



Staff memo

# Hur påverkar Riksbankens penningpolitik den svenska ekonomin: stiger inflationen när räntan höjs?

Stefan Laséen och Charlie Nilsson

januari 2024

# Innehållsförteckning

1	Introduktion	3
2	Hur kan man mäta effekterna av penningpolitiska ränteförändringar?	5
3	Stiger inflationen när Riksbanken höjer styrräntan?	12
	Diskussion	24
	Referenser	25
	APPENDIX	28

## Staff memo

I ett staff memo kan medarbetare på Riksbanken offentliggöra kvalificerade analyser i relevanta frågor. Det är en tjänstemannapublikation som är fri från policyslutsatser och individuella ställningstaganden i aktuella policyfrågor. Publikationen godkänns av berörd avdelningschef. De åsikter som uttrycks i staff memos är författarnas egna och ska inte uppfattas som Riksbankens ståndpunkt.

## Sammanfattning

---

Även om det råder en bred samsyn att inflationen sjunker när centralbanken höjer räntan finns det mekanismer och kanaler som potentiellt kan leda till motsatt effekt. Det är till exempel välkänt att räntan också utgör en kostnad för hushåll och företag som när den stiger kan orsaka högre inflation, eller relativpriser, istället för en önskad minskning.

I det här Staff memot beskriver vi först de utmaningar som man står inför när man ska mäta effekterna av penningpolitik och några välkända lösningar. Vi tar hänsyn till de svårigheter som finns med ett nytt mått på penningpolitiska ränteförändringar som både beaktar konventionella räntebeslut men även effekter av tillgångsköp. Därefter använder vi det nya måttet för att undersöka hur penningpolitiken påverkar inflationen och inflationens olika komponenter. Vi är speciellt intresserade av om de penningpolitiska ränteförändringarna får vissa priser att stiga – till exempel genom en kostnadskanal.

Vi finner att penningpolitiken har en påtaglig och signifikant negativ effekt på inflationen. Konsumentpriserna faller med som mest mellan 2 och 4 procentenheter efter ungefär ett år efter en varaktig räntehöjning på 1 procentenhet. Vad gäller kostnadskanalen är den viktig för prisindex för bostad. Räntekostnader för hushåll stiger på ett likartat sätt som styrräntan efter en räntehöjning. Den totala effekten på inflationen är dock negativ.

Våra beräkningar avspeglar en del i Riksbankens sammantagna bedömning av penningpolitikens effekter. Olika angreppssätt ger något olika resultat och studien ska inte tolkas som Riksbankens samlade bedömning om penningpolitikens effekter på svensk ekonomi. I Riksbankens prognoser och analyser tillkommer en rad andra faktorer som i olika situationer påverkar bedömningen av penningpolitikens genomslag.

---

Författare: Stefan Laséen och Charlie Nilsson, verksamma vid avdelningen för penningpolitik<sup>1</sup>

## 1 Introduktion

Det är svårt att mäta och estimerar effekterna av penningpolitiska ränteförändringar och tillgångsköp. Anledningen är att penningpolitiken inte bedrivs på ett slumpartat sätt oberoende av vad som händer ekonomin. Att skilja orsak och verkan är komplicerat eftersom centralbanken reagerar på förändringar i inflationen och resursutnytt-

---

<sup>1</sup> Vi tackar Mikael Apel, Mattias Erlandsson, Martin Flodén, Mathias Klein, Henrik Lundvall, Åsa Olli Segendorf, Ingvar Strid, Ulf Söderström och Anders Vredin för värdefulla synpunkter och diskussioner.

jande genom att förändra räntan och även, i vissa fall, genomföra tillgångsköp. Korrelationen mellan inflationen och olika penningpolitiska verktyg kan då dölja de faktiska effekterna av räntehöjningen.

Även om det råder en bred samsyn att inflationen sjunker när centralbanken höjer räntan finns det mekanismer och kanaler som kan leda till motsatt effekt.<sup>2</sup> Det är till exempel välkänt att räntan också utgör en kostnad för hushåll och företag som när den stiger kan orsaka högre inflation, eller relativpriser, istället för en önskad minskning. Att Riksbanken bytte målvariabel 2017 var en följd av just en sådan effekt i konsumentprisindex (KPI). På senare tid har liknande resonemang förts fram i den ekonomiska debatten som argument mot fortsatta räntehöjningar. Argumenten är inte nya. Kongressledamot Wright Patman, som var ordförande för Joint Economic Committee, uttryckte till exempel kritik mot att använda räntehöjningar för att bekämpa inflationen i mars 1970. Han beskrev detta tillvägagångssätt som meningslöst och jämförde det med att "släcka en eld genom att hålla på bensin".<sup>3</sup> Efter Sveriges övergång från guldmyntfoten i september 1931 användes diskontot huvudsakligen som det ledande verktyget i penningpolitiken.<sup>4</sup> Gunnar Wetterberg noterar dock i sin bok om Riksbankens historia (s. 314) att synen på diskontot förändrades under och ett par årtionden efter andra världskriget, då det kom att betraktas mer som en kostnadsfaktor än som ett sätt att påverka den ekonomiska konjunkturen.

Den så kallade kostnadskanalen går ut på att penningpolitiken även kan påverka inflationen utan att först påverka efterfrågan. Eftersom företagen delvis finansierar sin verksamhet med lånade medel kan en förändring i räntan även påverka företagens kostnader. En höjning av styrräntan som ökar utlåningsräntorna kan då öka finansieringskostnaderna för företag, som i sin tur tvingas höja sina priser som kompensation. Kostnadskanalen kan verka i motsatt riktning på inflationen jämfört med de traditionella kanalerna.

I det här Staff memot beskriver vi först de utmaningar som man står inför när man ska mäta effekterna av penningpolitik och några välkända lösningar. Vi tar fram ett nytt mått på penningpolitiska ränteförändringar som tar hänsyn till dessa svårigheter och som beaktar konventionella räntebeslut men även effekter av tillgångsköp. Därefter använder vi det nya måttet för att undersöka hur penningpolitiken påverkar inflationen och inflationens olika komponenter. Vi är speciellt intresserade av om de penningpolitiska ränteförändringarna får vissa priser att stiga – till exempel genom en kostnadskanal.

Vi finner att penningpolitiken har en påtaglig och signifikant negativ effekt på inflationen. Inflationen faller med som mest mellan 2 och 4 procentenheter ungefär ett år efter en varaktig räntehöjning på 1 procentenhet. Effekterna kan framstå som relativt

---

<sup>2</sup> Vi tänker först och främst på den så kallade kostnadskanalen i det här Staff memot. I en penningpolitisk regim där det finanspolitiska ramverket inte är trovärdigt och de offentliga skulderna är höga kan räntehöjningar leda till högre inflation. Se till exempel Sims (2016) och Caramp och Silva (2023). Vi tänker inte heller på den så kallade neofisherianska hypotesen som ifrågasätter den traditionella synen på sambandet mellan nominella räntor och inflation, se Uribe (2022).

<sup>3</sup> Seelig (1974) och Barth och Ramey (2001).

<sup>4</sup> Berg och Jonung (1999).

stora men beror på att de ränteförändringar vi analyserar är både större och mer varaktiga än tidigare studier på svenska data. Styrkan på utväxlingen mellan penningpolitiken och inflationen beror alltså i hög utsträckning på hur varaktig en styrränteförändring förväntas vara. Anledningen till det är att en räntehöjning som är mer varaktig har större och mer långvarig effekt på de räntor som hushåll och företag möter. Ränteförändringen får därmed större effekter på den samlade efterfrågan i ekonomin men också på växelkursen. Vad gäller kostnadskanalen är den viktig för prisindex för bostad. Räntekostnader för hushåll stiger på ett likartat sätt som styrräntan efter en räntehöjning. Den totala effekten på inflationen är dock negativ.

## 2 Hur kan man mäta effekterna av penningpolitiska ränteförändringar?

Svaret på frågan kan tyckas både självklart och välkänt men har varit ett ständigt återkommande tema i den makroekonomiska forskningslitteraturen. Anledningen till det återkommande intresset kan möjligen, åtminstone delvis, vara kopplad till svårigheten att isolera (identifiera) effekterna av penningpolitiska händelser från händelser där centralbanken reagerar på olika förändringar i finansiella, ekonomiska och politiska förutsättningar och villkor för att stabilisera inflation och resursutnyttjande.<sup>5</sup> Att en uppskattning av effekterna av penningpolitik kan riskera att bli felaktig kan illustreras med två enkla exempel: Antag att centralbanken är målinriktad och framgångsrik i sina avsikter att stabilisera inflationen. Inflationen skulle i det fallet vara i det närmaste helt stabil medan styrräntan varierar för att motverka att inflationen rör sig från inflationsmålet.<sup>6</sup> Korrelationen är då i det närmaste obefintlig trots att penningpolitiken är effektiv och centralbanken är framgångsrik i sitt uppdrag. Å andra sidan, i en situation där företag, som planerar att minska sin produktion, först minskar sin efterfrågan på likvida medel, marknadsfinansiering eller banklån, kan räntor stiga innan produktionen faller även om centralbanken inte alls varit inblandad.<sup>7</sup> Effekterna av penningpolitiken kan då överskattas om inte detta beaktas. Liknande fenomen gäller utvärdering av andra ekonomisk-politiska åtgärder. Det är helt enkelt svårt att identifiera orsak och verkan i samhällsvetenskaper.

### **Naturvetenskapen har effektiva metoder att undersöka orsak och verkan**

Vad gäller de naturvetenskapliga arbetssätten är kontrollerade experiment en central metod och en av den vetenskapliga revolutionens kanske viktigaste metoder och arbetssätt. Ett kontrollerat experiment går, som namnet antyder, ut på att isolera och kontrollera olika variabler för att undersöka orsakssamband mellan dessa. Det gör man genom att systematiskt ändra en variabel (den oberoende variabeln) och mäta vad som händer med en annan variabel (den beroende variabeln). Alla andra variabler som man kan kontrollera ser man till att hålla konstanta. Den generella undersökbara frågeställningen i experiment är alltså: Hur beror den beroende variabeln av

<sup>5</sup> Se också Hassler, Krusell och Seim (2023) för en kortfattad diskussion.

<sup>6</sup> Se till exempel Kareken och Solow (1965) och McLeay och Tenreiro (2020).

<sup>7</sup> Se till exempel Tobin (1970) och King och Plosser (1984).

den oberoende variabeln? Genom att analysera mätdata kan man sedan på olika sätt beskriva sambandet mellan dessa, vilket då kan utgöra ett svar på frågeställningen.<sup>8</sup>

Vad gäller penningpolitiska (eller för den delen många ekonomiska) frågeställningar är det ganska svårt, men inte omöjligt, att utföra kontrollerade experiment. Numera finns det till exempel ett helt forskningsområde som utför så kallade fältexperiment.<sup>9</sup> Ett alternativ till kontrollerade experiment, eller fältexperiment, är att istället söka efter olika former av "naturliga experiment" – det vill säga situationer där man kan hävda att förändringen i det man vill studera är stor, eller på annat sätt "naturlig", i förhållande till andra potentiella förklarande faktorer. Sådana penningpolitiska åtgärder är naturligtvis sällsynta. Men ser man över en lång period och många länder kan man kanske få ihop en mängd övertygande händelser som kan ge kausala insikter om effekterna av penningpolitiken. Ett välkänt exempel på detta arbetssätt är Friedman och Schwartz (1963) (FS) som studerade USA:s monetära historia och försökte lokalisera händelser som kan liknas vid naturliga experiment.

