

# 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 väntas 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 inflationsmålpolitik 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 reelltidsbaserade 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 reelltidsdata.

<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 behövs 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**

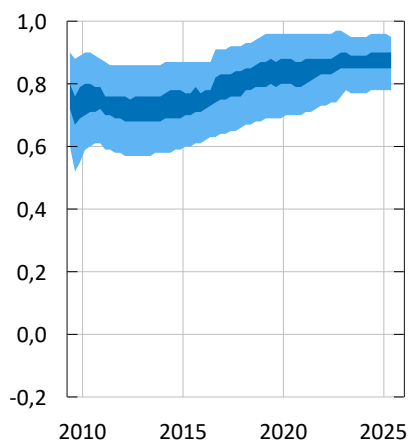
	Ränteutjämning $\hat{\gamma}_{2025kv2}$	Långsiktig nominell ränta $\hat{\beta}_{3.2025kv2}$	Inflationsmålsavvikelse $\hat{\beta}_{1.2025kv2}$	Produktionsgap $\hat{\beta}_{2.2025kv2}$
Produktionsgap, KPIFxe	0,88	0,08	0,11	0,06
Produktionsgap, KPIF	0,90	0,07	0,09	0,05
Produktionsgap (H-P), KPIFxe	0,84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

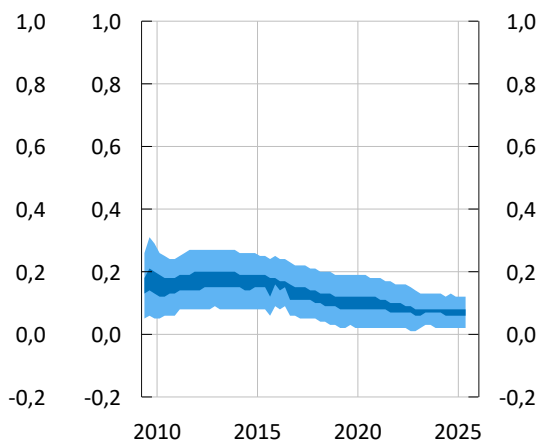
**Figur 1. Parameterestimater i reaktionsfunktionen med gradvis växande skattningsperiod**

(a) Ränteutjämning



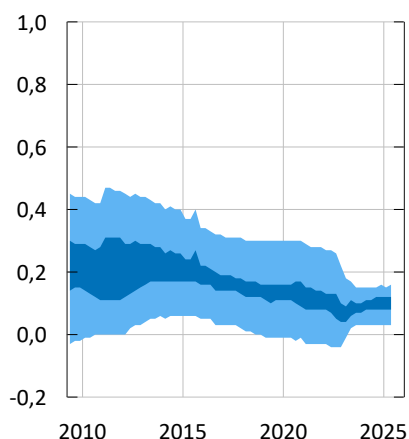
■ Koefficient (högsta, lägsta)  
■ 95% konfidensintervall (högsta, lägsta)

(b) Långsiktig nominell ränta



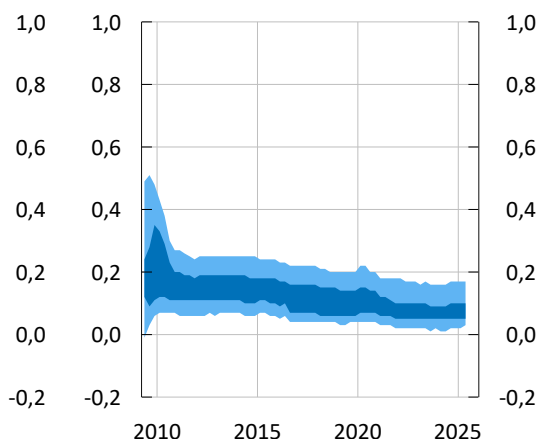
■ Koefficient (högsta, lägsta)  
■ 95% konfidensintervall (högsta, lägsta)

(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

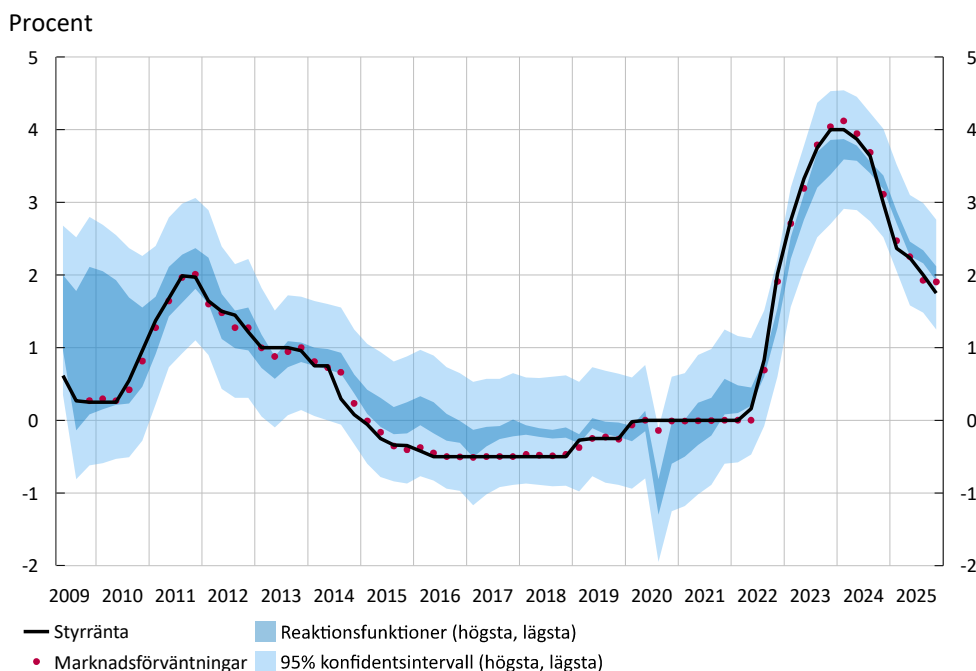
reaktionsfunktioner. Vi kan dock konstatera att förändringarna över tid i reaktionsfunktionens skattade parametrar varit förhållandevis små.

