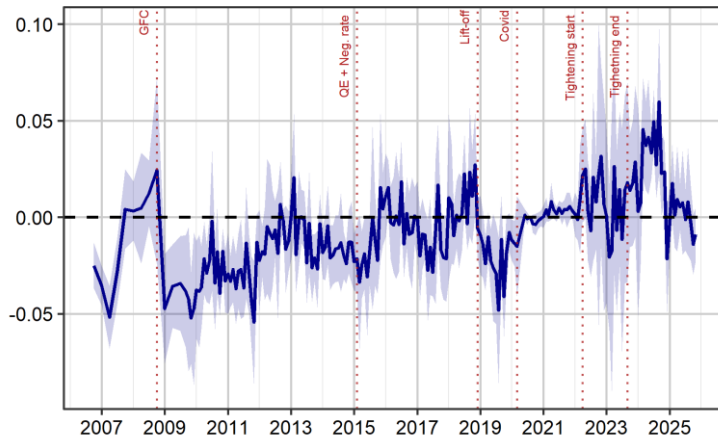
Similar to the estimated coefficient for inflation,  $\hat{\gamma}_t$  falls at the beginning of the Covid pandemic as money market participants expect the Riksbank to put a lower weight on macroeconomic conditions. Following Covid,  $\hat{\gamma}_t$  gradually increases until monetary policy tightening begins in 2022 when the estimated coefficient falls back and fluctuates around zero. Starting in the second half of 2024,  $\hat{\gamma}_t$  increases and turns positive in the beginning of 2025.

Empirically, monetary policy is often adjusted gradually. Therefore, for the rest of the article we emphasise the results for the policy rule with inertia based on Equation (5). Figure 2 shows the estimated coefficients for the perceived policy rule with inertia. Accounting for the lagged policy rate affects the interpretation of the coefficients on inflation and the GDP gap – here they only capture the perceived short-term response of the policy rate. As in Bauer et al. (2024a), the estimated coefficients are therefore smaller than if we do not include interest rate smoothing. If we focus on level shifts and abstract away from short-term noise, the variation over time in the estimated coefficient on inflation,  $\hat{\beta}_t$ , is qualitatively similar to Figure 1. There is a clear level shift in the period 2012-2017. During this period,  $\hat{\beta}_t$  is larger and more precisely estimated than in the years prior to 2012. From 2017,  $\hat{\beta}_t$  is less precisely estimated and overall smaller in magnitude.

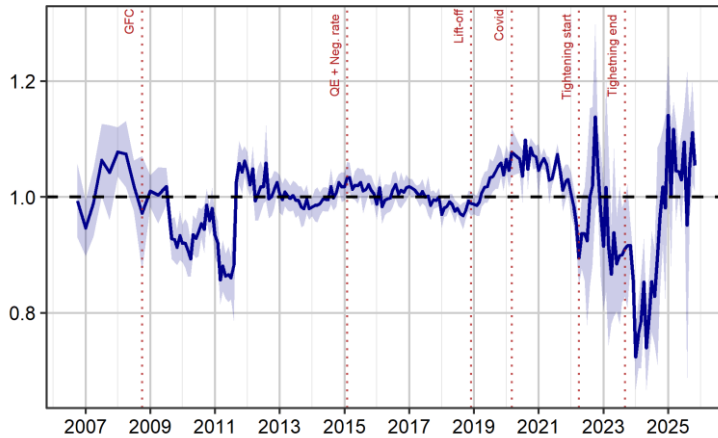
**Figure 2. Parameter estimates for perceived policy rule with inertia**  
**Inflation**



**GDP Gap**



**Lagged Policy Rate**



Note. Estimated policy-rule coefficients for inflation,  $\hat{\beta}_t$ , the output gap,  $\hat{\gamma}_t$ , and the lagged policy rate  $\hat{\rho}_t$ . The blue lines refer to the estimated coefficients from Equation (5), estimated on monthly surveys (quarterly frequency before September 2009) from October 2006 to November 2025. The shaded regions show 95% confidence intervals based on standard errors clustered at the respondent-time level. Vertical dashed lines highlight dates of specific events, see Appendix B for details.

Sources: Kantar Prospera, Origo Group, National Institute of Economic Research and own calculations.

For the inertial rule,  $\hat{\beta}_t$  is low (even negative) in the period leading up to the GFC but increases quickly at the onset of the crisis. The perceived weight on inflation again drops, slightly and temporarily, in 2010 during the period when the Riksbank expressed concerns about rising household debt. Following this period,  $\hat{\beta}_t$  moves around 0.05-0.1. As for the policy rule without inertia, there is more variation and  $\hat{\beta}_t$  is less precisely estimated in the period between 2017 and 2019. While the perceived weight on inflation is low already following lift-off at the end of 2018, it remains low during the Covid pandemic and until the Riksbank starts hiking the policy rate in 2022. At the onset of monetary policy tightening, we see a short-lived increase in  $\hat{\beta}_t$ . Then, in the most recent years, we note that  $\hat{\beta}_t$ , while somewhat higher than during the period between 2020-2022, is overall imprecisely estimated. These are years when we have also seen an increase in various measures of uncertainty.

The coefficient on the GDP gap,  $\hat{\gamma}_t$ , is presented in the middle panel.  $\hat{\gamma}_t$  moves from a negative number to just above zero before the onset of the GFC, when it falls to around -0.05. It remains negative, but relatively close to zero, until after 2011 and then starts to move back towards just below zero.<sup>18</sup> Between 2015 and 2018,  $\hat{\gamma}_t$  hovers around zero, before trending upwards (slightly) leading up to lift-off at the end of 2018. Following lift-off,  $\hat{\gamma}_t$  again falls and remains negative until the beginning of the Covid pandemic in 2020. After around two years at zero,  $\hat{\gamma}_t$  starts to increase somewhat as the Riksbank starts hiking the policy rate. It drops in the beginning of 2023 but then increases in 2024 before moving down again in 2025. In 2023, the Riksbank was still signalling that the policy rate would remain high for longer. The policy rate cuts in the most recent monetary policy cycle started in May 2024. Overall, in 2024 inflation decreased or was even below the target of 2 per cent and the real economy was weak. In 2025, the trade-off between inflation and the real economy was different since inflation was assessed to be temporarily above the target, while the real economy was still weak.

In the bottom panel we show the estimated coefficient on the lagged policy rate,  $\hat{\rho}_t$ . We note that the coefficient fluctuates around one until mid-2009 when it drops somewhat.  $\hat{\rho}_t$  remains below one until around 2012. Between 2012 and the end of 2018 (lift-off),  $\hat{\rho}_t$  is very close to one. Starting shortly after lift-off,  $\hat{\rho}_t$  increases and remains above one until the start of the policy rate hikes in 2022. We see a sharp drop right at the start of the monetary policy tightening, but early on during the tightening, the perceived inertia increases again before decreasing towards the end of 2022 and then even further in the beginning of 2024. In the spring of 2024, the Riksbank starts cutting the policy rate and the perceived inertia remains low.  $\hat{\rho}_t$  starts trending up in the second half of 2024 and fluctuates around 1.05-1.10 from the beginning of 2025.

A unique feature of our survey data is that we can compare the perceived policy rule of the money market participants to that of other economic agents – labour market parties and purchasing managers. In Appendix B we show the perceived policy rules

---

<sup>18</sup> In simple policy rules with fixed coefficients, the coefficient on the output gap is positive. While a negative coefficient may imply that the output gap is not perceived to be relevant for monetary policy, due to some considerations, we note that the estimated coefficient is small. Table 2 shows that it is -0.008 on average over the sample period.

for these other agents. For the policy rule without inertia, there are clear qualitative similarities for a large part of the sample period.

### 3.3 Potential misspecifications and robustness checks

We have estimated two versions of a time-varying perceived monetary policy rule, with and without interest rate inertia. A causal interpretation of these estimates relies on the assumption that forecasters form expectations about key macroeconomic variables and subsequently map these expectations into a policy rate forecast using a perceived policy rule specified as in Equations (2) and (4). If these perceived rules are mis-specified—for example due to omitted variables—part of the estimated time variation in the coefficients may reflect changes in the relevance of those omitted variables rather than genuine shifts in perceived policy preferences.<sup>19</sup>

We therefore assess robustness along three dimensions. First, we reproduce the analysis using GDP growth as an alternative activity measure, which also helps alleviate concerns that measurement error in the GDP gap may affect the estimates. Second, we use five-year-ahead expectations to proxy respondents' perceived long-run levels of inflation and the real rate instead of relying on respondent fixed effects. Third, we allow for a potentially omitted open-economy state variable by introducing the exchange rate. Across these alternatives, our results remain broadly similar.

Our baseline estimation is based on using the GDP gap as our measure of resource utilisation, but it is robust to using alternative measures of GDP. There are two main reasons for this robustness check. First, since survey respondents do not report their estimate of the GDP gap, we must – as described in Section 2 – make some assumptions to construct this variable. Specifically, we assume that the survey respondents share the same forecast for potential output and the same nowcast for real GDP. Second, while it is common to use the GDP gap in the policy rule, there are alternative activity measures that do not rely on the unobservable variable, potential GDP. Therefore, as a robustness check, we also estimate a perceived monetary policy rule using GDP growth, as well as a version without any activity measure, instead of the GDP gap. We show that the estimated coefficient for inflation is robust to using an alternative measure of the state of the real economy (see Appendix B). The estimated response to inflation in the inertial rule remains quantitatively similar irrespective of the measure of activity.

Following Bauer et al. (2024a), forecaster fixed effects can be viewed as absorbing heterogeneity in the long-run component of interest rate forecasts—that is, disagreement about long-run inflation and real rates that loads into the perceived intercept and is common across horizons within a survey wave. A distinctive feature of our data is that respondents report five-year-ahead expectations for the key macroeconomic variables, which provides a direct proxy for these long-run beliefs. This is particularly valuable in our setting because each respondent provides forecasts

---

<sup>19</sup> Bauer et al. (2024a) address this concern and assess if a more comprehensive rule, including a role for financial conditions, changes the time variation. They conclude that while financial conditions are perceived to have a substantial and significant effect, including financial conditions has little effect on the estimates of interest.

at only a limited number of horizons per wave, making fixed-effects estimation potentially noisy. We therefore re-estimate the perceived policy rule in deviations from each respondent’s own five-year expectations (and, in the inertial specification, analogously net out the long-run component of the lagged rate term). The resulting coefficient paths are qualitatively similar to the main estimates: while the deviations approach implies some level differences early in the sample—most visibly for the non-inertial inflation coefficient—the time-variation patterns and the estimates in recent years are very close (Appendix B).

Finally, given that Sweden is a small open economy, we extend the baseline specification by allowing for a potential role of the exchange rate in the perceived monetary policy rule. For a central bank with a price stability objective – and a flexible inflation target – the exchange rate should matter for policy only through its effects on inflation and real economic activity. Nevertheless, market participants may believe that the Riksbank responds to exchange rate movements beyond these channels. This belief could be shaped by frequent communication on exchange rate developments, by past currency reserve operations with significant exchange rate effects (Artta et al., 2025), or by the view that inflation and the output gap do not fully summarize the state of the Swedish economy (Leitemo and Söderström, 2005).<sup>20</sup>

The Origo survey includes money market participants’ forecasts for the exchange rates EURSEK and USDSEK at one- and two-year horizons. We build an exchange rate index of these two exchange rates based on KIX weights.<sup>21</sup>

To isolate perceived exchange rate considerations beyond expected inflation and economic activity, we first regress exchange rate expectations on inflation and output-gap expectations at the same forecast horizon:

$$(6) \quad E_t^j FX_{t+h} = \alpha_t^j + \lambda_t E_t^j \pi_{t+h} + \xi_t E_t^j y_{t+h} + \sigma_{t,t+h}^j.$$

The residual  $\sigma_{t,t+h}^j$  captures variation in exchange rate expectations that are orthogonal to the expected paths of inflation and the output gap. We then include this purged exchange rate component in the perceived policy rule with inertia to estimate the following regression:

$$(7) \quad E_t^j i_{t+h} = \alpha_t^j + \tilde{\rho}_t i_{t+h-3} + \tilde{\beta}_t E_t^j \pi_{t+h} + \tilde{\gamma}_t E_t^j y_{t+h} + \tilde{\mu}_t \hat{\sigma}_{t,t+h}^j + e_{t,t+h}^{j,FX}.$$

<sup>20</sup> Leitemo and Söderström (2005) study whether the exchange rate should be included in the monetary policy rule in the framework of a New-Keynesian model of a small open economy. They find that, in this model framework, the gains from including the exchange rate in an optimised Taylor rule are small (in addition, because there is uncertainty about the exchange rate model, the unmodified Taylor rule is more robust to model uncertainty). The intuition is simple, since changes in the exchange rate affect both inflation and output, the added value of allowing for a separate response to the exchange rate is small. For financially robust advanced economies, Stone et al. (2009) also find that the gains from adding the exchange rate to the monetary policy rule are relatively small. However, distinguishing between demand and supply (cost-push) shocks, they argue that for supply shocks it can be beneficial to put some weight on the exchange rate.

<sup>21</sup> While updated yearly, the weights for the euro area and the US remain relatively stable over time. For simplicity, we assume the weights for the US and the euro area to be constant at their 2024 level of respective 0.85 and 0.15. For more information on the theory and practice behind the general KIX index, see Erlandsson and Markowski (2006).