FS påvisar att tre penningpolitiska åtgärder som vidtagits under mellankrigstiden av Federal Reserve System (Fed) (a) var av större omfattning och (b) kan inte betraktas som nödvändiga eller oundvikliga ekonomiska konsekvenser av samtida förändringar i inkomster och priser. De hävdar vidare att "liksom resultat från naturliga experiment för den naturvetenskaplige forskaren är resultaten så konsekventa och skarpa att de lämnar lite tvivel av hur de kan tolkas". Datumen för dessa händelser var januari–juni 1920, oktober 1931 och juli 1936–januari 1937. FS förstod alltså hur viktigt det är att

---

<sup>8</sup> Ett välkänt exempel på ett kontrollerat experiment är Rutherford scattering-experimentet (1911). Syftet med experimentet var att utforska atomens inre struktur. Metoden som Ernest Rutherford och hans medarbetare använde sig av var att de sköt alfa-partiklar (som är positivt laddade) mot en mycket tunn bladguldsfolie och observerade hur dessa partiklar böjdes av. Resultatet var att de flesta alfa-partiklarna passerade rakt igenom folien, vilket antydde att det mesta av atomen är tom rymd. Men vissa alfa-partiklar böjdes av i stora vinklar, vilket var oväntat. Detta visade att det finns en mycket liten, men massivt tung och positivt laddad kärna i centrum av atomen, vilken avböjde vissa av de inkommande alfa-partiklarna. Denna upptäckt av atomens kärna lade grunden för den moderna atommodellen. Ett annat mycket välkänt kontrollerat experiment är upptäckten av Higgsbosonen 2012. Naturvetenskapen har som dessa exempel visat i allmänhet effektiva metoder för att identifiera orsak och verkan. Men det finns situationer där även naturvetenskapen stöter på utmaningar. I ekologiska eller klimatrelaterade studier kan de många interagerande variablerna göra det svårt att isolera enskilda orsaker till observerade fenomen. Inom medicinsk forskning kan man inte genomföra experiment som utsätter människor för allvarlig risk, vilket kan göra det svårt att definitivt fastställa orsak och verkan. Studiet av jordens historia, som paleontologi och geologi, kan inte alltid använda experimentella metoder. Istället måste forskare lita på observation och tolkning av historiska data, vilket kan leda till osäkerhet om orsakssamband.

<sup>9</sup> Fältexperiment inom nationalekonomin syftar till att testa ekonomiska teorier i verkliga miljöer snarare än i kontrollerade laboratoriemiljöer eller genom ren dataanalys. Ekonomipristagarna Esther Duflo och Abhijit Banerjee och deras kollegor har till exempel utfört flera fältexperiment kring mikrokrediter. Ett sådant experiment testade till exempel effekterna av mikrokrediter på småföretagare och hushåll i Indien. För att göra detta samarbetade forskarna med en mikrokreditinstitution i Indien. De valde ut ett antal grannskap och delade slumpmässigt upp dem i behandlingsgrupper och kontrollgrupper. I behandlingsgrupperna introducerades mikrokrediter, medan kontrollgrupperna inte hade tillgång till dessa lån. Efter en viss tidsperiod jämförde forskarna utfallen i de två grupperna. De tittade på saker som hushållens konsumtion, investeringar i småföretag, inkomstnivåer och andra socioekonomiska indikatorer. Inom penningpolitiken har vissa experiment genomförts där forskare testat hur olika former av kommunikation påverkar allmänhetens förväntningar om framtida räntenivåer, inflation och andra ekonomiska förhållanden.

separera orsak från verkan. De använde historiska dokument för att hitta dessa "naturliga experiment" och var förgrundsgestalter för så kallad narrativ identifiering av penningpolitiska beslut.<sup>10</sup>

### **Narrativa sätt att identifiering penningpolitiska "naturliga experiment"**

FS var dock möjligen selektiva i hur de valde ut dokument som de granskade. De erbjöd inte heller en analytisk eller statistisk metod för att estimerar storleken på effekterna. Romer och Romer (1989) (RR) byggde vidare på insikterna från FS och hävdade att Feds interna dokument och prognoser kan användas för att identifiera naturliga experiment på ett mera systematiskt sätt. De tog även fram statistiska metoder för att mäta effekterna av de naturliga experimenten som de identifierade från Feds interna dokumentation.<sup>11</sup> I uppsatsen från 1989 identifierade RR sex episoder med stora förändringar i penningpolitiken som de ansåg inte hade med inflationen eller realkonomin att göra. De lade sedan till ett sjunde datum i en uppsats från 1994. I en uppföljande uppsats från 2023 ser de återigen över de historiska datumen och erbjuder några nya potentiella datum. De diskuterar även effekterna av ett sista datum, nämligen juli 2022.

Även om detta narrativa sätt att identifiera penningpolitiska datum eller störningar på är lovande är det förknippat en del utmaningar. För det första väljs narrativa chocker (ofta) ut av en ganska otydlig metod. Detta innebär att resultaten kan vara svåra att replikera. För det andra, med endast sju till tio datapunkter kan det av en slump hända att någon annan faktor är korrelerad med de penningpolitiska störningarna. I de fall man har dussintals eller hundratal identifierade störningar är det sannolikt att en slumpmässig korrelation med någon annan faktor i genomsnitt kommer att vara liten. Hoover och Perez (1994) hävdar att Romers och Romers datum är slående tidsmässigt korrelerade med datum för oljeshocker. För det tredje visar sig narrativa störningar ofta vara förutsägbara, vilket tyder på möjlighet till endogenitet. I fallet med RRs uppsats från 1989 analyserade faktiskt Shapiro (1994) och Leeper (1997) detta och visade att så var fallet.

Den narrativa metoden är en av flera tänkbara metoder som man kan använda om man vill mäta och identifiera effekterna av penningpolitiken på ekonomin. Metoden har som vi noterade flera fördelar men även en del nackdelar. Nya möjligheter att

---

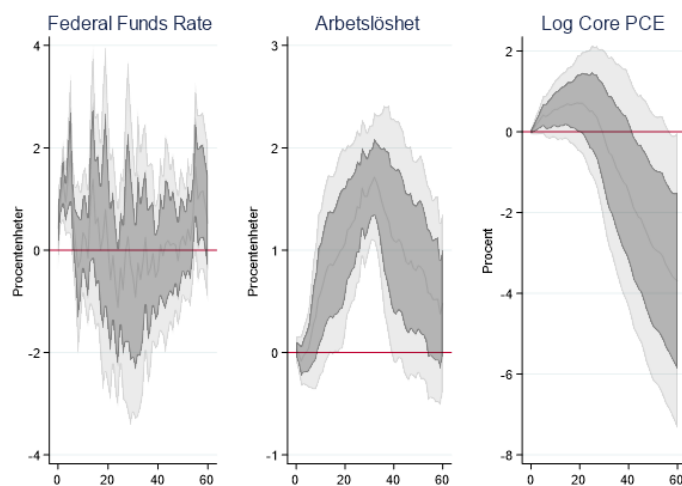
<sup>10</sup> Se Nakamura och Steinsson (2018) för en diskussion och mer information.

<sup>11</sup> Romer och Romer (1989) använder termen "narrativ" för att beskriva sin metod eftersom de granskar de faktiska beskrivningarna eller "berättelserna" som Federal Reserve ger för sina beslutsprocesser. Romer och Romer ville isolera den del av ränteförändringar som var ren penningpolitik, orelaterat till information om framtida ekonomisk aktivitet. För att göra detta granskade de Federal Reserves "Greenbooks", vilka är interna prognoser som inte släpps för offentligheten förrän efter flera år. Genom att granska dessa Greenbooks och andra dokument, försökte de avkoda motiven bakom varje beslut. De letade efter bevis på att Federal Reserve agerade i respons till förväntad inflation eller arbetslöshet, snarare än i respons till verkliga ekonomiska förändringar. Genom att isolera dessa "orsakande" förändringar i penningpolitiken, försökte de skapa en mer ren uppsättning av penningpolitiska störningar. Coglianesi m.fl. (2023) är ett nyligt exempel på en intressant studie som använder ett "naturligt experiment" för att analysera effekterna av penningpolitik på arbetsmarknaden. Författarna analyserar ett "naturligt-experiment" i Sverige 2010–2011, då Riksbanken höjde styrräntan. Författarna argumenterar för att denna ökning inte var relaterad till förhållanden på arbetsmarknadens, utan drevs istället av en ny oro för finansiell stabilitet. Författarna visar att denna penningpolitiska åtstramning ledde till en betydande ekonomisk nedgång, och ökade arbetslösheten med 1–2 procentenheter.

automatiskt söka igenom stora mängder text innebär att processen att hitta relevanta episoder kan effektiviseras. RR diskuterar detta i artikeln från 2023. Liknande "narrativa" angreppssätt har använts av flera forskare på Riksbanken. Apel och Blix Grimaldi (2014) använder till exempel textanalys för att mäta sentimentet och tonen i Riksbankens protokoll. Frågorna som dessa uppsatser försöker besvara med hjälp av textanalys är ibland lite annorlunda än de som RR adresserar. Tanken bakom själva identifieringen är dock ganska nära besläktad.

### Diagram 1. Replikering av Romer och Romer (2023): effekterna av penningpolitik i USA på styrränta, arbetslöshet och inflation.

Procentenheter och procent



Anm. Diagrammet visar estimat på  $\beta$  i ekvation (1) när respektive beroende variabel har förskjutits mellan 0 och 60 månader framåt i tiden. Månadsdata. Arbetslöshet: jan. 1948–dec. 2022, Federal funds rate: jul. 1954–dec. 2022, PCE (personal consumption expenditures): jan. 1959–dec. 2022. Standardfelen är beräknade med Newey-West.

Källor: Romer och Romer (2023) samt egna beräkningar.

### Hur kan informationen användas för att utvärdera effekterna av penningpolitiken?

Givet att man har grävt fram datum när de penningpolitiska besluten (störningen/övertäckningen) anses vara oberoende av inflation, resursutnyttjande och annan information (de är exogena) ur arkiven är det faktiskt relativt enkelt att beräkna effekterna av dessa förändringar på inflation, arbetslöshet och andra variabler av intresse. Det är bara att estimeras följande ekvation med minsta kvadratmetoden (eftersom den penningpolitiska störningen,  $s_t$ , förhoppningsvis är just helt exogen och inte korrelerad med residualen ( $\varepsilon_t$ ):

$$y_t = c + \beta s_t + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Ett estimat på  $\beta$  visar hur penningpolitiskt orsakade ränteförändringar påverkar variabeln  $y_t$  – som kan vara arbetslöshet eller inflation i period  $t$ . Period  $t$  är samma tidsperiod som ränteförändringen inträffar. Om man sedan estimerar ekvationen med variabeln  $y$  i period  $t+1$  (men fortfarande med störningen daterad i period  $t$ ) så visar ett estimat på  $\beta$  vad som händer med variabeln  $y$  i period  $t+1$  när störningen inträffar i



period  $t$ . Om man gör så för flera perioder framåt i tiden får man fram en bana för hur penningpolitiken påverkar variabeln  $y$  i framtiden – det vill säga en impuls-respons funktion. Impulsen är ränteändringen och responsen är till exempel hur inflationen påverkas. Det är precis detta som RR gör i sin uppsats. Det kan vara värt att notera att variabeln  $s_t$  i fallet med RR:s datum är en så kallad dummyvariabel som antar värdet 1 eller  $-1$  de datum där politiken identifierats som exogen och 0 annars. Det finns uppenbarligen andra empiriska sätt man skulle kunna använda istället för en enkel dummyvariabel. Man skulle t.ex. kunna försöka skala dummyvariabeln på något sätt – kanske genom förändringen i räntorna under episoden eller genom att använda samma narrativa källor för att klassificera störningens ”styrka”.

Om man vet vilka datum som identifierats av RR är det alltså enkelt att replikera deras resultat. Diagram 1 visar resultatet av en sådan övning. Vi har använt månadsdata för tre variabler: federal funds rate, arbetslöshet och personal consumption deflator (PCE). Diagrammet visar estimat på  $\beta$  från 0 till 60 månader efter RR:s datum. Resultaten är mycket lika de som RR visar i sin uppsats. Räntan stiger med knappt en procentenhet, arbetslösheten stiger med 1,5 procentenheter och inflationen (prisnivån) faller med ungefär 4 procent efter 4–5 år. Precis som för Romer och Romer stiger prisnivån innan den faller. Det är alltså inte ett helt ovanligt resultat att inflationen stiger under en tid innan den sedan faller. Detta brukade benämnas ”prispuddlet”. En oväntad höjning av den penningpolitiska räntan – som skulle förväntas leda till en minskning av inflationen – leder alltså i vissa empiriska studier till en initial ökning av inflationen istället för den förväntade minskningen. Flera förklaringar och teorier har föreslagits för att förstå detta resultat: (a) Vissa forskare tror att prispuddlet kan bero på mätfel eller bristfälliga modellspecifikationer. Felaktig identifiering av penningpolitiska chocker eller bortglömda variabler kan ge missvisande resultat; (b) Ett argument är att en oväntad räntehöjning kan öka företagets finansieringskostnader (genom kostnadskanalen). Företagen kan svara på detta genom att omedelbart höja sina priser, vilket leder till en tillfällig ökning av inflationen. Det ska dock nämnas att även om prispuddlet är intressant och utmanande, har senare forskning med mer avancerade modeller och datamängder inte funnit detta fenomen, eller funnit det i mindre utsträckning.<sup>12</sup> Exempelvis visar RR i senare forskning att prisnivån faller när de kontrollerar för förväntningseffekter i de narrativa störningarna.<sup>13</sup>

### Kontrollera för faktorer som minskar sammanblandning av orsakssamband

Trots att den narrativa metoden förefaller enkel och lätt att applicera på olika centralbankers verksamhet är sannolikt den vanligaste metoden att identifiera variation i penningpolitiken att på olika sätt kontrollera för (hålla konstant) så kallade ”störande faktorer”. Dessa faktorer kan vara nyheter, händelser, data och statistik som kan förklara varför centralbanken väljer att förändra styrräntan eller genomföra tillgångsköp. Mycket av litteraturen som använder så kallade vektorautoregressioner använder sig av detta tillvägagångssätt.<sup>14</sup> Tanken är att försöka förklara centralbankens ränteförändringar med flera tänkbara förklaringsvariabler (såsom produktion, växelkurs och

<sup>12</sup> Se till exempel Bauer och Swanson (2023).