### 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**



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>

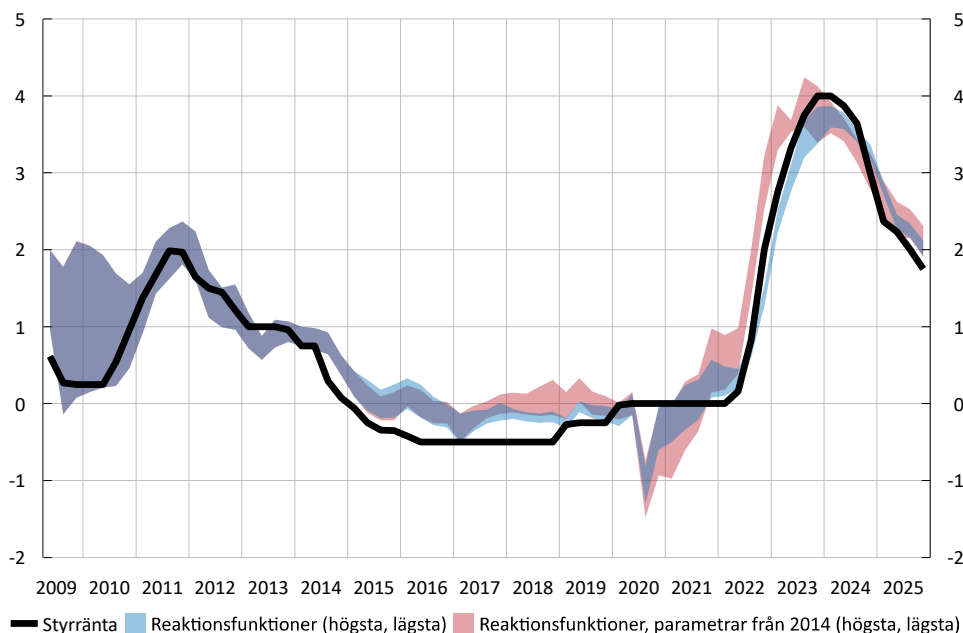
Ett enkelt sätt att illustrera hur detta kan tänkas ha påverkat senare års ränteframskrivningar illustreras i figur 3. Där är ränteframskrivningarna gjorda på parameterestimat skattade på data fram till när värdepappersköpen inleddes, det vill säga fram till slutet av 2014, för att därefter antas vara 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**

Procent



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.

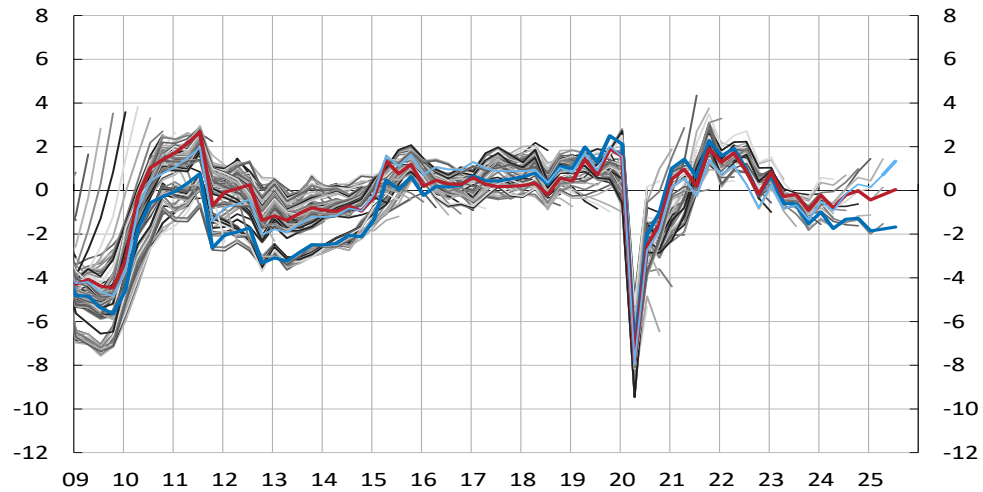
Taylor, John B. and John C. Williams (2010), "Simple and robust rules for monetary policy", kapitel 15 i *Handbook of Monetary Economics*, vol. 3, Benjamin M. Friedman och Michael Woodford (red.), Elsevier.

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.