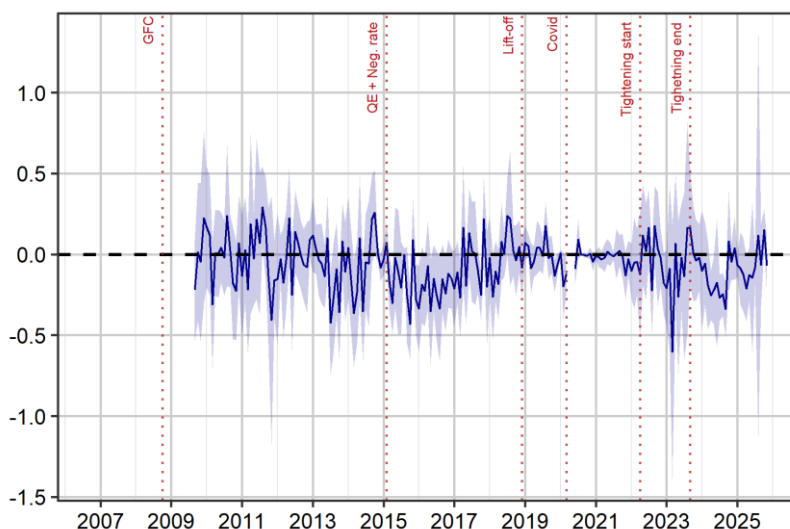
The coefficient  $\tilde{\mu}_t$  captures the extent to which forecasters expect the policy rate to respond to exchange rate movements over and above their effects on expected inflation and the output gap. Because a higher exchange rate index corresponds to a weaker krona, a positive value of  $\tilde{\mu}_t$  indicates that participants expect tighter monetary policy following a krona depreciation (conditional on inflation and activity expectations).

Figure 3 shows the evolution of  $\tilde{\mu}_t$  over time. The estimated exchange rate term is, for most of the sample, economically small and statistically not different from zero. This implies that, on average, market participants do not view the Riksbank as systematically reacting to exchange rate movements over and above the information contained in expected inflation and expected real activity. Deviations from zero are concentrated in a few episodes that coincide with ‘regime changes’ or stress, most notably around the QE and negative interest rate period and during the 2022-2023 tightening phase. It indicates that money market participants may (temporarily) assign an independent policy role to exchange rate developments in such environments. A weaker krona may then coincide with higher risk premia, weaker demand prospects, or expectations of a lower policy rate path. Alternatively, the residual may reflect disagreement about the effects of exchange rate movements. Respondents may believe that the Riksbank assigns less pass-through from depreciation to inflation, or less weight to its effects on real activity, than they do. Overall, the evidence is consistent with a perceived policy rule in which the exchange rate is generally a second-order consideration, punctuated by occasional episodes in which it is viewed as temporarily salient.<sup>22</sup>

---

<sup>22</sup> However, it does not rule out that other variables omitted in our baseline specification, such as financial conditions and households’ debt level, may be relevant for the perceived policy rule.

**Figure 3. Estimated impact of the exchange rate on the policy rate forecast net of its effect on inflation**



Note. Estimated policy-rule coefficients for the residualised exchange rate index  $\tilde{\mu}_t$  from Equation (7), estimated on monthly surveys from October 2009 to November 2025. The shaded regions show 95% confidence intervals based on standard errors clustered at the respondent-time level. Vertical dashed lines highlight dates of specific events, see Appendix B for details. The exchange rate index is built with 85% weight on EURSEK and 15% on USDSEK. Higher values indicate a weaker krona.

Sources: Kantar Prospera, Origo Group and the Riksbank.

## 4 Perceived monetary policy in financial markets

Having established that perceived monetary policy estimated from survey data varies over time, we now turn to estimating perceptions about monetary policy from financial markets. Following Hamilton et al. (2011) and Bauer et al. (2024a, 2024b), we estimate the market-perceived rule using changes in interest rates in narrow windows around the release of macroeconomic news. Specifically, we compare the release of actual inflation and GDP data to the consensus forecasts of the same variables using the average market forecast collected by Bloomberg. The basic idea is that changes in interest rates around the release dates mainly reflect changes in market expectations about the Riksbank's response to this news.

The purpose of this exercise is twofold. First, estimating the response of interest rates to macroeconomic news and analysing how the coefficients vary over time serves as a robustness check of our estimation strategy based on survey data. The advantage of using financial market data is that we estimate the causal effect of revisions to the market's inflation and GDP forecasts on revisions to policy rate forecasts under the assumption that no other news affecting the forecasts is systematically released simultaneously. Given the narrow window in which we measure the forecast revisions, this assumption is likely to hold in practice. Second, using financial market data also allows us to estimate whether the estimated perceived monetary policy rule from the survey data matters for the transmission of macroeconomic news to interest rates.

We start by estimating the following event-study regression

$$(8) \quad \Delta i_t = \alpha + \theta News_t^c + \epsilon_t,$$

where  $\Delta i_t$  is the daily change in a given interest rate on the release date of macroeconomic news and  $News_t^c$  is the difference between the actual value of news category  $c$  (either CPIF or GDP) and the average market forecast, that is, the surprise component of the published statistic.

To match the survey data, we estimate the effect on interest rates with one-, two-, and five-year maturities for the sample period October 2006 to November 2025. The interest rates we consider are forward rate agreements (FRAs) with maturity four and eight quarters ahead, two- and five-year government bond yields, and one-, two-, and five-year swap rates.<sup>23</sup> For the macro news, we use surprises in the monthly CPI releases until September 2017 and CPIF thereafter, as we do for the survey data. In October 2024, Statistics Sweden started publishing flash estimates of the Consumer Price Index one week before the release of the actual value. We use the flash estimates for the part of the sample for which they are available. For GDP, released quarterly, we use the surprise of the actual GDP year-on-year growth. In Table 7 in Appendix B, we show that our results are robust to using surprises in the unemployment rate as an alternative measure of the Riksbank's perceived response to real activity.

Table 3 shows the estimates of the event-study regression equation (8) to both inflation and GDP growth surprises. Panel (a) shows the response of interest rates to a one percentage point inflation surprise. Overall, all interest rates react positively and significantly at the one-percent level. In other words, when the released inflation data is higher than expected, interest rates increase, indicating that financial markets expect the Riksbank to react to this news by raising the policy rate. The estimated coefficients are quite small. The coefficients vary between around 0.1 and 0.14, meaning that a 10-basis point positive surprise in inflation leads to a 1-1.4 basis point increase in interest rates.<sup>24</sup>

---

<sup>23</sup> The FRA contracts are close proxies for the expected future Swedish policy rate. The contracts offer cash settlement of the difference between the ex-ante agreed-upon fixed rate and the actual rate of the three-month Stockholm Interbank Offered Rate (STIBOR) on the settlement day. STIBOR, in turn, is a reference rate that shows the average interest rate at which a number of active banks on the Swedish money market are willing to lend to one another, without collateral, at different maturities.

<sup>24</sup> Our estimated coefficients are similar in terms of magnitude to those estimated by Bauer et al. (2024b) for US data over the period January 2014 to March 2022. See Panel A of Table 1 in their paper.

**Table 3. Event-study regression of interest rates on macroeconomic news**

	FRA4	FRA8	Gov. 2y	Gov. 5y	Swap 1y	Swap 2y	Swap 5y
<b>(a) Inflation</b>							
$\theta$	0.141*** (0.023)	0.128*** (0.017)	0.123*** (0.018)	0.111*** (0.018)	0.099*** (0.015)	0.112*** (0.017)	0.100*** (0.016)
R <sup>2</sup>	0.170	0.202	0.234	0.158	0.274	0.236	0.162
N	230	230	230	230	230	230	230
<b>(b) GDP</b>							
$\theta$	0.017*** (0.005)	0.018*** (0.006)	0.023*** (0.005)	0.024*** (0.006)	0.013*** (0.005)	0.017*** (0.005)	0.020*** (0.005)
R <sup>2</sup>	0.107	0.082	0.174	0.153	0.106	0.116	0.125
N	76	76	76	76	76	76	76

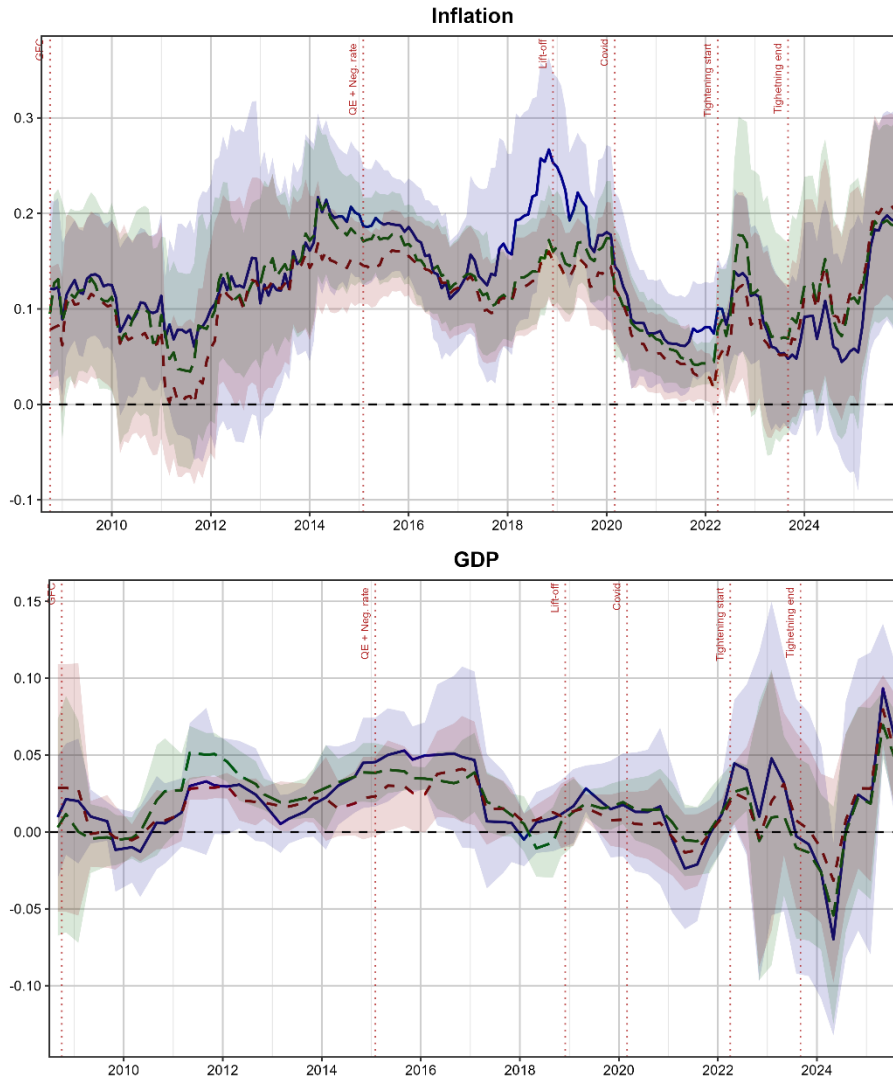
Note. Estimated coefficients  $\theta$  and regression R2 from event-study regressions  $\Delta i_t = \alpha + \theta News_t^c + \epsilon_t$ , where  $\Delta i_t$  is the daily change in a given interest rate on days of macroeconomic news and  $News_t^c$  is the surprise component of the news in category  $c \in (CPIF, GDP)$ , defined as the difference between the actual value and the consensus forecast. Heteroskedasticity-robust standard errors in parentheses. \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01. Sample period: October 2006 to November 2025. See text for details.

Sources: Bloomberg and Macrobond.

Panel (b) shows the response of interest rates to a one percentage point surprise in year-on-year GDP growth. Again, the estimated coefficients are positive and significant at the one-percent level, indicating that financial markets expect the Riksbank to react to surprises in GDP growth by raising the policy rate. Quantitatively, the estimated effects are smaller than those for the inflation surprises. The estimated coefficients vary between 0.013 and 0.024, meaning that a 10-basis point positive surprise in the release of the GDP growth data leads to a 0.13-0.24 basis point increase in interest rates.

Overall, these estimates are qualitatively in line with the results from the survey-based estimates of the Riksbank's perceived monetary policy rule. Both methods suggest that the Riksbank is perceived to respond relatively more to inflation compared to GDP.

Figure 4. Rolling window estimates of interest rates on macroeconomic news



Note. Estimated two-year rolling window coefficients  $\theta$  from event-study regressions  $\Delta i_t = \alpha + \theta News_t^c + \epsilon_t$ , where  $\Delta i_t$  is the daily change in a given interest rate on days of macroeconomic news and  $News_t^c$  is the surprise component of the news in category  $c \in (CPI, GDP)$ , defined as the difference between the actual value and the consensus forecast. Blue solid line is estimated with the FRA8 rate as the outcome variable, green long dashed lines with the two-year government bond yield, and the red dashed lines with the two-year swap rate. The shaded regions show 95% confidence intervals based on heteroskedasticity-robust standard errors. Sample period: October 2006 to November 2025. See text for details.

Sources: Bloomberg and Macrobond.

As a second step, we estimate how these coefficients vary over time by estimating a two-year rolling window of Equation (8).<sup>25</sup> Figure 4 shows the rolling window estimates for the inflation and GDP growth surprises, displayed in the top and bottom panel, respectively. To conserve space, we show only the estimates for the two-year maturity interest rates in the main text. The estimates for the one- and five-year maturity interest rates, which yield very similar results, are shown in Figure 15 and

<sup>25</sup> The estimates are similar both in terms of precision and variation over time if we use a three-year window instead (not shown).

Figure 16 in Appendix B. The blue solid lines report the point estimates for the FRA8 rate, the green long dashed lines report the point estimates for the two-year government bond yield, and the red dashed lines report the point estimates for the two-year swap rates. The shaded regions report 95 per cent confidence intervals.

Given that the rolling window estimates smooth out a lot of the month-to-month volatility, the estimates are less volatile compared to the survey-based estimates in Figure 1 and Figure 2. However, there are a lot of qualitative similarities between the estimates. Starting with inflation and the inflation surprises, we see that the estimated coefficients fell somewhat during the period when the Riksbank expressed concerns about rising household debt, particularly for the two-year swap rate. They then rose and remained elevated until the first year after the QE and negative interest rate period before falling during 2017. The coefficients rose during the lift-off period in 2019, particularly for the FRA8 rate, and then fell during Covid. The coefficients rose after the start of the 2022 tightening cycle and then reverted by the end of the cycle. Finally, the coefficients are somewhat elevated during the end of the sample in 2025.