<sup>13</sup> Romer och Romer (2004).

<sup>14</sup> Vektorautoregression (VAR) är en statistisk modell som används framför allt inom ekonometri för att analysera flera tidsberoende serier samtidigt.

inflation). Det som inte förklaras (residualen) kan man under ytterligare antaganden betrakta som penningpolitiska ränteförändringar som inte är en reaktion på ekonomisk-politiska händelser och information.

Det som antas är dock att några få variabler fångar upp all endogen variation i de penningpolitiska besluten. Det kan förefalla ganska osannolikt i praktiken att endast ett fåtal variabler förklarar centralbankens ränteförändringar. Centralbanker baserar sina policybeslut på en stor mängd data som dessutom varierar över tiden. Olika överväganden (i vissa fall mycket specifika) påverkar räntebesluten vid olika tidpunkter. Dessa inkluderar stress i banksystemet, stora och plötsliga förändringar i råvarupriser och terroristattacker. Var och en av dessa överväganden kan bara påverka politiken på ett meningsfullt sätt vid ett litet antal tillfällen, och antalet sådana tillfällen och händelser är så stort att det inte är genomförbart att inkludera dem alla i en regressionsmodell. Men att utelämnas någon av dem kommer att resultera i en penningpolitisk "störning" som forskaren betraktar som exogen men som i själva verket är endogen. Rudebusch (1998) är en klassisk diskussion kring dessa bekymmer.

### Diskontinuitetsbaserad identifikation

Ett alternativt sätt att identifiera penningpolitiska händelser som är (eller i alla fall antas vara) oberoende av andra orsaksfaktorer är att använda en så kallad diskontinuitetsbaserad identifikation (RD). Diskontinuitetsbaserad identifikation utvecklades främst, eller i alla fall först, inom arbetsmarknadsforskningen men har sedermera även applicerats på penningpolitik och andra forskningsområden.<sup>15</sup>

RD introducerades för första gången av Thistlethwaite och Campbell (1960) som ett sätt att estimeras effekterna av att erhålla ett förtjänstbevis (certificates of merit) på framtida akademiska resultat. Den huvudsakliga idén var att jämföra framtida akademiska resultat för de som blivit tilldelade ett förtjänstbevis med framtida akademiska resultat för de individer som inte blivit tilldelade ett sådant bevis men som var precis på gränsen till att få ett bevis. De individer som jämförs är alltså i princip helt lika förutom att den ena gruppen fått ett förtjänstbevis. RD utnyttjar alltså en förutbestämd tröskel eller avbrottspunkt (t.ex. en gränspoäng på ett test) där individer på ena sidan av tröskeln behandlas annorlunda än individer på den andra sidan. Forskare undersöker därför hur utfallsmåttet (t.ex. prestation efteråt) ändras vid denna avbrottspunkt. Det antas att individer nära avbrottspunkten är likartade i alla avseenden förutom behandlingen, vilket gör det möjligt att dra kausala slutsatser om behandlingens effekt.

RD har alltså blivit ett användbart verktyg inom ekonomisk forskning för att försöka isolera kausala effekter, särskilt när det är svårt eller omöjligt att genomföra slumpmässiga kontrollerade experiment. Inom området för penningpolitisk forskning har RD

---

<sup>15</sup> Både diskontinuitetsbaserad identifikation (ofta kallad "Regression Discontinuity Design" eller RDD på engelska) och Difference-in-differences (DiD) är forskningsdesigner och metodologier inom ekonometri som syftar till att uppskatta kausala effekter. Men de har olika utgångspunkter och utnyttjar olika typer av variation i data för att identifiera dessa effekter. Diskontinuitetsbaserad identifikation utnyttjar en diskontinuitet vid en viss brytpunkt eller tröskelvärde för en "styrvariabel" för att identifiera effekten av en behandling. DiD jämför förändringar över tid i en grupp som utsätts för en intervention med förändringar i en grupp som inte utsätts för interventionen. Den utnyttjar variationen både över tid och mellan grupper för att uppskatta behandlingseffekten. Ett kritiskt antagande för DiD är "parallella trender", vilket innebär att i frånvaro av behandlingen skulle behandlings- och kontrollgruppernas utfall ha följt samma trender över tiden.

blivit särskilt användbart för att studera effekterna av centralbanksbeslut och -kommunikation.

Ett välkänt exempel på användning av RD inom penningpolitik är arbetet av Cook och Hahn (1989). Denna studie använde RD för att utvärdera hur oväntade förändringar i Federal reserves styrränta (federal funds rate) påverkade marknadsräntor. Genom att fokusera på tiden kring Federal Reserves penningpolitiska annonseringar, utnyttjade de annonseringstidpunkten som en "avbrottspunkt". De utnyttjar alltså det faktum att en oproportionerlig mängd penningpolitiska nyheter avslöjas vid tidpunkten för de regelbundna schemalagda penningpolitiska mötena varje år. Det sättet som penningpolitiska nyheter avslöjas på möjliggör ett identifiering baserat på diskontinuitet. De upptäckte att oväntade förändringar i federal funds rate hade en direkt och påtaglig effekt på marknadsräntor. Potentiella tillämpningar av RD inom penningpolitiken inkluderar sammanfattningsvis:

1. När centralbanken fattar beslut om räntenivåer eller andra penningpolitiska verktyg kan datumet för detta beslut fungera som en avbrottspunkt. Analysera marknadsreaktioner före och efter detta datum kan ge insikt i effekterna av dessa beslut.
2. Analysera effekten av centralbankens olika uttalanden eller presskonferenser på finansiella variabler genom att använda tiden före och efter dessa uttalanden som en avbrottspunkt.
3. Vissa penningpolitiska verktyg eller program kan ha kvalifikationskriterier (t.ex. en viss nivå av kapital eller likviditet). Genom att jämföra enheter (som banker) precis ovanför och under dessa trösklar kan forskare uppskatta effekterna av dessa program.

Generellt sett, i den mån det finns klara och väldefinierade trösklar eller avbrottspunkter inom penningpolitik, kan RD vara ett effektivt sätt att isolera och studera kausala effekter.

I nästa avsnitt använder vi en diskontinuitetsbaserad identifikation, på ett liknande sätt som Cook och Hahn använde sig av, för att estimerade effekterna av penningpolitiskt orsakade räntehöjningar på inflationen och inflationens olika komponenter. En fråga som vi kommer att studera lite närmare är om penningpolitiskt orsakade räntehöjningar innebär att inflationen stiger på grund av att hushållens eller företagens räntekostnader stiger – vilket i sin tur kan innebära att även inflationen stiger.

### 3 Stiger inflationen när Riksbanken höjer styrräntan?

För att besvara frågan måste vi först och främst välja en metod att identifiera penningpolitiska ränteförändringar på som är så oberoende av andra orsaksfaktorer som möjligt. I det här Staff memot förlitar vi oss, som vi nämnde, på en diskontinuitetsbaserad identifikation.

En utmaning med en diskontinuitetsbaserad metod är att Riksbanken sedan 2015 använt sig av flera penningpolitiska instrument. Att analysera marknadsreaktioner i endast korta marknadsränder före och efter penningpolitiska annonseringsdatum som varit vanligt fram till 2015 kan vara alltför begränsande om flera åtgärder annonserades samtidigt. Samtida annonseringar av ränteförändringar i både styrräntan, styrräntebanan, köp av statsobligationer och senare även köp av andra tillgångar innebär helt enkelt en utmaning.

#### **Vilken metod väljer vi för att skilja på orsak och verkan?**

Vi adresserar denna utmaning genom att använda en metod som försöker beakta alla typer av annonseringar och som föreslogs av Bu, Rogers och Wu (2021) (BRW). BRW:s metod har flera fördelar. Måttet överbrygger perioder med konventionell och okonventionell penningpolitik. Det kräver inte tillgång till en mängd komplicerade finansiella kontrakt. Måttet är inte möjligt att prognostisera och det innehåller inte så kallade informationseffekter. En sådan informationskomponent kan vara att centralbanken möjligen kan inneha mer, eller fördjupad, information om hur ekonomin utvecklas än vad marknadsaktörerna har. En penningpolitisk åtstramning kan då innehålla flera orsaksfaktorer som blandas ihop. Det är alltså inte fallet med måttet som vi använder i den här uppsatsen.

Eftersom vi sorterat ut de ränteförändringar som är orsaksmässigt kopplade till penningpolitiska beslut benämner vi vårt mått "penningpolitiska ränteförändringar" eller "penningpolitiska störningar". Vi menar med dessa benämningar att orsakssambanden klarlagts och att förändringarna orsakats av de penningpolitiska besluten och inte av andra faktorer.

Metoden som vi använder bygger på antagandet att förändringen i statsobligationsräntor de dagar som Riksbanken annonserar penningpolitiska beslut påverkas både av nyheter och information som inte har att göra med penningpolitiken men också att de påverkas av en specifik komponent, eller störning, som bara har att göra med det penningpolitiska beslutet. Den generella idén bakom metoden är att använda Fama och Macbeth (1973) två-stegs regressionsmetod för att estimerar den specifika komponenten. Det första steget är en tidsmässig regression för att ta fram hur känsliga ränteförändringar är för den penningpolitiska komponenten. Det andra steget är en tvärsnittsregression för att uppskatta den penningpolitiska komponenten. Metoden är en så kallad partial least squares metod (PLS) och är snarlik principalkomponentmetoden.

Eftersom de penningpolitiska besluten inte bara har att göra med förändring av styrräntan utan även av förändringar i styrräntebanan och av köp och försäljningar av tillgångar, främst statsobligationer, antar vi att den penningpolitiska komponenten inte bara finns i räntor med kort löptid utan även i räntor med längre löptid. Hur känsliga olika räntor är för den penningpolitiska komponenten/störningen kan variera för olika löptider. För två olika löptider ser sambandet ut som i de här ekvationerna:

$$\Delta R_{3M,t} = \alpha_{3M} + \beta_{3M}e_t + \epsilon_{3M,t},$$

$$\Delta R_{1Y,t} = \alpha_{1Y} + \beta_{1Y}e_t + \epsilon_{1Y,t}.$$

$\Delta R_{3M,t}$  och  $\Delta R_{1Y,t}$  är den observerbara förändringen i en nollkupongs statsobligation med löptid 3 månader respektive 1 år vid varje penningpolitiskt möte mellan januari 2001 och september 2023 (vi exkluderar datum där även andra centralbanker annonserar beslut).  $\epsilon_{i,t}$ , är alla andra faktorer som inte är relaterade till penningpolitiken. Målet är att estimeras  $e_t$ , som inte är observerbar, de dagar som Riksbanken annonserade sina beslut. Vi utnyttjar den ojämna informationsspridningen om penningpolitiken och de penningpolitiska besluten som en avbrottspunkt för att kunna estimeras  $e_t$ .

Notera att om vi kände till värdena på  $\beta_{3M}$ ,  $\beta_{1Y}$  etc. skulle vi kunna använda dessa för att estimeras  $e_t$ . För varje penningpolitiskt annonseringstillfälle är störningen nämligen samma för alla löptider. Det är variationen i statsobligationsräntorna och tvärsnittskillnaderna mellan  $\beta_{3M}$ ,  $\beta_{1Y}$  etc. som identifierar storleken och tecknet på störningen på ett givet penningpolitiskt möte. För ett givet penningpolitiskt möte och observationer på statsobligationsräntor och parametrarna  $\beta_i$  är värdet på  $e_t$  det som minimerar förlustfunktionen,

$$\min_{e_t} \sum_{i=3M}^{5Y} (\Delta R_{i,t} - \beta_i e_t)^2.$$

Den estimerade koefficienten i varje regression per annonseringstillfälle är då ett estimat på  $e_t$ . Man kan med andra ord säga att den penningpolitiska störningen ungefär fångar den viktade genomsnittliga ränteförändringen i avkastningskurvan de dagar som Riksbanken annonserar penningpolitiska beslut. Om den observerade ränteförändringen i alla löptider skulle vara identisk med respektive löptids parameter  $\beta_{3M}$ ,  $\beta_{1Y}$  etc. skulle störningen estimeras till en procentenhet ( $e_t=1$ ). En störning med en procentenhet innebär då att förlustfunktionen är lika noll. Om bara korta räntor stiger efter ett penningpolitiskt beslut blir den gemensamma komponenten mindre och den estimerade störningen blir då också mindre. Eftersom vi inte känner till värdena på  $\beta_i$  är det första steget att estimeras dessa koefficienter.

Vi börjar följaktligen med att estimeras hur känsliga förändringen i statsobligationsräntor med olika löptid är för förändringar i den penningpolitiska komponenten/störningen. Det gör vi med en heteroskedasticitetsbaserad tidsseriemetod där vi antar att koefficienten på en ettårig statsobligation,  $\beta_{1Y}$ , har ett ett-till-ett förhållande till  $e_t$  ( $\beta_{1Y} = 1$ ). Man kan välja att normera mot andra löptider. Det har inte någon större betydelse för slutresultatet. Vi antar också att variansen i den penningpolitiska komponenten ökar de dagar som Riksbanken annonserar penningpolitiska beslut medan störningarna som inte har med penningpolitiken att göra är opåverkade och har

samma varians. Det vi gör mer konkret är att estimerar en tidsserieregression per löptid. Här visar vi en sådan regressionsmodell för tremånaders löptid och två års löptid.

$$\Delta R_{3M,t} = \theta_{3M} + \beta_{3M} \Delta R_{1Y,t} - \beta_{3M} \epsilon_{1Y,t} + \epsilon_{3M,t},$$

$$\Delta R_{2Y,t} = \theta_{2Y} + \beta_{2Y} \Delta R_{1Y,t} - \beta_{2Y} \epsilon_{1Y,t} + \epsilon_{2Y,t}.$$

Anledningen till att vi estimerar ekvationen med en heteroskedasticitetsbaserad tids-seriemetod är att residualen i regressionen är korrelerad med den oberoende variabeln. Skattningarna av  $\beta_i$  blir inkonsistenta om vi inte beaktar det.

När vi väl har estimerat känsligheten för alla statsobligationsräntor med olika löptid ( $\beta_{3M}, \beta_{6M}, \beta_{1YM}, \dots, \beta_{5Y}$ ) använder vi de estimerade koefficienterna på det sätt som vi beskrev tidigare, nämligen i en serie tvärsnittsregressioner möte för möte. De estimerade koefficienterna i dessa regressioner utgör vårt mått på  $e_t$ . Fördelen är alltså att vårt estimat är oberoende av annan information som finns i  $\epsilon_{i,t}$  samt att vi får med penningpolitiska förändringar som även påverkar längre räntor.

Diagram 2 jämför vårt nya mått på penningpolitiska störningar (röd linje) med ett mått som endast använder förändringar i korta Swapkontrakt (Tomorrow/Next Day STIBOR Swap) (STINA).<sup>16</sup> Måtten är korrelerade men den kanske viktigaste skillnaden består i att vi även kan mäta penningpolitiska ränteförändringar efter 2015. Här blir det gamla måttet mindre och mindre informativt. Variationen i den röda linjen i diagram 2 minskar noterbart mellan 2016 och 2020.

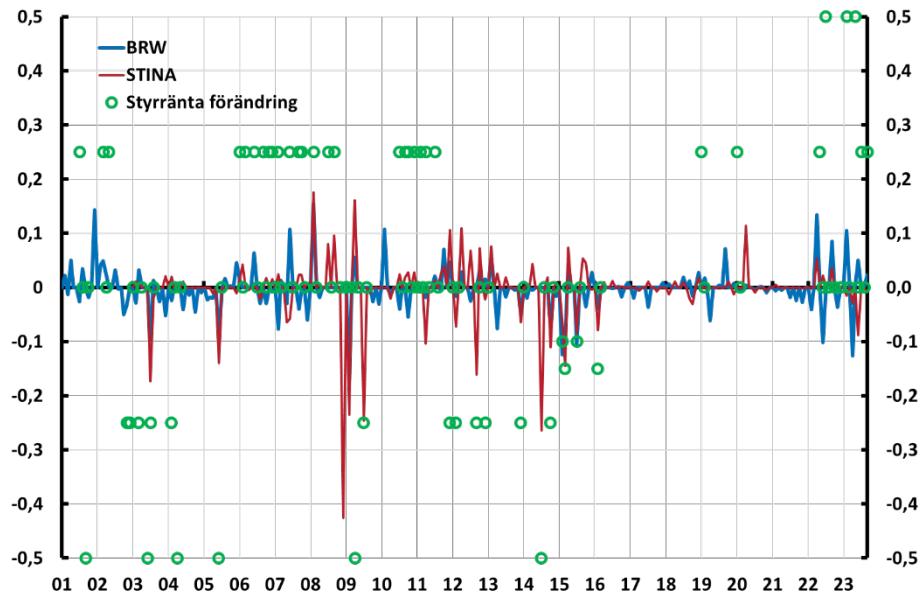
För att visa på hur vårt mått kan tolkas och hur det fångar upp olika penningpolitiska beslut kan det vara instruktivt att diskutera ett par exempel. Vi har valt två beslut under 2019 som är intressanta eftersom de inte innebar en förändring av styrräntan men förändringar i räntebanan och ytterligare tillgångsköp.

---

<sup>16</sup> Se till exempel Fransson och Tysklind (2016) och Iversen och Tysklind (2017).

**Diagram 2. Jämförelse av vårt nya penningpolitiska instrument (BRW) med ett tidigare använt instrument baserat på STINA-kontrakt och faktiska styrränteförändringar.**

Procentenheter



Anm. Månadsdata, januari 2001 – september 2023. Ränteförändringar som är större än 0,5 och mindre än -0,5 procentenheter (2008/09 och 2022) syns inte i diagrammet för att förtydliga jämförelsen med de relativt små penningpolitiska ränteförändringarna/instrumenten.

Källa: Riksbanken, Bu, Rogers och Wu (2021) samt egna beräkningar.

Den 5 september 2019 indikerar vårt mått en penningpolitisk räntehöjning trots att styrräntan hölls oförändrad på -0,25 procent och räntebanan sänktes. Korta räntor var relativt oförändrade men längre räntor steg och det fångar vårt mått upp som en positiv penningpolitisk räntehöjning. Riksbankens besked att hålla fast vid en räntehöjning i slutet av 2019 eller början av 2020 ansågs vara "hökaktigt".

Den 25 april 2019 beslutade direktionen att hålla reporäntan oförändrad på -0,25 procent. Reporäntan förväntades höjas mot slutet av året eller i början av 2020. Direktionen beslutade också att Riksbanken från juli 2019 till december 2020 ska köpa statsobligationer till ett nominellt belopp om 45 miljarder kronor. Vice riksbankscheferna Martin Flodén och Henry Ohlsson reserverade sig mot beslutet att köpa statsobligationer. De ansåg att ytterligare köp inte på ett tydligt sätt kommer att bidra till penningpolitikens måluppfyllelse, men att det finns risker förknippade med ytterligare köp. Statsobligationsräntor föll på alla löptider utom de kortaste med knappt 10 punkter. Detta fångas upp av vårt mått på penningpolitiska ränteförändringar med en sänkning på knappt 8 punkter.

### Vilka är effekter av penningpolitiska ränteförändringar?

Vi använder inte våra estimerade penningpolitiska ränteförändringar direkt i en regression som i ekvation (1) ovan utan vi använder de som ett instrument.<sup>17</sup> Se till exempel Stock och Watson (2018) och Amberg, m.fl. (2022) för en beskrivning av samma metod fast med andra instrument. Vi estimerar följande paneldataregressionsmodell,

$$100(y_{g,t+h} - y_{g,t-1})w_{g,t-1} = c_g + \beta^{g,h}\Delta\widehat{R}_t + \gamma^h x_t + \varepsilon_{g,t+h}, \quad (2)$$

där  $g = 1, \dots, G$  anger grupper i KPI och  $t = 1, \dots, T$  anger tidsperioder i månader mellan januari 2001 och september 2023<sup>18</sup>  $y_{g,t+h}$  är logaritmerad prisnivå i olika grupper ( $g$ ) i KPI i period  $t + h$ ,  $w_{g,t-1}$  är vikten för grupp  $g$  i KPI,  $\Delta\widehat{R}_t$  är förändringen i en ett års statsobligationsränta som instrumenterats med våra penningpolitiska störningar,  $x_t$  är en vektor med kontrollvariabler så som, växelkurs, inflationsförväntningar, BNP-indikatorn, råvarupriser, ett index för de finansiella förhållandena i Sverige, Nordpool elpriser och New York Fed Global Supply Chain Pressure Index.<sup>19</sup> Eftersom vi har viktat KPI komponenterna med respektive komponents vikt i KPI betyder det att alla estimerade effekter på individuella KPI-grupper (det vill säga estimat på  $\beta^{g,h}$  för  $h = 0, \dots, 24$ ) summerar till effekten på total KPI. Att estimeras effekten av penningpolitiska ränteförändringar på KPI kan alltså ske på två sätt. Det första är att estimeras (2) som den visas ovan där alla komponenter som utgör KPI inkluderas i den beroende variabeln  $y_{g,t+h}$ . Det andra sättet är att estimeras (2) som en tidsseriemodell istället för en paneldatamodell med total KPI som beroende variabel. Paneldataestimeringens estimat av  $\beta^{g,h}$  för  $h = 0, \dots, 24$  mäter den genomsnittliga effekten av en penningpolitisk räntehöjning på alla viktade KPI komponenter mellan 0 och 24 månader efter ränteförändringen.<sup>20</sup>

Innan vi studerar effekterna på KPI och på KPI-komponenterna för att se om KPI-inflationen, eller några komponenter, faktiskt stiger efter en penningpolitisk räntehöjning börjar vi att titta på effekterna på Riksbankens styrränta och några andra makro-

<sup>17</sup> När man försöker bedöma kausalitet mellan en förklaringsvariabel (ex. utbildning) och en beroende variabel (till exempel inkomst), kan det vara problematiskt om förklaringsvariabeln är korrelerad med feltermen i modellen (det vill säga den är endogen). I sådana situationer kan det vara svårt att dra slutsatser om orsaks-samband. En lösning på detta problem är att använda en instrumentvariabel. Tanken är att använda en tredje variabel, instrumentet, som påverkar den förklarande variabeln men som inte är direkt relaterad till den förklarande variabeln (det vill säga det påverkar den beroende variabeln endast genom den förklarande variabeln). Två krav ställs på instrumentvariabler: A. instrumentet måste vara korrelerat med den potentiellt endogena förklarande variabeln (relevans) och B. instrumentet får inte vara korrelerat med feltermen i den ursprungliga regressionen.

<sup>18</sup> Notera att urvalet inkluderar både perioden före och efter 2022 med låg respektive hög inflation. Vi inkluderar inte ett tidsseriebrott utan kontrollerar för variabler som var betydelsefulla för inflationens dynamik under hela urvalsperioden. Notera att urvalsstorleken minskar med en månad för varje tidsperiod  $h$ .

<sup>19</sup> Vi använder KPI i logaritmisk nivå som beroende variabel. Resultaten är kvantitativt oförändrade om vi istället använder KPI i årlig procentuell förändring. Variablerna som inkluderas i  $x_t$  har valts för att kontrollera både för efterfråge- och utbudsstörningar, öppna ekonomiaspekter samt för förväntningseffekter.