The estimated coefficients on the GDP growth surprises are smaller and vary less over time compared to the coefficients of the inflation surprises. This is again consistent with the estimated survey-based coefficients. The coefficients were at the lower end after the GFC, before increasing between 2010 and 2012. The coefficients increased again and remained elevated during the first part of the QE and the negative interest rate period. They then fell in 2017 and remained low until the beginning of the tightening cycle in 2022. The coefficients fell to around -0.05 in early 2024, before rebounding and reaching a peak of over 0.05 in 2025.

Finally, we estimate how the sensitivity of interest rates to macroeconomic news depends on the coefficients from the survey-based rules. To this end, we estimate the following event-study regression

$$(9) \quad \Delta i_t = \alpha + \theta News_t^c + \xi z_t^c + \kappa News_t^c z_t^c + \epsilon_t,$$

where  $z_t^c \in (\hat{\beta}_t, \hat{\gamma}_t)$ , that is, either the estimated perceived inflation or GDP gap coefficient. We estimate the interaction with both the coefficients from the specification with and without inertia, that is, the coefficients from Equations (3) and (5), respectively. A positive interaction coefficient,  $\kappa$ , indicates that interest rates are more sensitive to macroeconomic news when the Riksbank is – according to the survey-based rule – perceived to be more responsive to economic conditions.

To ensure the exogeneity of the perceived coefficients with respect to the news, we use estimates from the most recent survey conducted before the news was released. In most cases, this corresponds to using coefficients from the same period as the news release, since the interview period typically occurs before the news release. When a survey is conducted after the news release, we instead use the coefficients from the previous period. For example, we interact the inflation news released in January 2024 with the perceived coefficient from December 2023, since the interview period began on January 17 while the news was released on January 15.

**Table 4. Event-study regression of interest rates on inflation news**

	FRA4	FRA8	Gov. 2y	Gov. 5y	Swap 1y	Swap 2y	Swap 5y
<b>(a) Inertia</b>							
$\theta$	0.131*** (0.032)	0.122*** (0.019)	0.109*** (0.022)	0.098*** (0.023)	0.087*** (0.016)	0.100*** (0.018)	0.096*** (0.019)
$\xi$	-0.055 (0.091)	0.044 (0.050)	-0.060 (0.057)	-0.068 (0.068)	-0.017 (0.036)	-0.019 (0.044)	-0.015 (0.051)
$\kappa$	0.291 (0.651)	0.233 (0.251)	0.444 (0.344)	0.375 (0.405)	0.412** (0.197)	0.423* (0.226)	0.126 (0.282)
R <sup>2</sup>	0.174	0.207	0.247	0.168	0.288	0.246	0.163
N	229	229	229	229	229	229	229
<b>(b) Without inertia</b>							
$\theta$	0.160*** (0.041)	0.130*** (0.029)	0.132*** (0.033)	0.107*** (0.031)	0.106*** (0.025)	0.120*** (0.029)	0.107*** (0.028)
$\xi$	-0.000 (0.007)	0.009* (0.006)	-0.001 (0.005)	-0.001 (0.005)	-0.001 (0.003)	0.001 (0.004)	-0.000 (0.005)
$\kappa$	-0.031 (0.036)	0.000 (0.028)	-0.016 (0.028)	0.006 (0.029)	-0.012 (0.024)	-0.013 (0.026)	-0.011 (0.026)
R <sup>2</sup>	0.172	0.212	0.234	0.158	0.276	0.238	0.163
N	229	229	229	229	229	229	229

Note. Estimated coefficients  $\theta$ ,  $\xi$ , and  $\kappa$  and regression R2 from event-study regressions  $\Delta i_t = \alpha + \theta News_t^c + \xi z_t^c + \kappa News_t^c z_t^c + \epsilon_t$ , where  $\Delta i_t$  is the daily change in a given interest rate on days of macroeconomic news,  $News_t^c$  is the surprise component of the news in category  $c \in (CPIF)$ , defined as the difference between the actual value and the consensus forecast, and  $z_t^c \in (\hat{\beta}_t, \hat{\gamma}_t)$ , is the estimated perceived responses to inflation and GDP from the survey data. Panel (a) shows the interaction with the coefficient with inertia and Panel (b) the coefficients without inertia. Heteroskedasticity-robust standard errors in parentheses. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Sample period: October 2006 to November 2025. See text for details.

Sources: Bloomberg, Macrobond, Kantar Prospera, Origo Group, National Institute of Economic Research and own calculations.

Table 4 shows the estimates of the event-study regression for the inflation surprises and their interaction with the estimated perceived inflation coefficient from the survey data. Panel (a) shows the interactions with the coefficient with inertia. The estimated interaction coefficient,  $\kappa$ , is positive, indicating that a larger than expected inflation data release has a larger effect on interest rates when the Riksbank is perceived to be more responsive to inflation. In terms of magnitudes, the coefficients vary between 0.126 and 0.444. The coefficients are only significant for the one- and two-year swap rates, which represent the most liquid segment of the interest rate derivatives market, and the part most tightly linked to expectations about the near-term policy path. For these variables, the coefficients are 0.412 and 0.423, respectively, meaning that if the Riksbank is perceived to react 0.01 percentage point more strongly to inflation, a 10-basis points surprise in the inflation data release leads to an additional 0.04 basis points increase in the one and two-year swap rates, respectively. This corresponds to a 4.6 and 4 per cent increase in the respective average responses.

Panel (b) shows the results when using the interaction with the inflation coefficient without inertia. For all outcome variables, the interaction coefficients are small and insignificant, indicating that interest rates do not react differently when the Riksbank is perceived to be more responsive to inflation.

Finally, we note that the addition of the interaction with either the coefficient with or without inertia does not substantially alter the estimate of the non-interacted coefficient,  $\theta$ , compared to the results in Table 3.

**Table 5. Event-study regression of interest rates on GDP growth news**

	FRA4	FRA8	Gov. 2y	Gov. 5y	Swap 1y	Swap 2y	Swap 5y
<b>(a) Inertia</b>							
$\theta$	0.018*** (0.006)	0.020*** (0.007)	0.026*** (0.006)	0.025*** (0.008)	0.015*** (0.005)	0.020*** (0.006)	0.020*** (0.007)
$\xi$	-0.072 (0.260)	-0.113 (0.293)	-0.405 (0.249)	-0.329 (0.257)	-0.243 (0.194)	-0.258 (0.232)	-0.068 (0.238)
$\kappa$	0.006 (0.197)	0.105 (0.202)	0.061 (0.191)	-0.012 (0.205)	0.049 (0.179)	0.099 (0.175)	-0.017 (0.174)
R <sup>2</sup>	0.109	0.086	0.215	0.174	0.135	0.138	0.128
N	76	76	76	76	76	76	76
<b>(b) Without inertia</b>							
$\theta$	0.014*** (0.005)	0.016** (0.007)	0.018*** (0.006)	0.023*** (0.006)	0.009* (0.005)	0.014*** (0.005)	0.018*** (0.005)
$\xi$	0.007 (0.016)	0.008 (0.024)	0.020 (0.020)	0.017 (0.024)	0.007 (0.012)	0.006 (0.016)	0.001 (0.022)
$\kappa$	0.025 (0.023)	0.017 (0.027)	0.049** (0.024)	0.013 (0.028)	0.037** (0.017)	0.027 (0.018)	0.017 (0.026)
R <sup>2</sup>	0.118	0.086	0.214	0.159	0.143	0.128	0.126
N	76	76	76	76	76	76	76

Note. Estimated coefficients  $\theta$ ,  $\xi$ , and  $\kappa$  and regression R2 from event-study regressions  $\Delta i_t = \alpha + \theta News_t^c + \xi z_t^c + \kappa News_t^c z_t^c + \epsilon_t$ , where  $\Delta i_t$  is the daily change in a given interest rate on days of macroeconomic news,  $News_t^c$  is the surprise component of the news in category  $c \in (CPIF)$ , defined as the difference between the actual value and the consensus forecast, and  $z_t^c \in (\hat{\beta}_t, \hat{\gamma}_t)$ , is the estimated perceived responses to inflation and GDP from the survey data. Panel (a) shows the interaction with the coefficient with inertia and Panel (b) the coefficients without inertia. Heteroskedasticity-robust standard errors in parentheses. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Sample period: October 2006 to November 2025. See text for details.

Sources: Bloomberg, Macrobond, Kantar Prospera, Origo Group, National Institute of Economic Research and own calculations.

Table 5 shows the estimates of the event-study regression of the GDP growth surprises and their interaction with the estimated perceived GDP gap coefficient from the survey data. Panel (a) shows the interaction with the coefficient with inertia. Apart from the regressions on the five-year government bond yield and swap rate, the interaction coefficients are positive, indicating that the response of interest rates to surprises in GDP growth is stronger when the Riksbank is perceived to be more responsive to GDP. However, the coefficients are not significant. The interpretation is further complicated by the fact that the GDP coefficient with inertia is negative on

average, as shown in Table 2.

Panel (b) shows the interaction with the coefficient without inertia. All coefficients are positive and significant for the two-year government bond yield and swap rate. For these two outcome variables, the values of the interaction coefficients are 0.049 and 0.037, respectively. This means that if the Riksbank is perceived to react 0.01 percentage point more strongly to GDP, a 10-basis points surprise in the GDP growth data release leads to an additional 0.005 and 0.003 basis points increase in the two-year government bond yield and swap rate, respectively. This corresponds to a 2.8 and 2.1 per cent increase in the respective average responses.

As for the inflation surprises, we note that the addition of the interaction with either the coefficient with or without inertia does not substantially alter the estimate of the non-interacted coefficient,  $\theta$ , compared to the results in Table 3.

In summary, the estimated perceptions about monetary policy from financial markets yield similar conclusions to those derived from the survey data. That is, markets expect the Riksbank to raise interest rates in response to positive inflation and GDP growth surprises, with a relatively greater weight placed on inflation. The perceived responses vary over time, and the changes in the perceived responses qualitatively match the pattern estimated from the survey data. Moreover, we find some evidence that the estimated perception about monetary policy from the survey data matters for the transmission of macroeconomic news to interest rates. Specifically, we find that when the Riksbank is perceived to care more about inflation (GDP), interest rates respond more to surprises in inflation (GDP-growth) data releases. However, the coefficients are only significant for a subset of rates and depend on whether the surprises are interacted with the perceived coefficients estimated with or without inertia in the policy rule. The interaction results should therefore be interpreted with caution.

## 5 Concluding remarks

We have estimated perceived forward-looking monetary policy rules for Sweden based on the empirical strategy in Bauer et al. (2024a). We find substantial variation in the estimated coefficients over time. Throughout our sample, the Riksbank is perceived to place greater weight on inflation than on the output gap. This is not surprising given that the Riksbank has a primary price stability objective. We discuss the fact that a causal interpretation of our estimated coefficients relies on the assumption that the forecasts of the policy rate really capture perceived responses to macroeconomic condition, that is, that the policy rule is well-specified. In addition to considering policy rules with and without interest rate smoothing, we also consider an extension of the baseline rule to test for the extent to which forecasters expect the policy rate to respond to exchange rate movements beyond what is motivated by their effects on expected inflation and real activity. This is generally not the case, except during occasional episodes.

Expectations – or perceptions – of future monetary policy affect the sensitivity of interest rates to news today and therefore matter for the transmission of monetary policy through financial markets. In the second part of the article, we characterise the perceived monetary policy rule in financial markets. The estimated rule is qualitatively consistent with our survey-based perceived monetary policy rule. In both cases, the Riksbank is perceived to put greater weight on stabilising inflation and there is variation in the estimated coefficients over time. We also find that – for some financial instruments – the sensitivity of interest rates to inflation surprises rises when the (survey-based) perceived response increases. This implies that, in these cases, perceptions of the policy rule matter for market rates that transmit monetary policy to the real economy.

Finally, in this article we have focused on how money market players and financial markets perceive the central bank's behaviour. An obvious next step for future work is to assess whether this strategy is in line with what the central bank aims to communicate. Given that the Riksbank publishes a policy path – and has a long-standing history of publishing different kinds of alternative scenarios – it is possible to estimate a communicated monetary policy rule and relate this to the perceived rule as well as to measures of uncertainty. We leave this for future work.

## References

- Artta, Katja, Marianne Nessén, Ettore Savoia and Anders Vredin (2025), “Financial flows and exchange rate dynamics: Evidence from Sweden”, Working Paper no. 456, Sveriges Riksbank.
- Bauer, Michael D., Caroline E. Pflueger and Adi Sunderam (2024a), “Perceptions about monetary policy”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 139, no. 4, pp. 2227–2278.
- Bauer, Michael D., Caroline E. Pflueger and Adi Sunderam (2024b), “Changing perceptions and post-pandemic monetary policy”, *Proceedings of 2024 Jackson Hole Economic Policy Symposium*, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Blinder, Alan S., Michael Ehrmann, Marcel Fratzscher, Jakob De Haan and David-Jan Jansen (2008), “Central bank communication and monetary policy: A survey of theory and evidence”, *Journal of Economic Literature*, vol. 46, no. 4, pp. 910–945.
- Bylund, Emma, Jens Iversen and Anders Vredin (2023), “Monetary policy in Sweden after the end of Bretton Woods”, Working Paper, no. 429, Sveriges Riksbank.
- Clarida, Richard, Jordi Galí and Mark Gertler (2000), “Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, no. 1, pp. 147–180.
- Coglianese, John, Maria Olsson and Christina Patterson (2025), “Monetary policy and the labor market: A quasi-experiment in Sweden”, *American Economic Review*, vol. 115, no. 10, pp. 3451–3486.
- Corbo, Vesna and Ingvar Strid (2020), “MAJA: A two-region DSGE model for Sweden and its main trading partners”, Working Paper no. 391, Sveriges Riksbank.
- Erlandsson, Mattias and Alek Markowski (2006), “The effective exchange rate index KIX – Theory and practice”, Working Paper no. 95, National Institute of Economic Research.
- Garga, Vaishali, Edward Herbst, Alisdair McKay, Giovanni Nicolò and Matthias Paustian (2025), “Monetary policy, uncertainty, and communications”, Finance and Economics Discussion Series, no. 74, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Gemmi, Luca and Rosen Valchev (2026), “Biased surveys”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 157, article no. 103868.
- Gürkaynak, Refet S., Brian Sack and Eric T. Swanson (2005), “Do actions speak louder than swords? The response of asset prices to monetary policy actions and statements”, *International Journal of Central Banking*, vol. 1, no. 1, pp. 55–93.