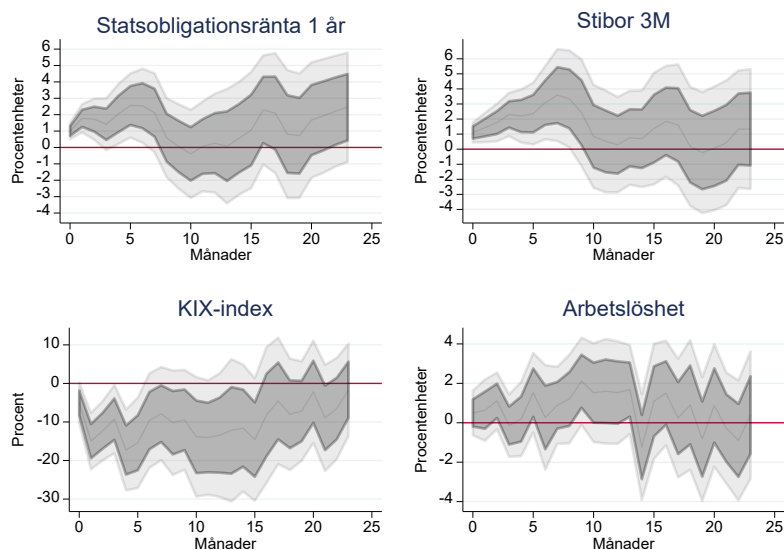
<sup>20</sup> Eftersom alla komponenter som ingår i KPI är viktade så måste paneldataestimaten multipliceras med antalet grupper,  $G$ , för att erhålla den totala effekten på KPI.



ekonomiska och finansiella variabler. Diagram 3 visar estimerade effekter av en penningpolitisk räntehöjning på styrräntan, en statsobligationsränta, växelkurs och på arbetslöshetsgraden.

**Diagram 3. Ekonomiska effekter av en penningpolitisk räntehöjning mellan januari 2001 och augusti 2023.**

Procentenheter och procent



Anm. Diagrammet visar estimat på  $\beta^h$  för  $h = 0, \dots, 24$  där vi istället för KPI som beroende variabel använder styrränta, statsobligationsränta, KIX-index (nominell handelsviktad växelkurs) och arbetslöshetsgraden som beroende variabler. Notera att det är resultatet av en tidsserie-estimering och inte en paneldataestimering som visas i diagrammet. De skuggade områdena anger 1 respektive 1,65 standardavvikelsers (68 respektive 90 procents) konfidensintervall. Standardfelen beräknas med Driscoll och Kraays metod när paneldataestimering används. Annars använder vi Newey-West standardfel. Det gäller samtliga diagram om inget annat anges.

Källa: Egna beräkningar.

Styrräntan, och de andra räntorna, påverkas på ett varaktigt sätt av en penningpolitisk räntehöjning. Vårt instrument är alltså relevant – det är korrelerat med den förklarande variabeln. Alla effekterna är normerade så att statsobligationsräntan stiger med en procentenhet i första perioden. Räntorna stiger därefter med ungefär två till tre procentenheter under flera år. Osäkerheten i skattningen är relativt stor. Det är välkänt att den direkta metod som vi använder i den här uppsatsen innebär ganska stor estimeringsosäkerhet. Det finns sätt att beakta det och reducera osäkerheten men det lämnar vi till fortsatta studier.<sup>21</sup>

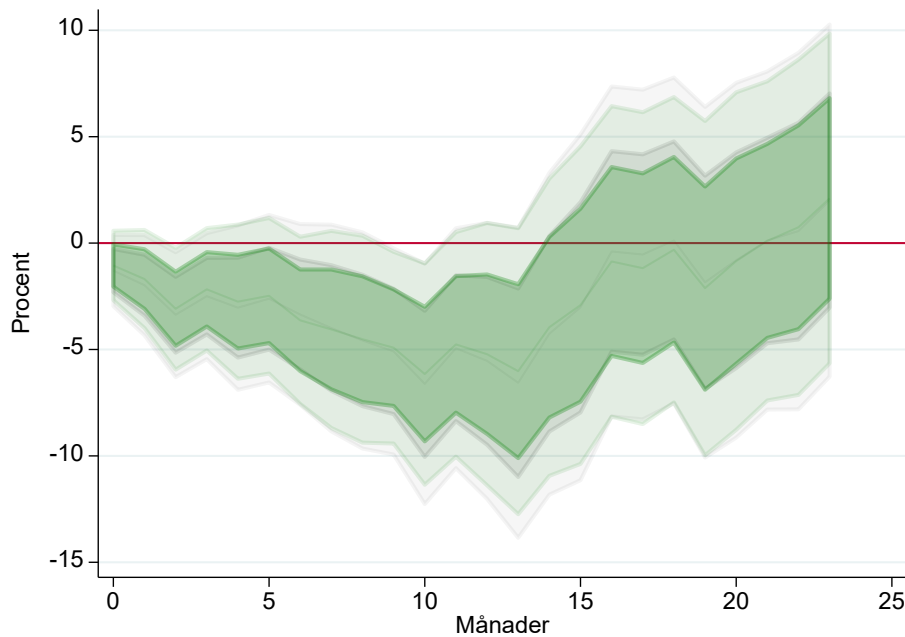
Effekterna på växelkursen är de mest signifikanta och växelkursen förstärks med ungefär 10 procent när styrräntan och andra räntor höjs varaktigt med en procentenhet i första månaden. Det stämmer väl överens med estimat där man bara studerar effekten de dagar som Riksbanken annonserar penningpolitiska beslut. Nackdelen med de

<sup>21</sup> Se till exempel Jorda (2023) och Lusompa (2023).

studierna är att de inte visar vad som händer med växelkursen under kommande månader och år vilket vi gör här.

**Diagram 4. Genomsnittliga effekter på konsumentprisindex av en penningpolitisk räntehöjning mellan januari 2001 och augusti 2023.**

Procent



Anm. Diagrammet visar estimat på  $\beta^h$  för  $h = 0, \dots, 24$  i ekvation (2) för en tidsserieestimering (grå band) där KPI-index (100xlogaritmen) är beroende variabel och en paneldataestimering (gröna band) där KPI-index 9 huvudgrupper är beroende variabel. De skuggade områdena anger 1 respektive 1,65 standardavvikelsers (68 respektive 90 procent) konfidensintervall. Den penningpolitiska räntehöjningen som ger upphov till effekten på KPI-inflationen visas i diagram 3.

Källa: Egna beräkningar.

Effekten på arbetslöshetsgraden är osäker men trots allt tydligt positiv under det första året efter räntehöjningen. Storleksordningen är att arbetslösheten stiger med ungefär 2 procentenheter.

Diagram 4 visar effekterna av en penningpolitisk räntehöjning på konsumentprisindex. Effekterna är negativa och statistiskt signifikanta. KPI faller med ungefär 4 procentenheter efter ungefär ett år. Effekterna är tillfälliga och konsumentprisindex återgår till utgångsläget efter ungefär ett och ett halvt år. Vi har inte antagit dessa effekter utan det är helt empiriska effekter av de ränteförändringar som vi studerar. Det är intressant att notera att resultaten från tidsserieestimeringen där endast total KPI-inflation är beroende variabel överensstämmer mycket väl med paneldataestimeringen där alla nio huvudkomponenter i KPI är beroende variabler. Resultaten är till synes kvantitativt större än de som tidigare svenska studier funnit<sup>22</sup>. Två viktiga anledningar till det

<sup>22</sup> Se till exempel Corbo och Strid (2020) och Laséen (2020). Jämfört med Bu, Rogers och Wu (2021) är effekterna dock mindre.

är för det första att vi studerar mer varaktiga penningpolitiska ränteförändringar som också påverkar räntor med längre löptider. Tidigare uppsatser studerar främst mycket kortvariga ränteförändringar. För det andra är det viktigt att jämförelsen utgår från samma penningpolitiska ränta – det vill säga den ränta som instrumenteras i ekvation (2). Storleken och varaktigheten skiljer sig alltså från tidigare studier och om detta beaktas är resultaten väl i linje med tidigare svenska studier.

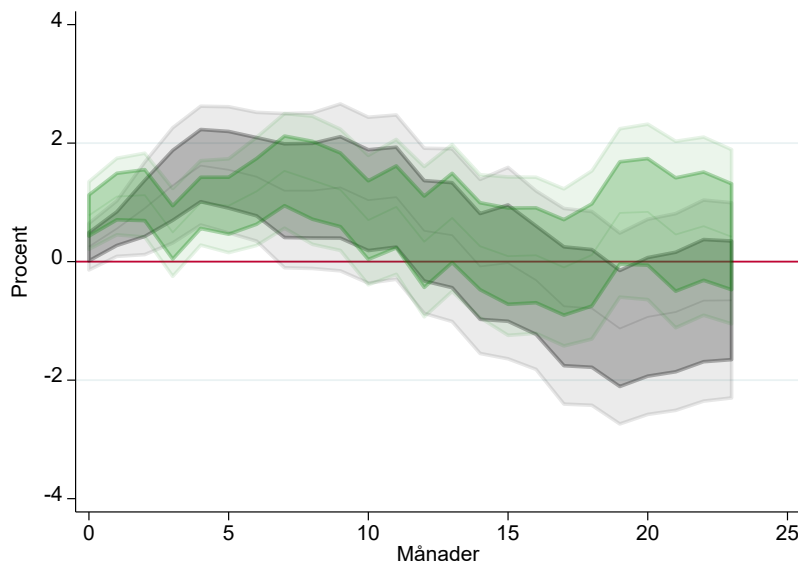
I appendix visar vi att storleken på effekterna på inflationen beror på att räntehöjningen är mer varaktig med vårt nya instrument. Räntehöjningen är också betydligt större. Det ser vi både när vi jämför med strukturella makromodeller men även när vi jämför effekterna med alternativa instrument på penningpolitiska ränteförändringar som använts i tidigare studier. Skillnaderna i effekternas storlek med olika val av instrument på penningpolitiska ränteförändringar kan också illustreras om vi använder samma ränta som instrumenteras och som vi normerar effekterna med. När vi använder STINA har vi använt Stibor som penningpolitisk räntevariabel (variabel som instrumenteras). Om vi istället använder en 1-årig statsobligationsränta som räntevariabel som instrumenteras visar vi att storleken på effekterna nu är relativt likartade.

Innan vi går vidare med att studera hur olika grupper i KPI påverkas av penningpolitiken kan det vara upplysande att ställa sig frågan hur viktigt det egentligen är att studera identifierade effekter av penningpolitiska ränteförändringar som är oberoende av förändringar i inflationen och ekonomin i stort? För att illustrera det ersätter vi den identifierade penningpolitiska ränteförändringen ( $\Delta \widehat{R}_t$ ) i ekvation (2) med faktiska ränteförändringar i Riksbankens styrränta och i en ettårig statsobligationsränta. Vi studerar alltså hur förändringar i observerbara räntor direkt förhåller sig till KPI-inflationen. Diagram 5 visar de resultaten av en sådan estimering. Som framgår av diagrammet stiger inflationen i samband med att räntan stiger. Här är alltså inte orsakssambanden klart och tydligt identifierade och det som visas är en korrelation och inte ett orsakssamband. Att inflationen stiger i samband med att räntan höjs kan alltså enkelt blandas ihop med att centralbanken reagerar på en oväntat hög inflation genom att höja räntan.

I diagram 5 är inte orsakssambanden mellan ränteförändringen och inflationen klarlagda. Det är just detta som är poängen med diagram 5. Vi återgår nu till att studera kausala samband där räntehöjningen orsakas av centralbanken. Frågan är nu vilka grupper i KPI som påverkas i högst utsträckning av penningpolitiska ränteförändringar och om några grupper i KPI stiger istället för sjunker. Diagram 6-8 visar effekterna av en penningpolitisk räntehöjning på de huvudsakliga KPI-grupperna. Alla impuls-responser som visas utgör varje grupps bidrag till den totala KPI-effekten som vi visar i diagram 4. Alla gruppers responser som visas i diagrammet behöver dock inte summera till totala effekten på KPI eftersom vissa grupper ingår i andra. I gruppen "Varor" ingår till exempel både del av "Inhemskt producerade varor och tjänster" och "Importerade varor och tjänster". Varje grupp ska alltså tolkas som just den gruppens bidrag till den totala effekten av penningpolitiska ränteförändringar på KPI.

**Diagram 5. Genomsnittliga effekter på KPI av en förändring i styrräntan och förändring i en ettårig statsobligationsränta mellan januari 2001 och augusti 2023.**

Procent



Anm. Diagrammet visar estimat på  $\beta^h$  för  $h = 0, \dots, 24$  i ekvation (2) för en tidsserieestimering (grå band) där KPI-inflationen är beroende variabel och förändringen i styrräntan är oberoende variabel samt en estimering (gröna band) där förändringen i en ettårig statsobligationsränta är oberoende variabel. De skuggade områdena anger 1 respektive 1,65 standardavvikelsers (68 respektive 90 procent) konfidensintervall.

Källa: Egna beräkningar.

Om vi börjar med uppdelningen på varor och tjänster (diagram 6) kan man notera att effekterna av en penningpolitisk räntehöjning är nästan dubbelt så stor på varupriser jämfört med tjänstepriser. Årlig procentuell förändring i varupriserna faller med knappt 3 procentenheter medan tjänstepriserna faller med som mest en procentenhet. Det största bidraget i varugruppen kommer i sin tur från importerade varor (diagram 7 och 8). Resultatet att varupriser reagerar mycket mer än tjänstepriser stämmer väl överens med mikropriestudier som visar att priserna ändras oftare inom varusektorn.<sup>23</sup>

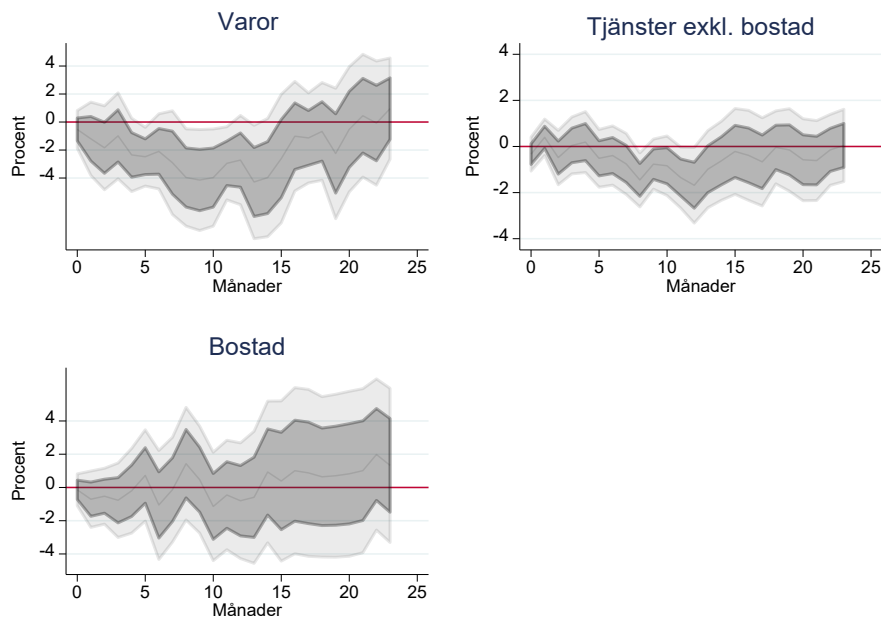
Gruppen "bostad" påverkas inte i lika hög grad av en penningpolitisk räntehöjning som varor och tjänster exklusive bostad. En anledning till det är att de priser som ingår i gruppen Bostad påverkas på olika sätt av ränteförändringar. Det är tydligt för gruppen 'Räntor egnahem' och 'Övrigt egnahem' där priserna stiger. För de flesta andra undergrupper inom Bostad, så som grundhyra, värme vatten och avlopp, faller priserna men det motverkas som nämnts av högre räntekostnader och övriga egnahemspriser. Att räntekostnadskomponenten stiger är en förväntad effekt av penningpolitiska räntehöjningar. Denna egenskap var en viktig förklaring till att Riksbanken bytte målvariabel från KPI till konsumentprisindex med fast ränta (KPIF). Ett nytt resultat är att priserna i gruppen 'Övrigt egnahem' stiger. Dessa utgörs främst av elström som faktiskt stiger efter en penningpolitisk räntehöjning. En anledning till det kan vara

<sup>23</sup> Se till exempel Klenow och Malin (2010) och Dhyne m.fl. (2006).

en kostnadskanal där högre en räntehöjning innebär högre kapitalkostnader som i sin tur förs över i högre elpriser.

**Diagram 6. Effekter på KPI-grupper av en penningpolitisk räntehöjning mellan januari 2001 och augusti 2023.**

Procent



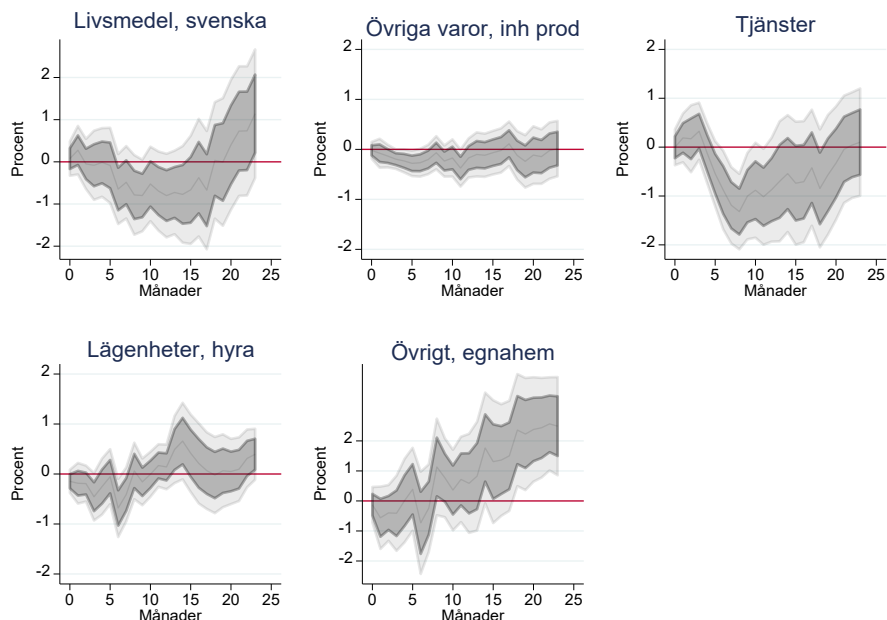
Anm. Diagrammen visar estimat på  $\beta^h$  för  $h = 0, \dots, 24$  i ekvation (2) för en tidsserieestimering där KPI-inflationen i respektive grupp är beroende variabel. De skuggade områdena anger 1 respektive 1,65 standardavvikelsers (68 respektive 90 procents) konfidensintervall. Grupperna "Varor", "Tjänster ex bostad" och "Bostad" kan summeras till total effekt på KPI-inflationen.

Källa: Egna beräkningar.

Diagram 8 visar en uppdelning i effekter på inhemskt producerade varor och tjänster jämfört med importerade varor och tjänster och räntor egnahem. Dessa tre grupper kan summeras till den totala KPI effekten. Det största bidraget till att inflationen faller kommer från importerade varor och tjänster. Inhemska varor och tjänster påverkas i mindre utsträckning och den totala effekten på KPI får man om man lägger till räntekostnader som faktiskt stiger. Att importerade varor och tjänster påverkas så pass mycket är kanske inte så förvånande om man beaktar att växelkursen är en av de variabler som tydligast påverkas av penningpolitiken (diagram 3).

**Diagram 7. Effekter på KPI-grupper av en penningpolitisk räntehöjning mellan januari 2001 och augusti 2023.**

Procent



Anm. Se diagram 6.

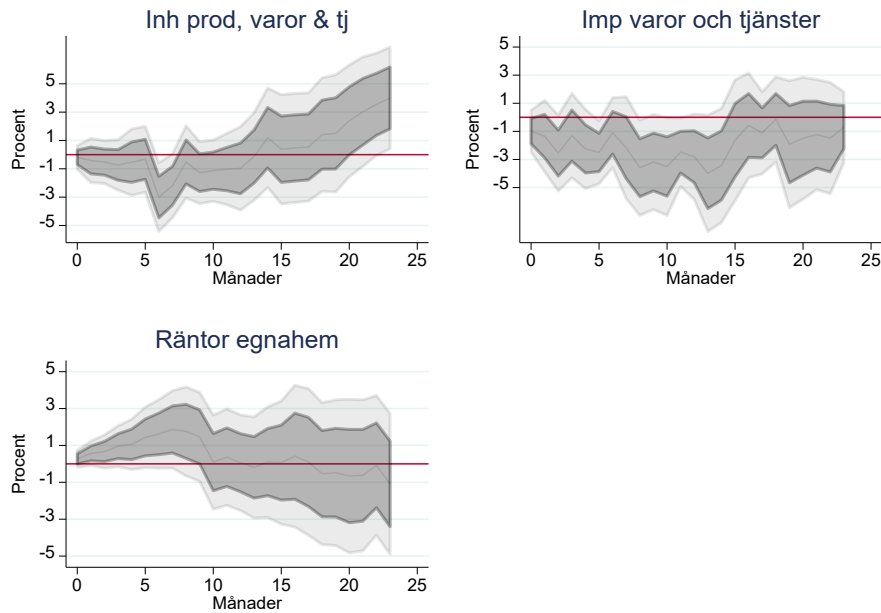
Diagram 9 visar ännu mer detaljerade effekter på inflationen i KPI-grupper av en penningpolitisk räntehöjning. Samtliga undergrupper utom "Bostad", som vi redan nämnt, uppvisar en lägre inflation efter en penningpolitisk räntehöjning.

En höjning av styrräntan kan både i teorin och i praktiken – i alla fall för vissa sektorer och företag – leda till en ökning av företagets rörelse- och kapitalkostnader som i sin tur kan påverka företagets prissättning. Det kan leda till högre priser på varor och tjänster. Süveg (2021) studerar kostnadskanalen och använder data på svenska företag och visar att ett företag med en större andel rörelsekapital, det vill säga andel medel som företaget använder för att finansiera sin dagliga verksamhet och hantera sina kortfristiga finansiella förpliktelser, höjer sina priser mer än företag med en låg andel rörelsekapital. Hon undersöker dock inte den totala effekten utan studerar skillnader mellan företag. Det tyder på att kostnadskanalen kan vara viktig för vissa företags prissättning men sammantaget visar vi dock att det i genomsnitt är få varu- och tjänstegrupper på konsumentprisnivå där priserna stiger efter en räntehöjning. Resultatet är i linje med den konventionella synen på hur penningpolitiken påverkar ekonomin och inflationen.<sup>24</sup>

<sup>24</sup> I årets Geneva report visar författarna till exempel på ett likartat resultat för USA, se Guerrieri m.fl. (2023).

**Diagram 8. Effekter på KPI-grupper av en penningpolitisk räntehöjning mellan januari 2001 och augusti 2023.**

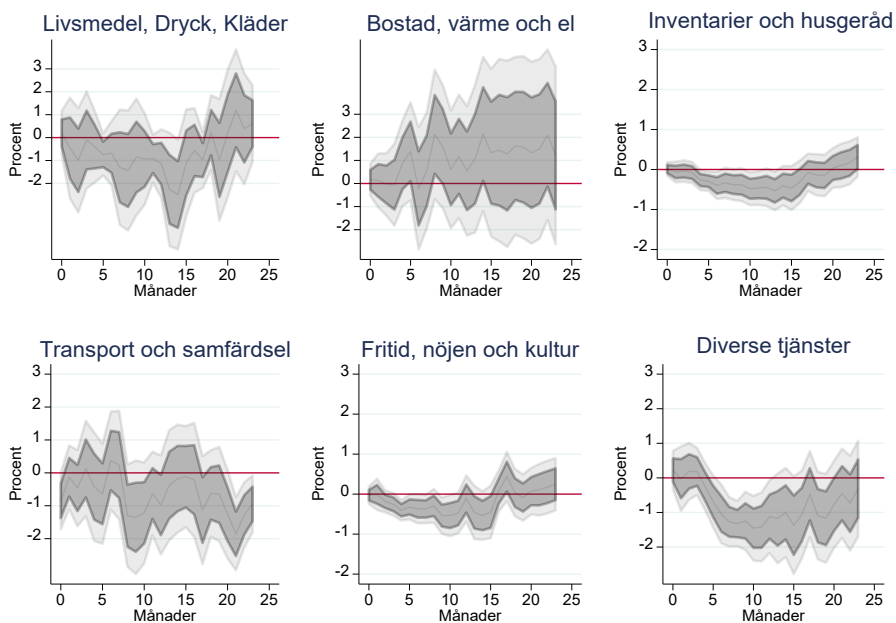
Procent



Anm. Se diagram 6. Grupperna i diagrammet kan summeras till total effekt på KPI-inflationen.

**Diagram 9. Effekter på KPI-grupper av en penningpolitisk räntehöjning mellan januari 2001 och augusti 2023.**

Procent



Anm. Se diagram 6. Grupperna i diagrammet kan summeras till total effekt på KPI-inflationen.

Källa: Egna beräkningar.