Gustafsson, Peter and Marianne Nessén (2026), “Has Riksbank monetary policy been predictable? Evidence from estimated reaction functions”, *Sveriges Riksbank Economic Review*, no.1, pp. 54–69.

Hamilton, James D, Seth Pruitt and Scott Borger (2011), “Estimating the market perceived monetary policy rule,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 3, no. 3, pp. 1–28.

Jonsson, Magnus and Goran Katinic (2017), “Is the Swedish monetary policy in line with the Taylor rule?”, *Economic Commentary*, no. 4, Sveriges Riksbank.

Kuttner, Kenneth N. (2001), “Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 47, no. 3, pp. 523–544.

Lundgren, Gustaf (2021), “Survey-based inflation expectations”, *Economic Commentary*, no. 7, Sveriges Riksbank.

Leitemo, Kai and Ulf Söderström (2005), “Simple monetary policy rules and exchange rate uncertainty”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 24, no. 3, pp. 481–507.

Nakamura, Emi, Venance Riblier and Jón Steinsson (2025), “Beyond the Taylor rule”, *NBER Working Paper Series*, no. 34200, National Bureau of Economic Research.

Nakamura, Emi and Jón Steinsson (2018), “High-frequency identification of monetary non-neutrality”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 133, no. 3, pp. 1283–1330.

Stone, Mark, Scott Roger, Seiichi Shimizu, Anna Nordstrom, Turgut Kis and Jorge Restrepo (2009), “The role of the exchange rate in inflation-targeting emerging economies”, *IMF Occasional Papers*, no. 267, International Monetary Fund.

Svensson, Lars E.O. (2017), “What is wrong with Taylor rules? Using judgment in monetary policy through targeting rules”, *Journal of Economic Literature*, vol. 41, no. 2, pp. 426–477.

Svensson, Lars E.O. (2017), “Cost-benefit analysis of leaning against the wind”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 90, pp. 193–213.

Sveriges Riksbank (2024), “The policy rate is often adjusted gradually”, fact box in *Monetary Policy Report*, September.

Woodford, Michael (2005), “Central bank communication and policy effectiveness”, *NBER Working Paper Series*, no. 11898, National Bureau of Economic Research.

## APPENDIX A – Additional details

### Origo survey questions

What CPI inflation do you expect in Sweden over the coming year, that is, the annual rate calculated from:

- now and 12 months ahead, measured as the percentage change in the Consumer Price Index (CPI),
- and what is the annual rate for year 2, that is the period from month 12 to 24, and year 5, that is from month 48 to 60?

What CPIF inflation do you expect in Sweden over the coming year, that is, the annual rate calculated from:

- now and 12 months ahead, measured as the percentage change in the Consumer Price Index with a fixed interest rate (CPIF),
- and what is the annual rate for year 2, that is the period from month 12 to 24, and year 5, that is from month 48 to 60?

What GDP growth, in percent, do you expect Sweden to have:

- over the coming year, that is the annual rate calculated from now and 12 months ahead,
- and what is the growth rate for year 2, that is the period from month 12 to 24, and year 5, that is from month 48 to 60?

What level do you expect the Riksbank's policy rate (previously known as the repo rate) to be at in:

- 3 months;
- 12 months;
- 24 months;
- 60 months?

How much do you think one euro will cost in Swedish kronor in:

- 3 months;
- 12 months;
- 24 months?

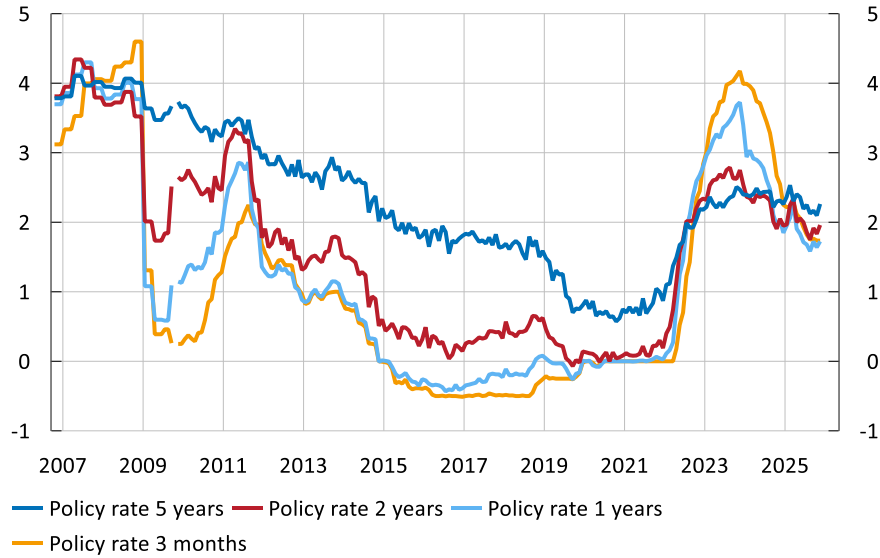
And one USD in:

- 3 months;
- 12 months;
- 24 months?

**Origo survey data**

**Figure 5. Expected policy rate**

Per cent

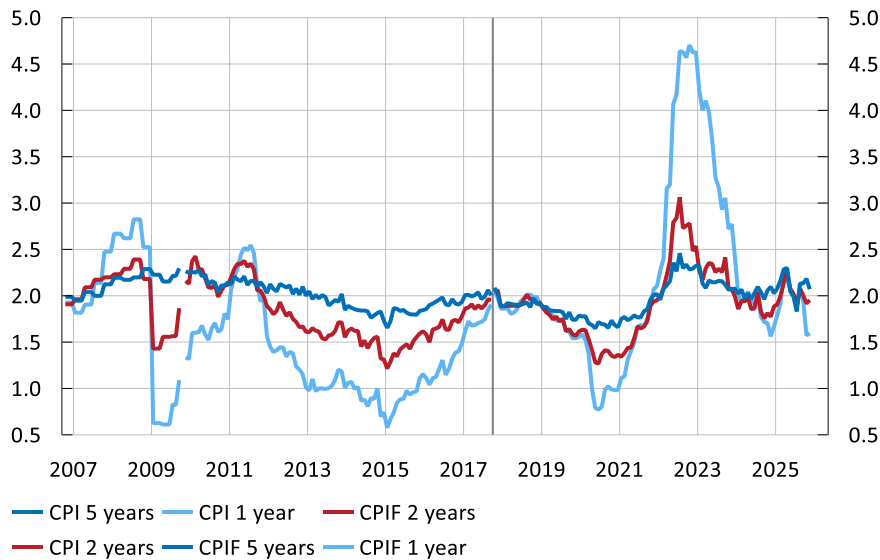


Note. Average policy rate forecast. Money market participants. Quarterly data before September 2009.

Source: Kantar Prospera and Origo Group.

**Figure 6. Expected inflation**

Per cent

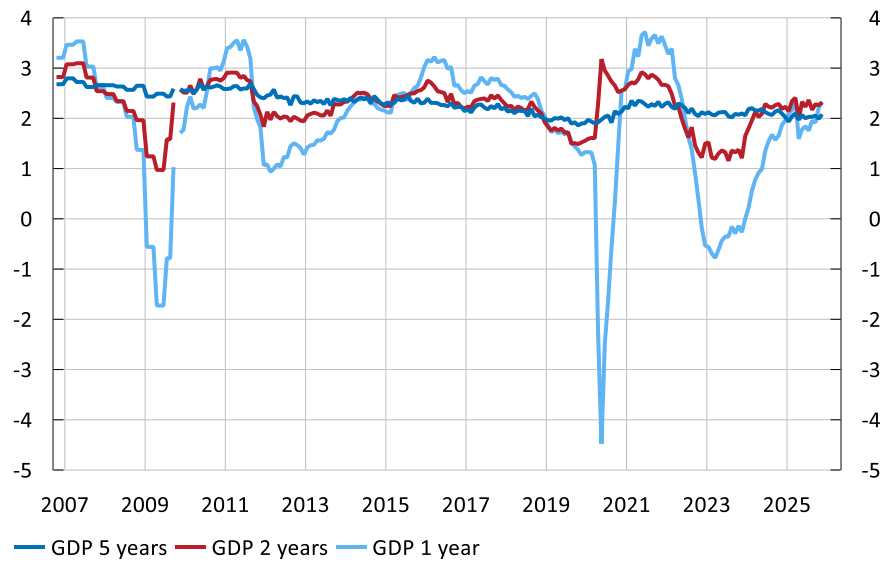


Note. Average expected CPI (until September 2017, marked by the vertical line) and CPIF (from October 2017 onward). Money market participants. Quarterly data before September 2009.

Source: Kantar Prospera and Origo Group.

**Figure 7. Expected GDP growth**

Annual percentage change

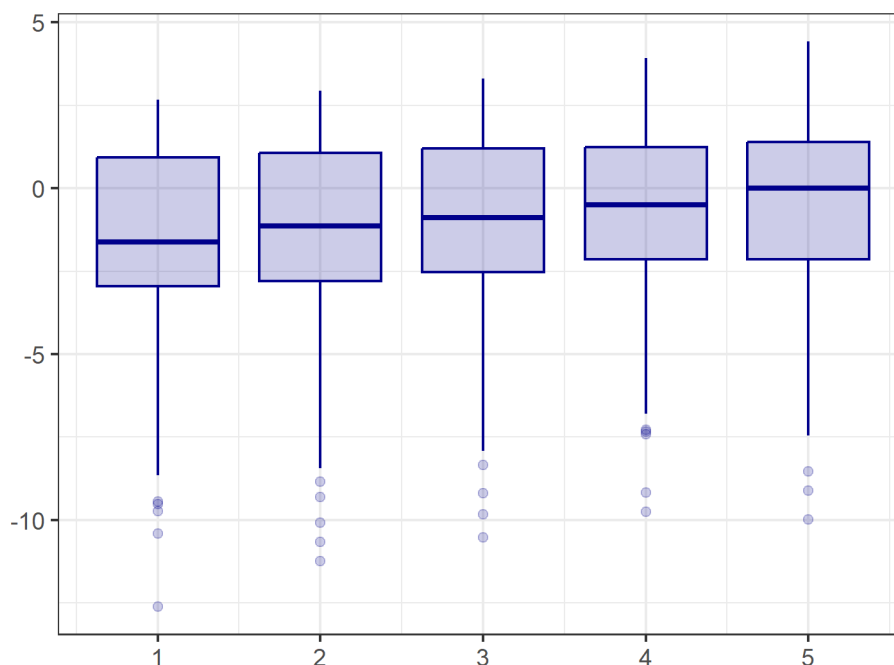


Note. Average real GDP-growth forecast. Money market participants. Quarterly data before September 2009.

Source: Kantar Prospera and Origo Group.

## Illustration of the GDP gap

Figure 8. GDP gap by horizon



Note. The box plot illustrates the distribution of constructed expected GDP gaps by horizons for the sample period October 2006 to November 2025. Note that horizons three and four are imputed assuming a monotonic function. The upper edge of the box corresponds to the third quartile, the lower edge to the first quartile, and the middle line to the median. The height of the box corresponds to the interquartile range. The whiskers extend to the smallest and largest observations within  $1.5 \times \text{IQR}$  of the lower and upper quartiles, respectively; values beyond the whiskers are shown as outliers.

Sources: Kantar Prospera, Origo Group, National Institute of Economic Research and own calculations.

## APPENDIX B – Additional results

**Table 6. Summary of events highlighted for the time-varying perceived monetary policy rule**

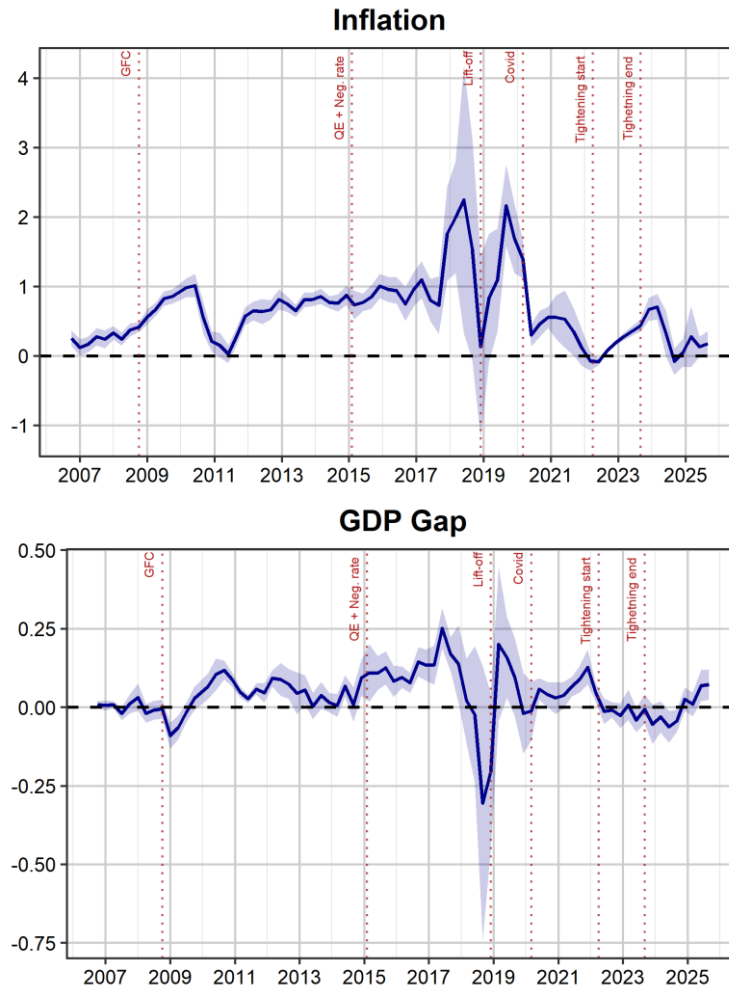
Date	Event
October 2008	Great Financial Crisis
February 2015	QE + negative interest rate
December 2018	Lift-off
March 2020	Covid
April 2022	Tightening starts
September 2023	Tightening ends

### **Estimating a perceived monetary policy rule for labour market parties and purchasing managers**

Below we show the estimated time-varying perceived policy rule (both without and with inertia) for the non-money market participants, that is, the labour market parties and purchasing managers.