## Diskussion

Svaret på frågan om inflationen stiger när räntan höjs beror i stor utsträckning på hur väl man kan skilja på orsak och verkan vad gäller förändringar i räntor. Om man inte skiljer på orsak och verkan utan bara studerar korrelationer kan man få intryck att en högre ränta orsakar en högre inflation (diagram 5). Det som fångas upp kan dock vara en korrelation som döljer orsakssambanden. Hushåll och företag reagerar på olika händelser och förändrade prognosförutsättningar genom att förändra sitt beteende och därmed utbud och efterfrågan och i förlängningen inflation och resursutnyttjande. En centralbank med ett inflationsmål reagerar också på dessa förändrade förutsättningar genom att förändra sina penningpolitiska instrument. Om man inte sorterar ut orsakerna bakom förändringen i räntor och inflation kan man få intrycket att en högre ränta orsakar en högre inflation när det endast är en korrelation som fångas upp. I det här Staff memot försöker vi skilja ut de ränteförändringar som orsakats av penningpolitiken från ränteförändringar som orsakats av andra händelser. När vi gör det kan vi visa att räntehöjningar orsakar längre inflation, inte högre inflation. Vissa KPI-grupper påverkas dock mer eller mindre av ränteförändringar och räntekomponenten för egnahem och övrigt egnahem är två grupper som påverkas positivt av ränteförändringar. De högre räntekostnaderna för hushåll motverkar alltså lägre priser på övriga varor och tjänster. Det är välkänt att räntekomponenten påverkas på det sättet och är en viktig förklaring till varför Riksbanken bytte målvariabel från KPI till KPIF (konsumentprisindex med fast ränta).

Vad gäller den mer allmänna frågan hur ekonomin påverkas av Riksbankens penningpolitik är tre resultat noterbara.

För det första är det intressant att notera att växelkursen förstärks på ett betydande sätt efter en penningpolitisk räntehöjning. Att växelkursen förstärks med mellan sju och tio procent efter en procentenhets räntehöjning är välkänt under de dagar som Riksbanken annonserar penningpolitiska beslut men här visar vi dessutom på att effekterna varar i upp till två år.

För det andra är det intressant att notera att inflationen faller till synes mer än vad tidigare studier funnit. I appendix diskuterar vi några orsaker till det. Vi visar att storleken, varaktigheten på de penningpolitiska ränteändringarna är viktiga förklaringar till de relativt stora effekterna. Styrkan på utväxlingen mellan penningpolitiken och inflationen beror i hög utsträckning på hur varaktig en styrränteförändring förväntas vara. Anledningen till det är att en räntehöjning som är mer varaktig har större och mer långvariga effekter på de räntor som hushåll och företag möter, och den får därmed större effekter på den samlade efterfrågan i ekonomin men även på växelkursen. Vad gäller grupper i KPI visar vi att importerade varor och tjänster är speciellt räntekänslig. Vad gäller uppdelning på varor och tjänster är det varor som påverkas relativt mer än tjänster.

För det tredje är effekterna på inflationen relativt snabba. Inflationen påverkas som mest redan efter 6-14 månader. Även här är importerade varor och tjänster den grupp som påverkas relativt snabbt.



## Referenser

Amberg, Niklas, Thomas Jansson, Mathias Klein och Anna Rogantini Picco. 2022. "Five Facts about the Distributional Income Effects of Monetary Policy Shocks", *American Economic Review: Insights*, vol. 4, nr 3, s. 289-304.

Apel, Mikael och Marianna Blix Grimaldi (2014), "How Informative Are Central Bank Minutes?" *Review of Economics – Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften*, vol. 65, s. 53– 76.

Barth, Marvin J. III och Valerie A. Ramey (2001), "The Cost Channel of Monetary Transmission", *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 16, s. 199-240.

Bauer, Michael D. och Eric T. Swanson (2023), "A Reassessment of Monetary Policy Surprises and High-Frequency Identification", *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 37, s. 87-155.

Berg, Claes och Lars Jonung (1999), "Pioneering price level targeting: The Swedish experience 1931–1937", *Journal of Monetary Economics*, vol. 43, nr 3, s. 525-551.

Bu, Chunya, John Rogers och Wenbin Wu (2021), "A unified measure of Fed monetary policy shocks", *Journal of Monetary Economics*, vol. 118(C), s. 331-349.

Caramp, Nicolas och Dejanir H. Silva (2023), "Fiscal policy and the monetary transmission mechanism", *Review of Economic Dynamics*.

Coglianesi, John, Maria Olsson och Christina Patterson (2023), "Monetary Policy and the Labor Market: A Quasi-Experiment in Sweden", Becker Friedman Institute Working Paper nr 2023-123.

Cook, Timothy och Thomas Hahn (1989), "The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s", *Journal of Monetary Economics*, vol. 24, nr 3, s. 331-351,

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

Dhyne, Emmanuel, Luis J. Alvarez, Herve Le Bihan, Giovanni Veronese, Daniel Dias, Johannes Hoffmann, Nicole Jonker, Patrick Lunnemann, Fabio Rumler och Jouko Vilmunen (2006), "Price Changes in the Euro Area and the United States: Some Facts from Individual Consumer Price Data", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 20, nr 2, s. 171-192.

Fama, Eugene och James MacBeth (1973), "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, vol. 81, nr 3, s. 607-636.

Fransson, Lina och Oscar Tysklind (2016), "Penningpolitikens effekter på räntor", *Penning- och valutapolitik*, nr 1, s. 36–56, Sveriges riksbank.

## Referenser

Friedman, Milton och Anna Schwartz (1963), "A Monetary History of the United States: 1863–1960", National Bureau of Economic Research Studies in Business Cycles No. 12. Princeton: Princeton University Press.

Guerrieri, Veronica, Michala Marcussen, Lucrezia Reichlin och Silvana Tenreyro (2023), "Geneva 26: The Art and Science of Patience: Relative prices and inflation", CEPR Press, Paris & London.

Hassler, John, Per Krusell och Anna Seim (2023), "Utvärdering av penningpolitiken 2022", Rapport från riksdagen 2022/23:RFR5, Stockholm.

Hoover, Kevin och Stephen Perez (1994), "Post Hoc Ergo Propter Once More: An Evaluation of 'Does Monetary Policy Matter?' in the Spirit of James Tobin." *Journal of Monetary Economics*, vol. 34, nr 1, s. 47–73.

Iversen, Jens och Oscar Tysklind (2017), "The effect of repo rate path changes on asset prices", Staff memo, Sveriges riksbank.

Jorda, Oscar (2023), "Local Projections for Applied Economics," Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 2023-16.

Kareken, John och Robert M. Solow (1963), "Lags in Monetary Policy", i Commission on Money and Credit, Stabilization Policies, s. 14-96.

King, Robert G. och Charles I. Plosser (1984), "Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle", *American Economic Review*, vol. 74, s. 363-380.

Klenow, Peter J., och Benjamin A. Malin (2010), "Microeconomic Evidence on Price-Setting", kapitel 6 i Handbook of Monetary Economics, vol. 3, Benjamin M. Friedman and Michael Woodford (red.), Elsevier.

Laséen, Stefan (2020), "Monetary Policy Surprises, Central Bank Information Shocks, and Economic Activity in a Small Open Economy," Working Paper Series 396, Sveriges Riksbank.

Laséen, Stefan, Jesper Lindé och Ulf Söderström (2022), "Hur mycket påverkas inflationen av penningpolitiken?", *Ekonomiska kommentarer* nr 13, Sveriges riksbank.

Lusompa, Amaze (2023), "Local Projections, Autocorrelation, and Efficiency", *Quantitative Economics*, vol. 14, nr 4, s. 1199-1220.

Leeper, Eric (1997), "Narrative and VAR Approaches to Monetary Policy: Common Identification Problems", *Journal of Monetary Economics*, vol. 40, nr 3, s. 641–657.

McLeay, Michael och Silvana Tenreyro (2020), "Optimal Inflation and the Identification of the Phillips Curve", *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 34, nr 1, s. 199-255.

Nakamura, Emi, och Jón Steinsson, (2018), "Identification in Macroeconomics", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 32, nr 3, s. 59-86.

## Referenser

- Romer, Christina D. och David H. Romer (1989), "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz", *NBER Macroeconomics Annual*, nr 4, s.121–170.
- Romer, Christina, D. och David H. Romer (2004), "A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications", *American Economic Review*, vol. 94, nr 4, s. 1055-1084.
- Romer, Christina D. och David H. Romer, (2023), "Presidential Address: Does Monetary Policy Matter? The Narrative Approach after 35 Years", *American Economic Review*, vol. 113, nr 6, s. 1395-1423.
- Rudebusch, Glenn, (1998), "Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?", *International Economic Review*, vol. 39, nr 4, s. 907-931.
- Rutherford, Ernest, (1911), "The Scattering of  $\alpha$  and  $\beta$  Particles by Matter and the Structure of the Atom", *Philosophical Magazine*, vol. 21, nr 125, s. 669-688.
- Seelig, Steven (1974), "Rising Interest Rates and Cost Push Inflation", *The Journal of Finance*, vol. 29, nr 4, s. 1049-1061.
- Sims, Christopher A. (2016), "Fiscal policy, monetary policy and central bank independence", *Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium, Jackson Hole, Wyoming*.
- Shapiro, Matthew D. (1994), "Federal Reserve Policy: Cause and Effect." i *Monetary Policy*, edited by N. G. Mankiw, s. 307–334. University of Chicago Press.
- Stock, James H. och Mark W. Watson (2018), "Identification and Estimation of Dynamic Causal Effects in Macroeconomics Using External Instruments", *Economic Journal*, vol. 128, s. 917-948.
- Süveg, Melinda (2021), "The Working Capital Channel" i *Finance, Shocks, Competition and Price Setting*, Uppsala Universitet, Economic Studies, nr 201.
- Thistlethwaite, Donald, L. och Donald T. Campbell (1960), "Regression-discontinuity analysis: An alternative to the ex post facto experiment", *Journal of Educational Psychology*, vol. 51, nr 6, s. 309–317.
- Tobin, James (1970), "Money and Income: Post Hoc Ergo Propter Hoc", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 84, s. 301-317.
- Uribe, Martín (2022), "The Neo-Fisher Effect: Econometric Evidence from Empirical and Optimizing Models", *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 14, nr 3, s. 133-162.
- Wetterberg, Gunnar (2018), *Pengarna och makten - boken om Riksbankens historia*, Sveriges riksbank.

## APPENDIX

### Metoden att beräkna vårt nya mått på penningpolitiska instrument.

Metoden att estimerar våra penningpolitiska instrument, eller penningpolitiska störningar, finns beskrivet i Bu, Rogers och Wu (2021). Det här avsnittet följer helt deras framställning. Vi antar att den penningpolitiska störningen  $e_t$  inte är observerbar. Vi antar vidare att de observerbara förändringarna i svenska statsobligationsräntor runt Riksbankens penningpolitiska beslut drivs av den penningpolitiska störningen och en störning som inte har med penningpolitiken att göra på följande sätt:

$$\Delta R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i e_t + \epsilon_{i,t}, \quad i = 3m, 6m, \dots, 5Y; \quad t = 1, 2, \dots, T;$$

där  $\Delta R_{i,t}$  är den observerbara förändringen i en nollkupongs statsobligation med löptid  $i$ , vid varje penningpolitiskt möte mellan januari 2001 och september 2023 (vi exkluderar datum där även andra centralbanker annonserar beslut).  $\epsilon_{i,t}$  är alla andra faktorer som inte är relaterade till penningpolitiken. Målet är att estimerar  $e_t$  vilket är den variabel som vi kommer att använda som instrument i den ekonometriska modell som vi estimerar (det vill säga ekvation 2). BRW använder Fama-MacBeths två-steps procedur för att extrahera  $e_t$  från den gemensamma komponenten i  $\Delta R_{i,t}$ .