For the specification with inertia, the estimated perceived policy rule for non-money market participants differs more clearly from that of money market participants, both in levels and in the magnitude of time variation. The estimated coefficient on inflation is close to zero for most of the sample, with somewhat larger movements only around the period of Riksbank concerns about household debt and following the tightening cycle that began in 2022. One interpretation is that these respondents pay less attention to short-run monetary policy dynamics, so that the rule may be a less accurate approximation of their policy rate expectations in normal times. The coefficients on the GDP gap and the lagged policy rate, however, follow broadly similar qualitative patterns to those estimated for money market participants.

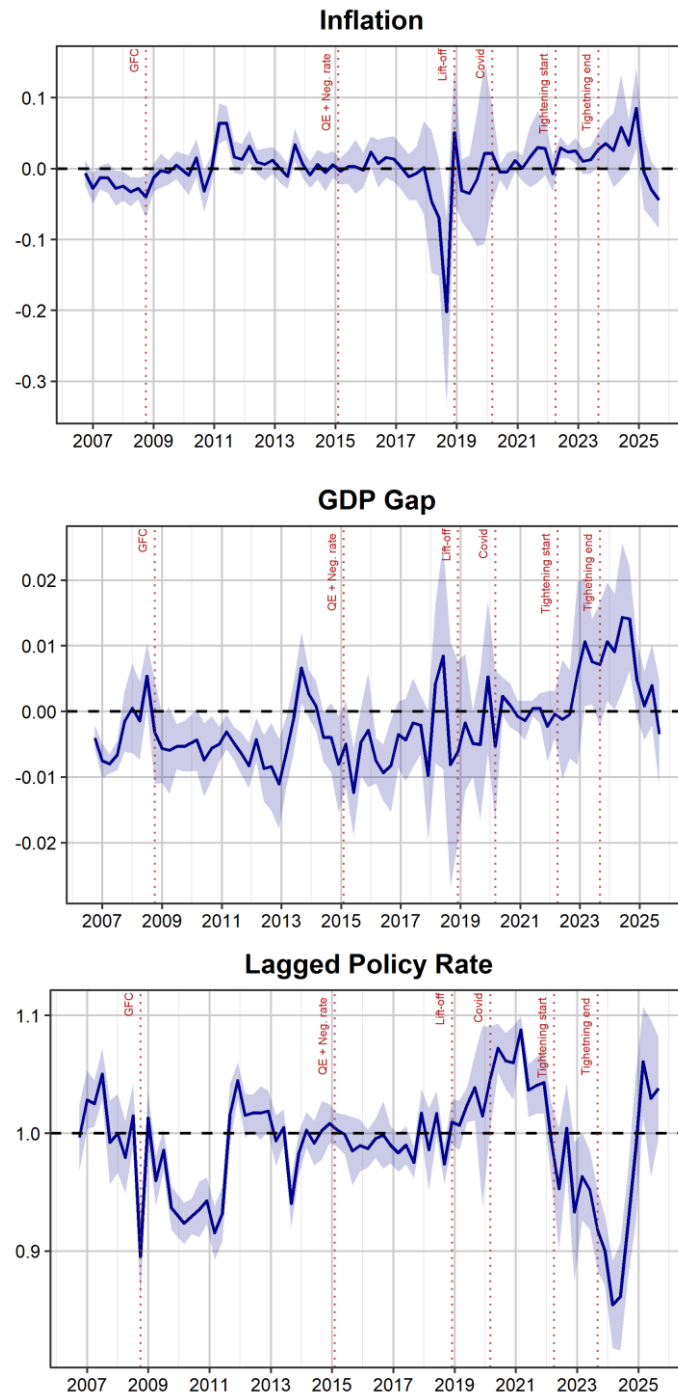
**Figure 9. Parameter estimates for the perceived rule for labour market parties and purchasing managers**



Note. Estimated policy-rule coefficients for inflation,  $\hat{\beta}_t$ , and the output gap,  $\hat{\gamma}_t$ . The blue lines refer to the estimated coefficients from Equation (3), estimated on quarterly surveys for non-money market participants (labour market parties and purchasing managers) from October 2006 to November 2025. The shaded regions show 95% confidence intervals based on standard errors clustered at the respondent-time level. Vertical dashed lines highlight dates of specific events, see Appendix B for details.

Sources: Kantar Prospera, Origo Group, National Institute of Economic Research and own calculations.

**Figure 10. Parameter estimates for the perceived rule with inertia for labour market parties and purchasing managers**



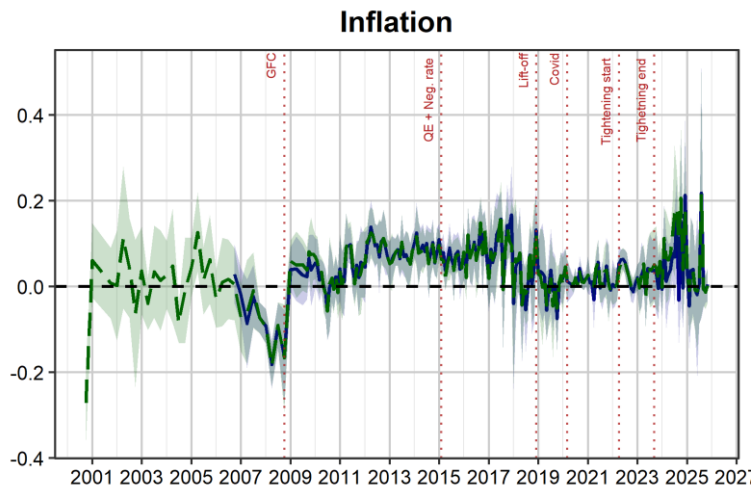
Note. Estimated policy-rule coefficients for inflation,  $\hat{\beta}_t$ , the output gap,  $\hat{\gamma}_t$ , and the lagged policy rate  $\hat{\rho}_t$ . The blue lines refer to the estimated coefficients from Equation (5), estimated on quarterly surveys for non-money market participants (labour market parties and purchasing managers) from October 2006 to November 2025. The shaded regions show 95% confidence intervals based on standard errors clustered at the respondent-time level. Vertical dashed lines highlight dates of specific events, see Appendix B for details.

Sources: Kantar Prospera, Origo Group, National Institute of Economic Research and own calculations.

### Estimating a perceived monetary policy rule with alternatives to the GDP gap

Figure 11 shows the estimated coefficient on inflation, the coefficient of main interest to us, with or without including the GDP gap in the inertial policy rule. The blue line shows the estimated coefficient from equation (5), that is, including the GDP gap, whereas the dashed green line shows the estimated coefficient from a regression where we exclude the GDP gap. There are no substantial differences between the blue and the dashed green lines. Figure 12 shows the estimated coefficients from a perceived rule with GDP growth instead of the GDP gap. While the coefficient on GDP growth differs from the one for the GDP gap, the estimated coefficient for inflation is also robust to using this alternative measure of the state of the real economy.

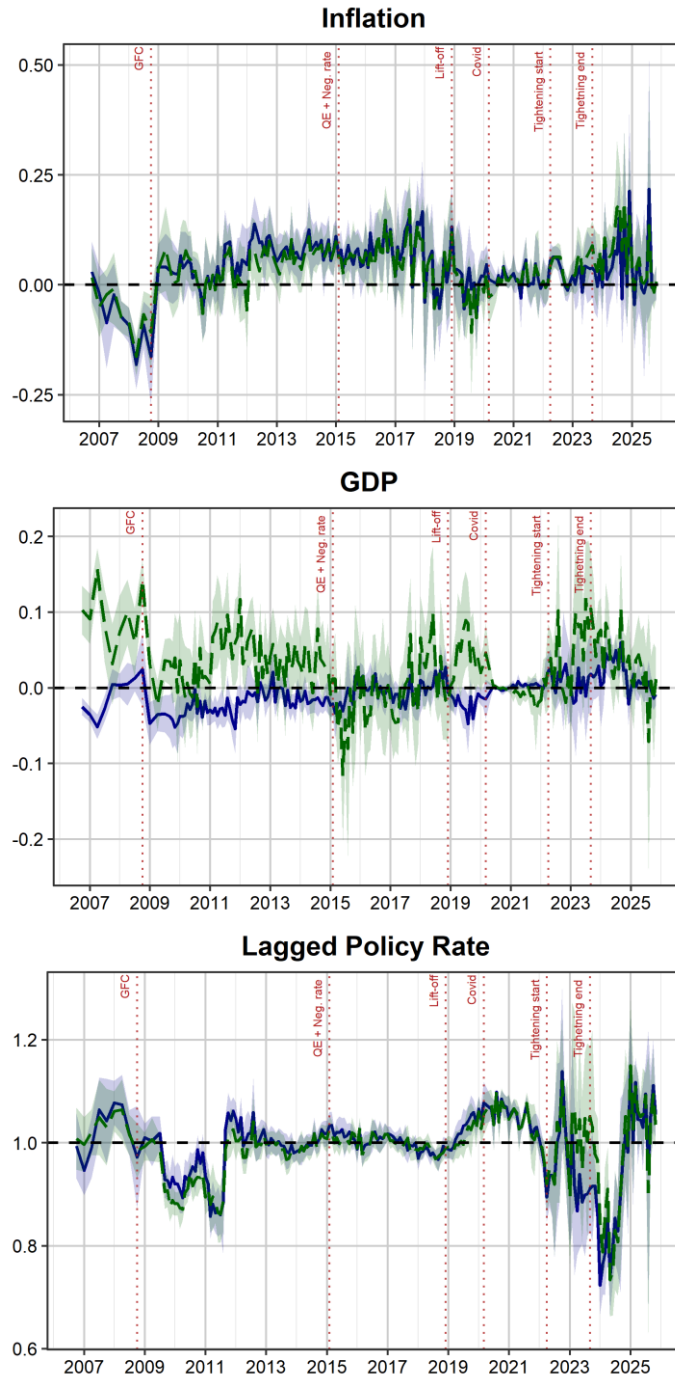
**Figure 11. Estimated coefficient on inflation for the perceived rule with inertia, with (blue) or without (dashed green) the GDP gap**



Note. Estimated policy-rule coefficients for inflation,  $\hat{\beta}_t$ . The blue line refers to the estimated coefficient on inflation from Equation (5), estimated on monthly surveys (quarterly frequency before September 2009) from October 2006 to November 2025. The dashed green line refers to estimated coefficients based on the following regression:  $E_t^j i_{t+h} = a_t^j + \hat{\rho}_t i_{t+h-3} + \hat{\beta}_t E_t^j \pi_{t+h} + e_{t,t+h}^j$ , estimated on monthly surveys (quarterly frequency before September 2009) from October 2000 to November 2025. The shaded regions show 95% confidence intervals based on standard errors clustered at the respondent-time level. Vertical dashed lines highlight dates of specific events, see Appendix B for details.

Sources: Kantar Prospera and Origo Group.

**Figure 12. Parameter estimates for the policy rule with inertia using the GDP-gap (blue) or GDP growth (dashed green)**



Note. Estimated policy-rule coefficients for inflation,  $\hat{\beta}_t$ , the output gap,  $\hat{\gamma}_t$ , and the lagged policy rate  $\hat{\rho}_t$ . The blue lines refer to the estimated coefficients from Equation (5), estimated on monthly (quarterly frequency before September 2009) surveys from October 2006 to November 2025. The shaded regions show 95% confidence intervals based on standard errors clustered at the respondent-time level. Vertical dashed lines highlight dates of specific events, see Appendix B for details. The dashed green lines refer to estimated coefficients using the expected GDP growth instead of the expected GDP gap.

Sources: Kantar Prospera, Origo Group, National Institute of Economic Research and own calculations.

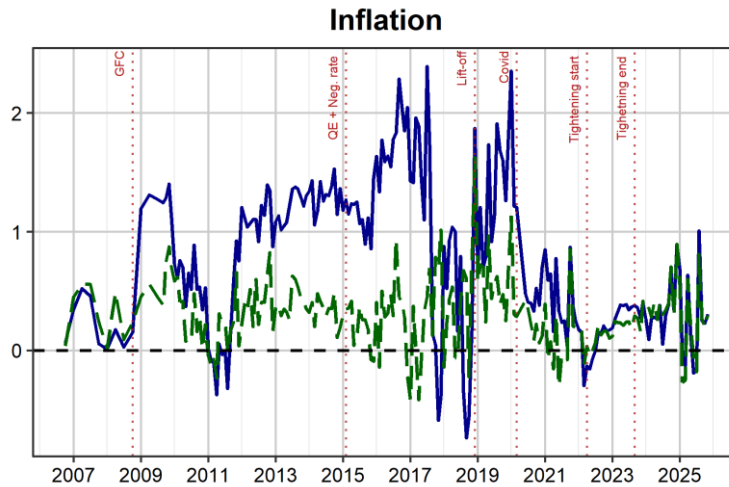
### Estimating a perceived monetary policy rule without fixed effects

In the baseline estimation we include forecaster-fixed effects that we interpret as representing the individual and time-dependent assessment of the neutral rate. Because we only have three observations per forecaster and survey month, implementing fixed effects is not optimal.

We therefore estimate an alternative specification where we include variables in deviations from their long-run expected values. We replace inflation and the output gap (and the policy rate when we include inertia) by the variables  $\tilde{\pi}_{t+h}$ ,  $\tilde{y}_{t+h}$  (and  $\tilde{r}_{t+h-3}$ ), where  $\tilde{\cdot}$  denotes variables where we have subtracted the long-term (five year) expected value.

For the perceived rule without inertia, Figure 13 shows the estimated coefficient on inflation. There is a clear level difference between the blue (baseline) and green (with variables in deviation) lines in the earlier years. The qualitative pattern is, however, similar and in recent years the difference is very small. Figure 14 shows the corresponding figure for the policy rule with inertia with all three coefficients. The pattern is overall similar between the baseline and the alternative specification.

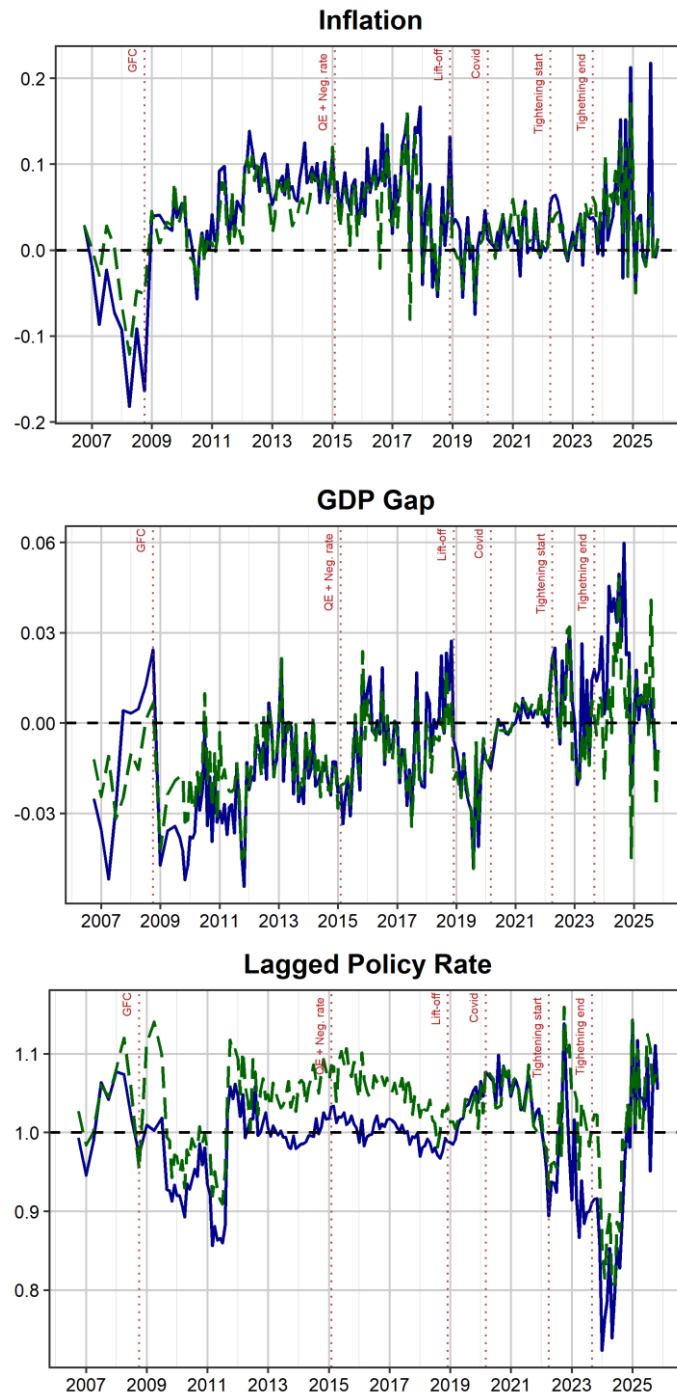
**Figure 13. Parameter estimates for the perceived rule, using variables in deviation**



Note. Estimated policy-rule coefficients for inflation,  $\hat{\beta}_t$ . The blue lines refer to the estimated coefficients from Equation (5). The dashed green line refers to estimated coefficients using deviations from the long run instead of fixed effects. Regressions are estimated on monthly (quarterly frequency before September 2009) surveys from October 2006 to November 2025. The shaded regions show 95% confidence intervals based on standard errors clustered at the respondent-time level. Vertical dashed lines highlight dates of specific events, see Appendix B for details.

Sources: Kantar Prospera, Origo Group, National Institute of Economic Research and own calculations.

**Figure 14. Parameter estimates for the perceived rule with inertia, using variables in deviation**



Note. Estimated policy-rule coefficients for inflation,  $\hat{\beta}_t$ , the output gap,  $\hat{\gamma}_t$ , and the lagged policy rate  $\hat{\rho}_t$ . The blue lines refer to the estimated coefficients from Equation (5). The dashed green lines refer to estimated coefficients using deviations from the long run instead of fixed effects. Regressions are estimated on monthly (quarterly frequency before September 2009) surveys from October 2006 to November 2025. The shaded regions show 95% confidence intervals based on standard errors clustered at the respondent-time level. Vertical dashed lines highlight dates of specific events, see Appendix B for details.

Sources: Kantar Prospera, Origo Group, National Institute of Economic Research and own calculations.

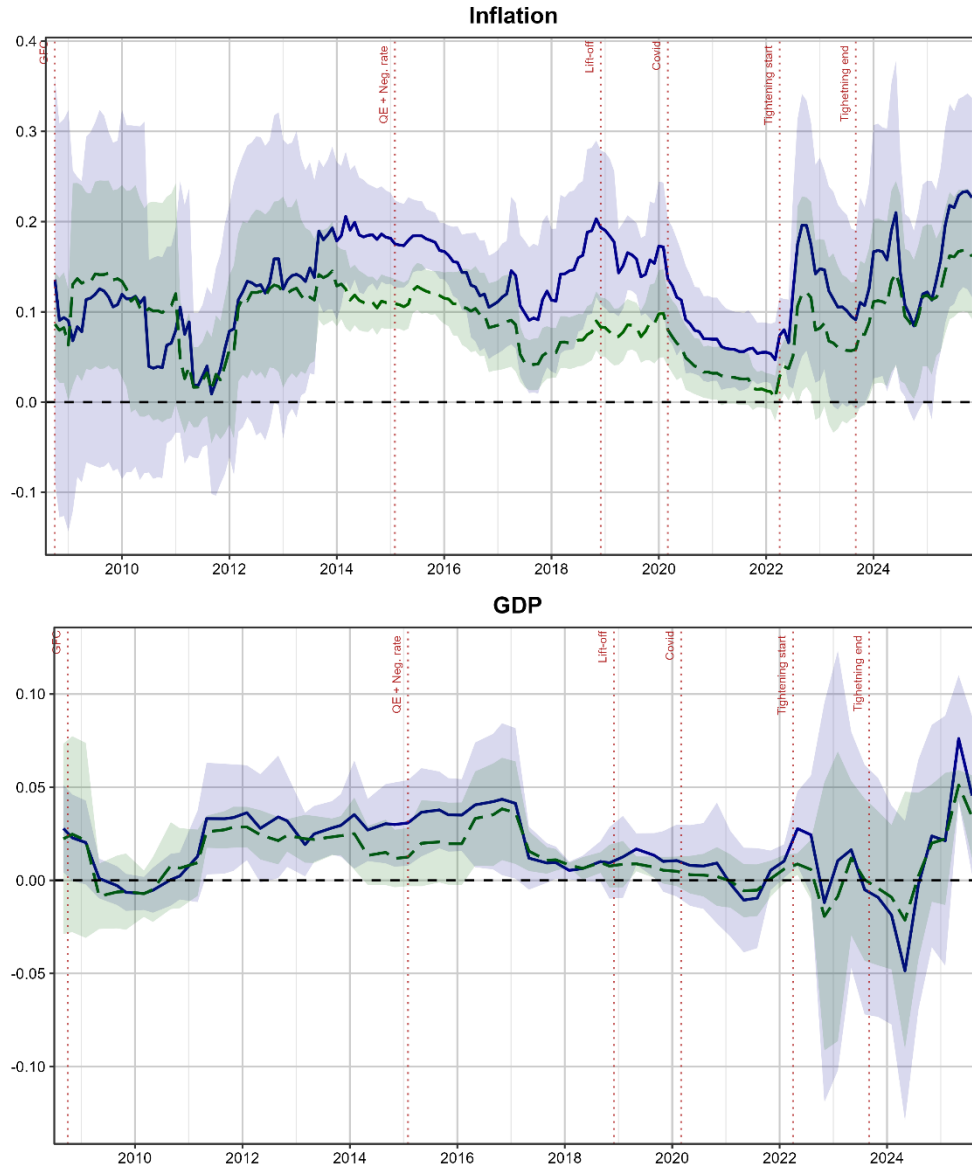
**Table 7. Event-study regression: Unemployment rate surprises**

	FRA4	FRA8	Gov. 2y	Gov. 5y	Swap 1y	Swap 2y	Swap 5y
<b>Unemployment rate</b>							
$\theta$	0.012** (0.009)	0.022** (0.011)	0.026*** (0.009)	0.025** (0.010)	0.017*** (0.006)	0.025*** (0.008)	0.021** (0.009)
R <sup>2</sup>	0.019	0.020	0.042	0.028	0.035	0.044	0.029
N	230	230	230	230	230	230	230

Notes. Estimated coefficients  $\theta$  and regression R2 from event-study regressions  $\Delta i_t = \alpha + \theta News_t^c + \epsilon_t$ , where  $\Delta i_t$  is the daily change in a given interest rate on days of macroeconomic news and  $News_t^c$  is the surprise component of the news in category  $c \in (Unemployment\ rate)$ , defined as the difference between the actual value and the consensus forecast. Heteroskedasticity-robust standard errors in parentheses. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Sample period: October 2006 to November 2025. See text for details.

Sources: Bloomberg and Macrobond.

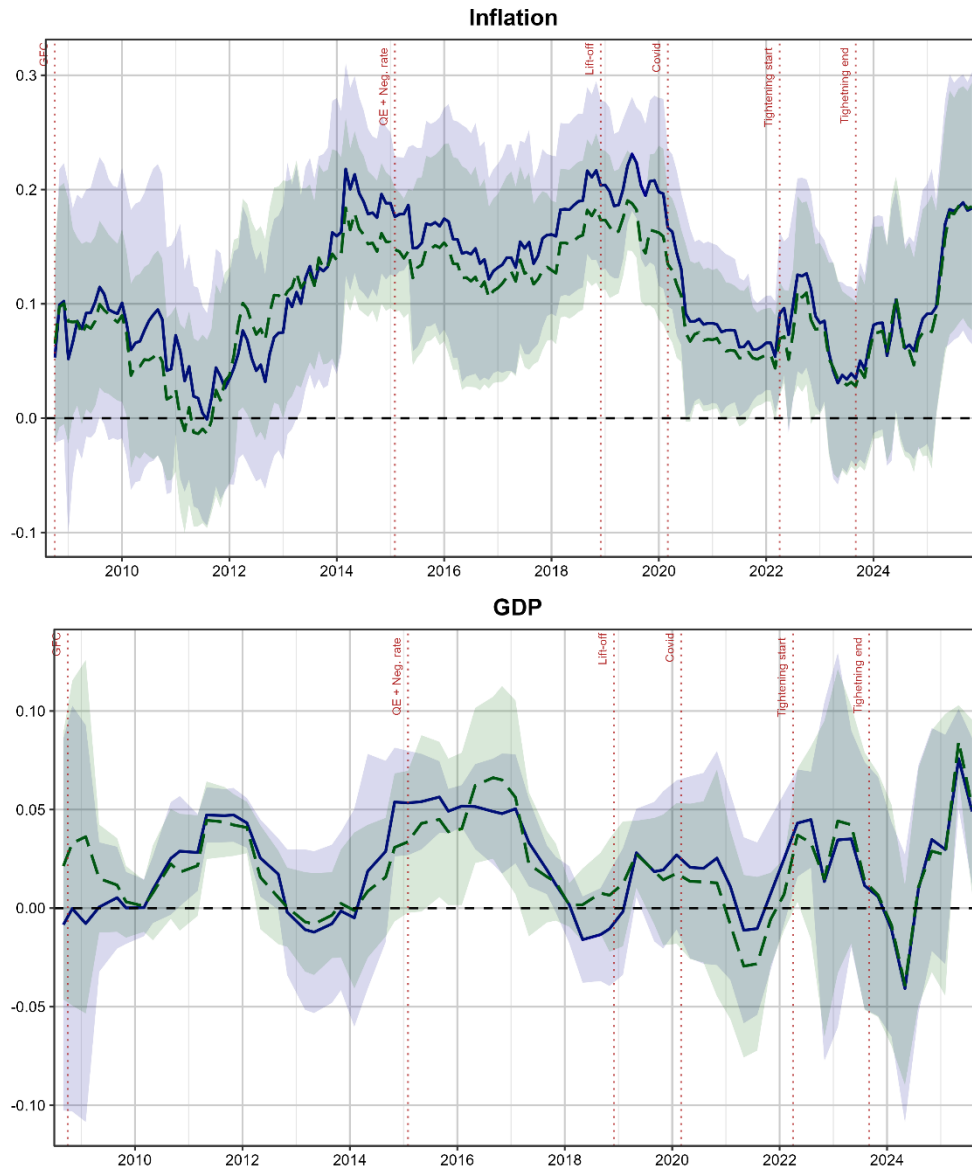
Figure 15. Rolling window estimates of interest rates on macroeconomic news



Note. Estimated two-year rolling window coefficients  $\theta$  from event-study regressions  $\Delta i_t = \alpha + \theta News_t^c + \epsilon_t$ , where  $\Delta i_t$  is the daily change in a given interest rate on days of macroeconomic news and  $News_t^c$  is the surprise component of the news in category  $c \in (CPI, GDP)$ , defined as the difference between the actual value and the consensus forecast. The blue solid line is estimated with the FRA4 rate as the outcome variable and the green long dashed lines with the one-year swap rate. The shaded regions show 95% confidence intervals based on heteroskedasticity-robust standard errors. Sample period: October 2006 to November 2025. See text for details.

Sources: Bloomberg and Macrobond.

Figure 16. Rolling window estimates of interest rates on macroeconomic news



Note. Estimated two-year rolling window coefficients  $\theta$  from event-study regressions  $\Delta i_t = \alpha + \theta News_t^c + \epsilon_t$ , where  $\Delta i_t$  is the daily change in a given interest rate on days of macroeconomic news and  $News_t^c$  is the surprise component of the news in category  $c \in (CPI, GDP)$ , defined as the difference between the actual value and the consensus forecast. The blue solid line is estimated with the five-year government bond yield as the outcome variable and the green long dashed lines with the five-year swap rate. The shaded regions show 95% confidence intervals based on heteroskedasticity-robust standard errors. Sample period: October 2006 to November 2025. See text for details.

Sources: Bloomberg and Macrobond.

# Klimatrisker och kommersiella fastigheter: Lärdomar och utmaningar för att stärka den finansiella stabiliteten

Cristina Cella, Kent Eriksson, Mark Sanctuary, Valentin Schubert och Ulf Söderström\*

*Cristina Cella* är rådgivare vid Riksbankens avdelning för finansiell stabilitet; *Kent Eriksson* är professor vid Institutionen för fastighets- och byggnadsvetenskap vid KTH och chef för Sustainable Finance Lab; *Mark Sanctuary* är docent vid Institutionen för industriell ekonomi och företagsledning vid KTH och vice chef för Sustainable Finance Lab; *Valentin Schubert* är ekonom vid Riksbankens forskningsenhet; och *Ulf Söderström* är forskningschef vid Riksbanken.

Klimatförändringar medför växande risker för kommersiella fastigheter och, i förlängningen, för den finansiella stabiliteten. I Sverige, där ungefär hälften av bankernas utlåning till icke-finansiella företag riktas till den kommersiella fastighetssektorn, kan fysiska risker som översvämningar, stigande havsnivåer och förstöring av ekosystem urholka värden på säkerheter och förstärka systemiska sårbarheter. En gemensam workshop som anordnades av Sustainable Finance Lab och Sveriges riksbank i november 2025 diskuterade hur klimatrelaterade risker överförs via kommersiella fastighetsmarknader till det finansiella systemet. Denna artikel sammanfattar workshopens insikter om hur man kan stärka motståndskraften i det finansiella systemet genom förbättrade data, bättre samordning av styrning och politiska åtgärder, inklusive stresstester, reglering och förebyggande investeringar.

## 1 Inledning: Klimatrisker och det finansiella systemets centrala sårbarhet

Kommersiella fastigheter spelar en viktig roll i många ekonomier och har stor inverkan på både den ekonomiska och finansiella stabiliteten. Sektorn påverkar affärsverksamhet, sysselsättning, kreditmarknader och bredare makroekonomiska trender. Finansiell instabilitet har ofta kopplats till utvecklingen på fastighetsmarknaderna.<sup>1</sup> Omkring 51 procent av svenska bankers utlåning till icke-finansiella företag går till kommersiella fastighetsföretag, och ungefär hälften av detta baseras på säkerheter i form av fast egendom. Detta kopplar en stor andel av bankernas balansräkningar direkt till fastighetsvärden och deras marknadsstabilitet. Även om en hög andel säkerställd utlåning erbjuder ett visst skydd, skapar

\* De åsikter som uttrycks i artikeln är författarnas egna och ska inte uppfattas som Riksbankens ståndpunkt.

<sup>1</sup> Se till exempel Sun m.fl. (2015) och Campiglio m.fl. (2023).

omfattningen av denna koncentration en potentiell sårbarhet, där en nedgång på fastighetsmarknaderna skulle kunna hota den bredare finansiella stabiliteten.

Dessa samband präglas i allt högre grad av föränderliga klimatrelaterade risker. Allt fler och allvarigare väderhändelser – såsom översvämningarna i Köpenhamn 2011 och orkanen Sandy i New York 2012 – visar hur fysiska klimatchocker kan leda till finansiella förluster. Eftersom kostnaderna för sådana katastrofer fortsätter att stiga måste strategierna för att hantera klimatrelaterade och finansiella risker inom kommersiella fastigheter anpassas.

Mot denna bakgrund anordnade Sustainable Finance Lab och Sveriges riksbank en workshop om ”Klimatrisker och kommersiella fastigheter” i november 2025. Syftet med evenemanget var att fördjupa förståelsen av klimatrelaterade risker, fysiska risker och omställningsrisker inom kommersiella fastigheter samt att främja samarbete mellan banker, försäkringsbolag, offentliga institutioner och den akademiska världen. Målet var att identifiera sätt att stärka stabiliteten inom sektorn för kommersiella fastigheter och den finansiella stabiliteten i ett bredare perspektiv.

Denna artikel sammanfattar workshopens huvudsakliga diskussioner. Den behandlar först kommersiella fastigheters roll för den finansiella stabiliteten och undersöker därefter de viktigaste utmaningarna i hanteringen av klimatrisker, särskilt när det gäller data, styrning och samordning mellan privata aktörer och offentliga institutioner. Den avslutas med en diskussion om åtgärder som skulle kunna öka motståndskraften. Även om fokus ligger på kommersiella fastigheter är många av insikterna relevanta för det finansiella systemet i stort.

## 2 Kommersiella fastigheter och finansiella exponeringar

Sveriges riksbanks uppdrag inkluderar att bidra till att det finansiella systemet är stabilt och effektivt. Eftersom klimatrisker kan påverka både finansiella institutioner och den reala ekonomin blir de en allt viktigare faktor att beakta (se Sveriges riksbank 2019). I synnerhet kräver bankernas stora exponering mot kommersiella fastigheter noggrann uppmärksamhet (Sveriges riksbank 2022).

Det växande inflytandet från klimatrelaterade risker förvärrar denna exponering. Fysiska risker – såsom stigande havsnivåer och extremväder – och omställningsrisker – såsom strängare koldioxid- och energieffektivitetsregler – kan både minska tillgångsvärden och skapa så kallade strandade tillgångar. Liknande mönster finns i hela Europa, där företagsutlåningen till stor del riktas mot sektorer som bidrar väsentligt till klimatförändringarna. Eftersom en stor del av denna utlåning är knuten till fastigheter står europeiska banker inför både fysiska risker och omställningsrisker, vilket skapar påfrestningar på säkerhets- och kreditkvalitet (se Ceglar m.fl. 2025).

Forskning som presenterades vid workshopen belyste både direkta och indirekta klimatrelaterade riskkanaler. Även med fullt försäkringsskydd upplevde norska hushåll som drabbats av översvämningar en ihållande minskning av bostadsförmögenheten på grund av fallande fastighetspriser – som nådde en topp på cirka 13 000 USD två år efter en översvämning (Espegren m.fl. 2025). Denna omvärdering av risker sänker

säkerhetsvärden och illustrerar hur försäkring ensamt inte kan eliminera direkta finansiella stabilitetsrisker som överförs via fastighetssektorn. Författarna dokumenterar också att hushållens konsumtion minskar, vilket sammantaget kan få betydande konsekvenser för både ekonomisk tillväxt och finansiell stabilitet.

Miljöförstöring kan påverka fastighetsvärden utan att orsaka direkta fysiska skador (Piseddu 2025). I synnerhet har ökning av vattentemperaturen under sommaren i Sverige lett till skadliga algblomningar, vilka visat sig minska avkastningen på bostadsinvesteringar med ungefär 5,5 procent. I Sverige, där bolån utgör 83 procent av hushållens krediter, kan sådana minskningar i säkerhetsvärdet få märkbara effekter på bankers balansräkningar och lönsamhet.

Dessa sårbarheter belyser behovet av bättre data och mätmetoder för klimatrisker inom den finansiella sektorn. De pekar också på ett behov av att kombinera riskbedömningsmetoder som utvecklats för naturvetenskap med de inom finansiell ekonomi.

### 3 Åtgärder för att adressera brister i data och mätosäkerhet

En robust klimatriskbedömning kräver högkvalitativa, tillgängliga och standardiserade data. De data som krävs för riskbedömning är dock ofta bristfälliga. De största utmaningarna uppstår på grund av osäkerheten i själva problemformuleringen – till exempel att definiera omfattningen av det system som analyseras och att besluta vilka datakällor, mått och processer som ska inkluderas eller exkluderas. Denna tvetydighet komplicerar arbetet med att mäta exponeringar på ett korrekt och konsekvent sätt mellan olika institutioner.

#### 3.1 Osäkerhet kring data

Bedömning av klimatrisker bygger på observerade data, som är föremål för flera källor till osäkerhet. Under diskussionerna på workshopen identifierades fem huvudtyper.

*Osäkerhet vid punktmätningar vid mätstationer* uppstår på grund av fel på primärsensornivå. Även högkvalitativa instrument kan ge upphov till systematiska eller slumpmässiga fel – till exempel leder vindturbulens ofta till att regnmätare underskattar nederbörden. Slitage på sensorer, felaktig kalibrering eller störningar som djuraktivitet kan ytterligare förvränga mätresultaten. Regelbundet underhåll, kalibrering och spårbarhet bidrar till att hantera dessa problem.

*Osäkerhet i härledda data* uppstår när målvariabler måste uppskattas utifrån proxy-mått. Flodflöden beräknas till exempel vanligtvis utifrån data på vattennivåer med hjälp av förhållanden mellan vattennivåer och flöden. Dessa förhållanden är ofta icke-linjära och påverkas av faktorer som markfuktighet, vilket leder till osäkerhetsintervall på 10–40 procent i uppskattningarna. Felaktig modellering av dessa härledning kan ge snedvridna hydrologiska prognoser.

*Interpolationsosäkerhet* uppstår när värden på icke-uppmätta platser uppskattas utifrån observationsstationer som är utspridda. Denna uppskattningsprocess förutsätter att närliggande punkter är starkt korrelerade, men så är ofta inte fallet på grund. Osäkerheten ökar med avståndet till närmaste station och beror på sensornätverkets täthet och den interpolationsmetod som används.

*Skalningsosäkerhet* uppstår när data som samlats in på en skala tillämpas på en annan skala. Markfuktigheten varierar till exempel kraftigt över korta avstånd på grund av skillnader i jordtyp, vegetation och avdunstning. Att använda en enda punktmätning för att representera ett större område – eller nedskalning av satellitdata – medför fel som kräver avancerade statistiska justeringar.

Slutligen härrör *osäkerheten i datahanteringen* från fel i datalivscykeln, såsom manuella inmatningsfel eller brister i rutinerna. Ett dokumenterat fall handlade om att kontroller av regnmätare hoppades över på helgerna, vilket skapade artificiella luckor i dataregistren. Inkonsekvent formatering, bristfällig dokumentation av koordinater eller förändringar i insamlingsprotokoll över tid kan också skapa fel i långsiktiga datamängder.

### 3.2 Att överbrygga datagapet: standardisering och tillgänglighet

I Sverige täcker offentliga data från myndigheter som SMHI (Sveriges meteorologiska och hydrologiska institut) och Myndigheten för civilt försvar (tidigare MSB) högriskområden, men uppgifterna är fortfarande mycket fragmenterade. Analytiker stöter ofta på data som saknar tillräcklig detaljrikedom för analyser på stadsdelsnivå eller som levereras i format som kräver specialkunskaper. Rättsliga begränsningar, anskaffningskostnader och stora filstorlekar begränsar ytterligare skalbarheten för finansiella och försäkringsmässiga riskmodeller. Det finns också fortfarande luckor i täckningen, där endast delar av landet är tillräckligt kartlagda, vilket komplicerar valideringen av modellerna.

Danmark erbjuder ett kontrasterande exempel. Med utgångspunkt i initiativ från 2017–2021 har myndigheterna utvecklat centraliserade plattformar som klimatilpasning.dk, som tillhandahåller kostnadsfria verktyg med hög upplösning för bedömning av översvämningsrisker på adressnivå utifrån havsnivåer, grundvatten och skyfall.

För att ta itu med dessa frågor i Sverige skulle insatserna kunna inriktas på tre områden. För det första standardisera data genom ett enhetligt ramverk och enhetlig täckning över regionerna. För det andra förbättra tolkbarheten med förenklade förklaringar och visualiseringar för icke-expert. För det tredje utfärda tydliga riktlinjer för dataanvändning, inklusive lämpliga tillämpningar och begränsningar.

### 3.3 Tekniska lösningar och kostnadsbarriärer

Framsteg inom nedskalningsmetoder gör det nu möjligt för forskare att härleda lokal klimatinformation från grova globala modeller. Dessa tekniker ger mer realistiska representationer av regionala mönster, som fungerar som indata för effektmodeller inom stadsplanering och hydrologi.

Högupplösta data på en mycket detaljerad nivå är avgörande för att bedöma lokala hot såsom extrem nederbörd och värmestress. Att ta fram sådana prognoser kräver dock betydande teknisk expertis och ekonomiska resurser.

Artificiell intelligens (AI) erbjuder en möjlig lösning. AI-metoder kan förbättra datatillgängligheten, förfina nedskalningen och förbättra den hydrologiska modelleringen. I flera tillämpningar har dessa metoder minskat systematiska fel i historiska data och matchat eller överträffat noggrannheten hos konventionella simuleringar.

Nya observationstekniker kompletterar dessa insatser. Bildbaserad flödesövervakning – med hjälp av drönare, smartphones och satelliter – mäter översvämnings skala direkt via ythastigheten. Till skillnad från traditionella härledda uppskattningar, som bygger på proxyvariabler, minskar dessa verktyg de osäkerheter som är förknippade med dem.

För tillämpningar på kommersiella fastigheter och finansiella tillgångar måste högupplösta data paketeras i tillgängliga format med garanterad långsiktig tillgänglighet. Att bygga denna infrastruktur kan kräva samarbeten, såsom nordiska partnerskap, för att dela på utvecklingskostnaderna.

## 4 Befintliga samarbeten kan förbättras

Med tanke på de potentiella effekterna av klimatrisker på det finansiella systemet är en viktig slutsats från workshopen att det behövs ett närmare samarbete mellan beslutsfattare och finansbranschen för att stärka riskhantering, transparens och regleringsverktyg.

### 4.1 Förbättra ramverken för riskhantering

Europeiska bankmyndighetens (EBA:s) riktlinjer om klimat- och ESG-risker (miljö, socialt ansvar och bolagsstyrning) ger en strukturerad metod för att integrera dessa risker i bankernas strategier, styrning och riskhantering. De kräver uttryckligen att bankerna beaktar fastigheter och säkerheter när de bedömer klimatrisker. Ändå är genomförandet fortfarande ofullständigt, och många institutioner införlivar fortfarande inte systematiskt fysiska risker såsom översvämnings eller stigande havsnivåer i värderingen av säkerheter och finansiell riskhantering.

Ett viktigt tillsynsmål är att förbättra transparensen. Informationsskyldigheten för banker syftar till att skapa en gemensam informationsgrund och göra det möjligt för marknader och myndigheter att prissätta risker mer exakt. Enligt pelare 3 måste banker offentliggöra information om sina fastighetsexponeringar och relevanta energiprestandaindikatorer, såsom EPC-märkningar (Energy Performance Certificate), och klassificera dem efter övergångs- och fysiska riskdimensioner.

## 4.2 Stresstester och scenarioanalys

Ekonomisk politik kan uppmuntra en bredare användning av klimatstresstester och scenarioanalys. Stresstester hjälper till att bedöma de kortsiktiga effekterna av akuta händelser på kapital och likviditet, medan scenarioanalys ger en långsiktig bild av hur portföljer och affärsmodeller presterar under olika antaganden för klimatomställningen.

Ramverk som EU:s CSRD ([Corporate Sustainability Reporting Directive](#)) och EU-taxonomin kräver att företag beskriver hur de hanterar klimatrisker och använder scenarioanalys, och de utgör en gemensam referens för att definiera miljömässigt hållbara aktiviteter. Även om EU-taxonomin fortfarande är under utveckling bidrar den till att identifiera aktiviteter som stöder begränsning och anpassning, inklusive försäkringsprodukter som uppmuntrar till förebyggande av skador.

Om klimatriskerna ökar och bankernas motståndskraft inte håller jämna steg kan tillsynsmyndigheterna behöva överväga strängare åtgärder. Möjliga alternativ inkluderar högre kapitalkrav eller riskvikter för exponeringar i geografiska områden med hög risk samt riktade makrotillsynsåtgärder, såsom strängare belåningsgränser för fastigheter som är utsatta för översvämningar eller jordskred.

## 4.3 Incitament och behandlingen av "gröna" tillgångar

I diskussionerna om policyverktyg undersöks hur regleringar kan stödja investeringar i hållbara tillgångar. En diskussionslinje gäller huruvida, och under vilka förutsättningar, en förmånlig kapitalbehandling för vissa "gröna" exponeringar skulle kunna motiveras. Det övergripande målet är att anpassa de finansiella incitamenten till investeringar i förebyggande åtgärder, så att finansiellt kapital i allt högre grad stödjer åtgärder som minskar framtida förluster i stället för att endast finansiera återuppbyggnad efter att skador har inträffat.

## 4.4 Brister i styrning och samordning

Trots tydliga bevis på behovet av anpassning är genomförandet av riskreducerande åtgärder fortfarande ojämnt. Denna diskrepans är nära kopplad till hur styrning organiseras och begränsningar i finansiering, och för att åtgärda den krävs tydligare mandat och bättre samordning mellan aktörerna. Det finns ett tydligt behov av att bättre samordna naturvetenskapligt baserade riskbedömningar och finansiella riskbedömningar. En central utmaning är att dessa former av bedömning historiskt sett har utförts av separata aktörer och är förankrade i olika analytiska traditioner. Naturvetenskapliga och finansiella riskbedömningar vilar på distinkta epistemologiska och ontologiska grunder, och förlitar sig på olika typer av data, metoder och modelleringsmetoder. Som ett resultat kan risker bedömas parallellt men inte på ett integrerat sätt. Detta pekar på behovet av en mer effektiv samordning mellan naturvetenskapliga riskbedömningsorgan, såsom SMHI, och finansiella riskbedömningsinstitut, såsom Riksbanken.

#### 4.4.1 Kommunernas begränsade befogenheter

Kommuner som Stockholms Stad är centrala för klimatanpassningen eftersom de ansvarar för kritiska tjänster och äger betydande offentlig egendom. Samtidigt ligger det primära ansvaret för att anpassa byggnader hos enskilda fastighetsägare. Kommuner kan vanligtvis ingripa på privat mark endast när ett projekt kan motiveras med att det tjänar ett allmänt intresse.

Denna situation väcker frågor om när det är lämpligt att använda offentliga medel för att minska riskerna för privata kommersiella tillgångar. Det skapar också samordningsutmaningar: åtgärder på grannskapsnivå kräver ofta överenskommelser mellan många privata ägare, vilket kan göra förhandlingarna långa och komplexa. Free-rider-problem är vanliga, eftersom åtgärder som översvämningssvallar eller naturbaserade lösningar ger fördelar för ett större område, inklusive aktörer som inte bidrar ekonomiskt.

#### 4.4.2 Formella ansvarsområden och nationella riktlinjer

För att påskynda den lokala anpassningen, särskilt i stadsområden, kan det bli nödvändigt att anpassa styrningsmodellerna så att kommunerna får tydligare ansvar och effektiva verktyg. Dessa inkluderar dispositionsrätt i definierade områden, förutsägbara finansieringsmodeller och verkställighetsmekanismer som minskar beroendet av rent frivilligt samarbete från privata intressenter.

Nationella riktlinjer kan också förbättra samordningen och minska den administrativa bördan. När varje kommun måste utveckla sina egna antaganden om klimatscenarier och metoder dupliceras insatserna och riskerna kan bedömas ojämnt. Standardiserade scenarier och vägledning skulle göra det möjligt för lokala myndigheter att fokusera mer på konkreta lösningar.

Storskaliga infrastrukturprojekt, såsom kustskydd eller slussportar, överstiger i allmänhet en enskild kommuns finansiella kapacitet. Att behandla dessa investeringar som frågor av nationellt intresse skulle underlätta bredare finansieringsarrangemang. Framstegen hittills har varit relativt långsamma: endast en minoritet av de svenska kommunerna har genomfört systematiska analyser av hur klimatförändringarna kan påverka dem, jämfört med en betydligt högre andel i Norge. Att förtydliga mandaten och lyfta kustskyddet till en nationell prioritering skulle stärka skyddet av högvärdiga kommersiella fastigheter och i sin tur stödja den finansiella stabiliteten.

#### 4.4.3 Försäkringssektorns roll

Försäkringsbolag kan stödja anpassningen genom att gå från att ersätta förluster till att minska risker. Genom riskbaserad prissättning, differentierade självrisker och villkorade täckningskrav kan försäkringspolicys uppmuntra hushåll, företag och kommuner att investera i förebyggande åtgärder såsom översvämningsskydd, motståndskraftiga byggmaterial och naturbaserade lösningar. Försäkringsbolagen har tillgång till framåtblickande riskbedömningsdata som kan ligga till grund för beslut om fysisk planering, infrastrukturutformning och kapitalallokering. Datadelning och samverkan med kommuner och andra intressenter kan förbättra riskhanteringen.

Vissa försäkringsbolag hävdar dock att skalbarheten för sådant arbete begränsas av regleringsmässiga och institutionella hinder. Fragmenterade regleringssystem hämmar standardiserad dataanvändning och gränsöverskridande riskpooling. Försäkringsbolagen har den tekniska kapaciteten och marknadsinflytandet för att stödja anpassning i stor skala, men de begränsas ofta av brister i styrningen och bristfälliga politikåtgärder snarare än av aktuariska eller finansiella innovationshinder.

## 5 Slutsatser: lärdomar för beslutsfattare

Klimatrisker för kommersiella fastigheter kan utgöra betydande utmaningar för den finansiella stabiliteten. De senaste årens katastrofer i Europa och på andra håll illustrerar de stigande kostnaderna av passivitet, vilket kräver att Sverige går bortom traditionella tillvägagångssätt. Workshopen identifierade flera potentiella möjligheter som kan bidra till att stärka kommersiella fastighetssektorns motståndskraft mot klimatrelaterade risker.

Tillsynsmyndigheterna bör fortsätta att främja en övergång från reparationer efter katastrofer till förebyggande investeringar. Tekniska åtgärder och regleringar räcker inte för att överbrygga handlingsgapet, som beror på begränsningar i styrning och finansiering.

En robust integrering av klimatrisker i finansiella beslut är beroende av standardiserade, högupplösta och tillgängliga data. Den nuvarande fragmenteringen, metodologiska skillnader och flera lager av osäkerhet försvagar bedömningar, stresstester och portföljanalyser. Utan samordnade nationella dataramar och tydligare riktlinjer för användning och tolkning kan finansiella institutioner inte prissätta risker på ett konsekvent sätt. Att stärka datastyrningen är avgörande för att stärka den finansiella motståndskraften. Nationella riktlinjer för dataanvändning och riskscenarier skulle minska dubbelarbete, säkerställa konsekventa bedömningar och hantera problem med fripassagerare, där aktörer drar nytta av andras investeringar utan att själva bidra. Tillsynsmyndigheter bör integrera fysiska risker i värderingen av säkerheter genom stresstester och scenarioanalyser. Krav på transparens – såsom upplysningar enligt pelare 3, CSRD och EU:s taxonomi – utgör en grund för att identifiera exponeringar inom olika sektorer.

Workshopen belyste dessa viktiga utmaningar, men en nödvändig insats är en pågående dialog mellan banker, försäkringsbolag, kommuner, myndigheter och forskare. Fortsatt samarbete kan bidra till att mildra klimatriskerna för kommersiella fastigheter och stödja stabiliteten i det finansiella systemet.

## Referenser

Campiglio, Emanuele, Louis Daumas, Pierre Monnin och Adrian von Jagow (2023), "Climate-related risks in financial assets", *Journal of Economic Surveys*, vol. 37, nr 3, s. 950–992.

Ceglar, Andrej, Alexandra Marques, Simone Boldrini, Chiara Lelli, Andreas Toreti, Laura Parisi och Irene Heemskerk (2025), "European banks face significant vulnerability to ecosystem degradation and climate change", *Communications Earth & Environment*, vol. 6, artikel 750.

Espegren, Caroline, Sigurd Mølster Galaasena, Emilia Garcia-Appendini och Mathis Mæhlum (2025), "Weathering the storm: the effects of natural disasters on households under universal insurance", manuskript, november 2025.

Piseddu, Tommaso (2025), "Blooming algae and falling returns on investments. The Swedish housing market in the face of biodiversity risk", Working paper nr 2025:11, Avdelningen för fastighetsekonomi och finans, Kungliga Tekniska högskolan (KTH).

Sun, Libo, Shreidan D. Titman och Garry J. Twite (2015), "REIT and commercial real estate returns: a postmortem of the financial crisis", *Real Estate Economics*, vol. 43, nr 1, s. 8–36.

Sveriges riksbank (2019), "Klimatrelaterade risker är en källa till finansiella risker", fördjupning i *Finansiell stabilitetsrapport 2019:2*.

Sveriges riksbank (2022), "Den finansiella sektorns sammanlänkning med den kommersiella fastighetssektorn", fördjupning i *Finansiell stabilitetsrapport 2022:2*.

## APPENDIX – Program för workshopen

Välkomstanförande: Aino Bunge, förste vice riksbankchef, Sveriges riksbank

### Session I: Forskningspresentationer

Ordförande: Ulf Söderström (Sveriges riksbank)

Emilia Garcia-Appendini (Universitetet i St. Gallen)

”Weathering the storm: The effects of natural disasters on households under universal insurance”

Diskussion: Christian Thomann (KTH)

Tommaso Piseddu (Stockholm Environment Institute)

”Blooming algae and falling returns on investments. The Swedish housing market in the face of biodiversity risk”

Diskussion: Kent Eriksson (KTH och Sustainable Finance Lab)

Giuliano Di Baldassarre (Uppsala universitet)

”The challenge of unprecedented floods and droughts in risk management”

Diskussion: Øyvind Paasche (NORCE)

### Session II: Paneldiskussioner

#### Panel 1 – Data och mätning

*En djupdykning i utmaningarna kring mätning, tolkning och tillämpning av klimatdata för bedömning av finansiella risker*

Ordförande: Valentin Schubert (Sveriges riksbank)

Ralf Doescher (SMHI)

Laura Ni (If P&C Insurance)

Ida Westerberg (IVL Svenska Miljöforskningsinstitutet)

#### Panel 2 – Implikationer för ekonomisk politik

*Fokus på aktuella politiska åtgärder inom den privata och offentliga sektorn för att hantera kommersiella fastigheters exponering mot klimatrisker*

Ordförande: Cristina Cella (Sveriges riksbank)

Niklas Frykström (Sveriges riksbank)

Rolf Marquardt (Swedbank)

Philip Thörn (If P&C Insurance)

### **Panel 3 – Vägen framåt**

*Var finns de viktigaste bristerna i styrning och samordning när det gäller hanteringen av klimatrisker inom kommersiella fastigheter, och vilka politiska eller institutionella åtgärder krävs för att åtgärda dem?*

Ordförande: Mark Sanctuary (KTH och Sustainable Finance Lab)

Per Bolund (Stockholms universitet)

Karin Dhakal (Stockholms stad)

Fedra Vanhuyse (Stockholm Environment Institute)

### **Sammanfattning**

Kent Eriksson (KTH och Sustainable Finance Lab)

### **Organisationskommitté**

Cristina Cella (Sveriges riksbank)

Kent Eriksson (KTH och Sustainable Finance Lab)

Mark Sanctuary (KTH och Sustainable Finance Lab)

Valentin Schubert (Sveriges riksbank)

Ulf Söderström (Sveriges riksbank)



**SVERIGES RIKSBANK**

Tel 08 - 787 00 00

[registratorn@riksbank.se](mailto:registratorn@riksbank.se)

[www.riksbank.se](http://www.riksbank.se)

PRODUKTION SVERIGES RIKSBANK

ISSN 2000-978X