Metoden går ut på att i ett första steg estimerar känsligheten i de observerbara förändringarna i svenska statsobligationsräntor till penningpolitiska förändringar ( $\beta_i$ ) med tidsserieregressioner. För att göra det normaliserar vi störningen så att den har ett ett till ett förhållande med förändringen i en ettårig statsobligationsränta ( $\beta_1 = 1$ ). Vi kan då skriva om ekvationen ovan på följande sätt

$$\Delta R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i (\Delta R_{1,t} - \alpha_1 - \epsilon_{1,t}) + \epsilon_{i,t}, = \theta_i + \beta_i \Delta R_{1,t} + \vartheta_{i,t}.$$

Eftersom residualen  $\vartheta_{i,t}$  är korrelerad med den oberoende variabeln i regressionen ( $\Delta R_{1,t}$ ) kan man inte estimerar regressionen med minstakvadratmetoden. Vi följer BRW och estimerar regressionen med en heteroskedasticitetsbaserad instrumentvariabel-estimator. Antagandet är att variansen i de penningpolitiska störningarna är större de dagar som Riksbanken annonserar penningpolitiska beslut men att alla andra störningar har samma varians under dessa dagar. När de olika koefficienterna  $\hat{\beta}_i$  är estimerade går det andra steget ut på att estimerar tvärsnittsregressioner för varje penningpolitisk annonseringsdatum där  $\hat{\beta}_i$  är oberoende variabel och de observerbara förändringarna i svenska statsobligationsräntor är beroende variabel:

$$\Delta R_{i,t} = \alpha_i + e_t^{anpassad} \hat{\beta}_i + v_{i,t}, \quad t = 1, 2, \dots, T,$$

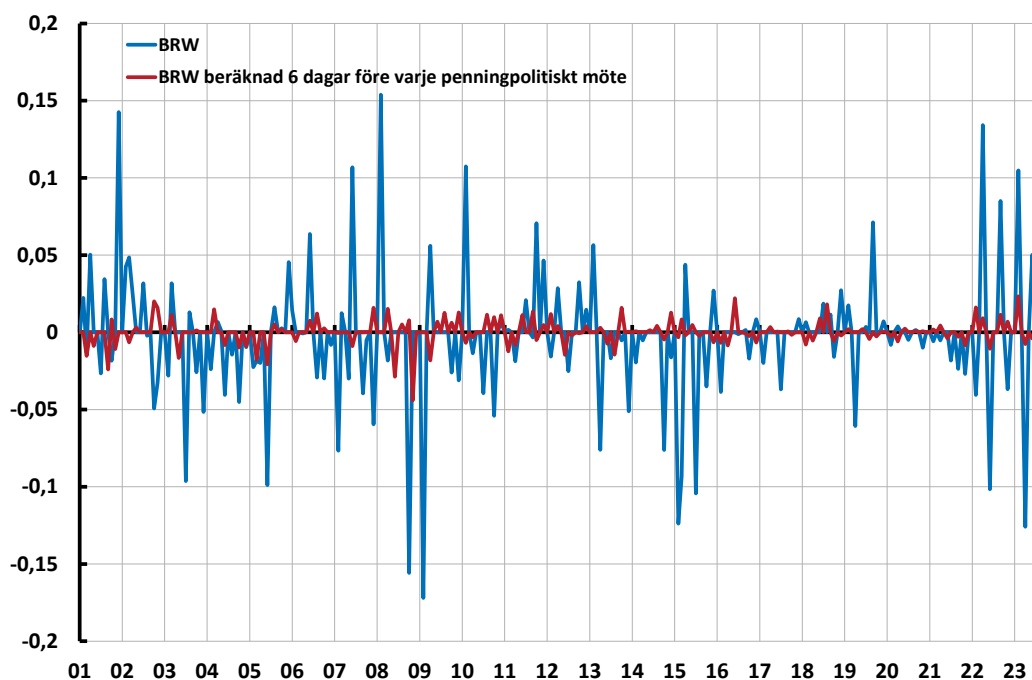
där  $e_t^{anpassad}$  är koefficienterna i dessa tvärsnittsregressioner. Våra penningpolitiska störningar fångar alltså en gemensam variation i hela räntestrukturen mellan 3 månader och 5 år. Den blå linjen i diagram 2 visar resultaten av denna tvåstegs procedur där vi just normaliserat störningen så att den har ett ett-till-ett förhållande med föränd-

ringen i en ettårig statsobligationsränta. Resultaten blir mycket liknande om vi normaliserar med andra löptider. Det enda kravet på data är dagliga observationer på nollkupongräntor med olika löptid.

Diagram 10 nedan visar vårt mått  $e_t^{anpassad}$  där  $t$  är de dagar Riksbanken annonserat penningpolitiska beslut. Som en jämförelse har vi även estimerat  $e_{t-6}^{anpassad}$ . Vi har med andra ord estimerat den penningpolitiska störningen sex dagar innan varje beslut då inga penningpolitiska nyheter annonserats. Ett mått på  $e_t$  på dessa dagar borde vara mycket litet. Diagrammet visar att så är fallet. Vårt antagande att variansen i den penningpolitiska störningen är större de dagar som Riksbanken annonserar sina beslut än andra dagar verkar stämma.

**Diagram 10. Jämförelse av vårt nya mått på penningpolitiska ränteförändringar beräknat dagar med penningpolitiska beslut (BRW) med samma mått beräknat dagar utan penningpolitiska beslut (sex dagar innan varje beslut).**

Procentenheter



Anm. Summa per månad av dagliga estimerade störningar, januari 2001 – september 2023.

Källa: Riksbanken, Bu, Rogers och Wu (2021) samt egna beräkningar.

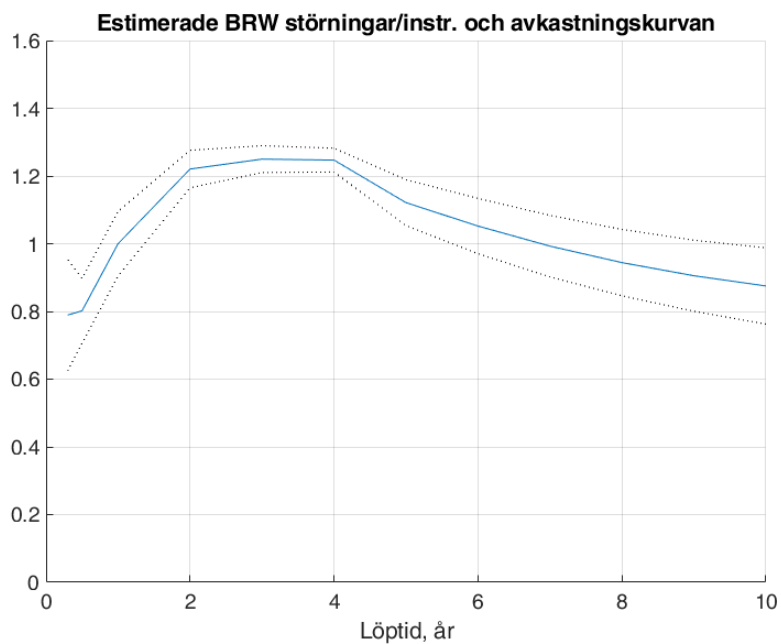
Diagram 11 visar hur vårt mått på penningpolitiska störningar är relaterat till ränteförändringarna för olika löptider. Vi estimerar följande regressionsmodell per löptid  $i$ ,

$$\Delta R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i e_t^{anpassad} + \epsilon_{i,t},$$

där  $\Delta R_{i,t}$  är den observerbara förändringen i en nollkupongs statsobligation med löptid  $i$ , vid varje penningpolitiskt möte mellan januari 2001 och september 2023. Diagrammet visar de estimerade koefficienterna  $\beta_i$  för olika löptider.

Våra estimerade penningpolitiska störningar är signifikant relaterad till ränteförändringar i alla löptider men mest till ränteförändringarna på löptider mellan två och fyra år. Det puckelformade sambandet är mycket likt det som BRW estimerar för USA och för euroområdet. Vårt mått fångar alltså förändringar i hela avkastningskurvan och inte bara förändringar i korta statsobligationsräntor.

**Diagram 11. Vårt nya mått på penningpolitiska ränteförändringar och avkastningskurvan dagar med penningpolitiska beslut.**



Anm. De streckade linjerna visar ett 95-procentigt konfidensintervall. Genomsnittliga effekter januari 2001 – september 2023.

Källa: Bu, Rogers och Wu (2021) samt egna beräkningar.

## Varför är effekterna av det nya måttet på inflationen relativt stora?

Effekterna på KPI-inflationen som vi redovisat är kvantitativt större än tidigare estimate-rade effekter på svenska data. Om styrräntan höjs med en procentenhet under ett år i Riksbankens modell Maja och Konjunkturinstitutets modell Selma sjunker inflations-takten med i genomsnitt knappt 0,15 procentenheter under de första tre åren. Det är betydligt mindre effekter än de vi redovisar. Laséen (2020) använde STINA-kontrakt som instrument för en tre månaders Stibor-ränta för att estimerade effekterna av en penningpolitisk räntehöjning. Effekten av en procentenhets högre Stibor-ränta var fyra procent starkare växelkurs och en halv procentenhets lägre prisnivå (exklusive räntor och elström). Även de effekterna är mindre än de vi redovisar. Effekterna som BRW redovisar för USA är dock nästan dubbelt så stora som våra resultat.

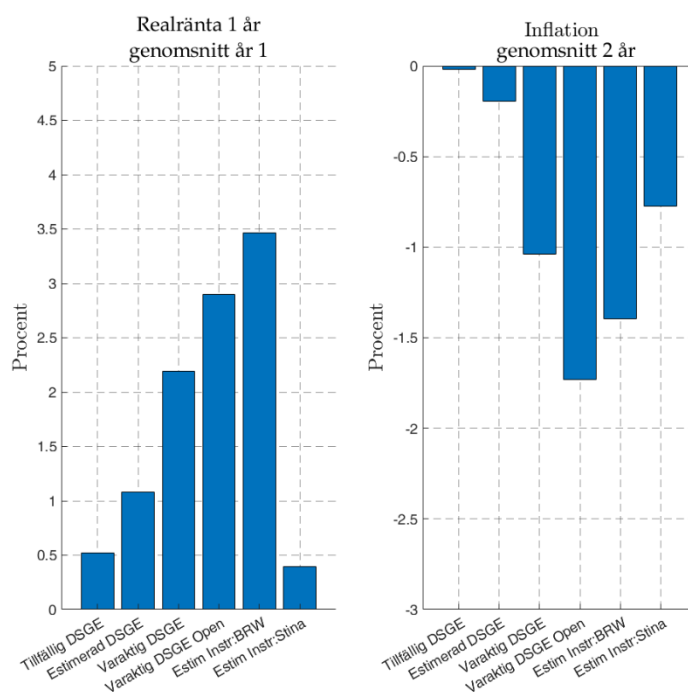
En viktig skillnad mellan våra resultat och tidigare resultat är att ränteförändringen som vi studerar är betydligt större men också mer varaktig. I det här avsnittet jämför vi därför först våra resultat med resultaten i Laséen, Lindé och Söderström (2022) som studerar hur varaktigheten i ränteförändringen påverkar effekterna av penningpoli-tiska räntehöjningar. Det är en relevant jämförelse eftersom de ränteeffekter som vi får fram är just mer varaktiga än tidigare studier. Vi undersöker därefter hur olika ty-per av penningpolitiska instrument påverkar resultaten. Vi studerar hur resultaten skiljer sig åt om vi istället för vårt nya mått använder förändringar i korta Swapkon-trakt (STINA) som vi visar i diagram 2.

Laséen, Lindé och Söderström (2022) visar att anledningen till att penningpolitiken har så små effekter på inflationen i vanliga makromodeller är att ränteförändringen inte är särskilt varaktig. Räntor med längre löptider än ett år påverkas knappt alls i de strukturella modeller som författarna studerar eftersom styrräntan väntas återvända relativt snabbt till sitt utgångsläge. I diagram 12 replikerar vi deras resultat men istäl-let för att visa effekterna på en 5-årig realränta har vi beräknat effekterna på en 1-årig realränta. Vi gör det eftersom det gör jämförelsen med våra resultat tydligare. De tre staplarna längst till vänster i respektive panel visar effekterna av penningpolitik på en 1-årig realränta samt på inflationen som medianen av ett stort antal olika strukturella modeller estimerade på data från USA och euroområdet. De olika staplarna visar ef-fekter av att anta olika varaktighet i penningpolitiken. Stapeln som anger "Tillfällig DSGE" visar till exempel en räntehöjning som är högst tillfällig och därmed har små ef-fekter på den 1-åriga realräntan. I alla tre fallen höjs styrräntan initialt med i genom-snitt en procentenhet under ett år.

Vi kan se att en tillfällig höjning av realräntan har nästan obefintliga effekter på inflat-ionen (panelen till höger i diagram 12). Men när räntehöjningen förväntas bli mer var-aktig blir effekterna avsevärt större: den 1-åriga realräntan stiger nästan dubbelt så mycket i de olika fallen (Tillfällig, Estimerad och Varaktig), medan inflationen reagerar mer än sex gånger så mycket på penningpolitiken. Anledningen till det är att en ränte-höjning som är mer varaktig har mycket större och mer långvariga effekter på de rän-tor som hushåll och företag möter, och den får därmed större effekter på den sam-lade efterfrågan i ekonomin.

De modeller som Laséen, Lindé och Söderström (2022) studerar är dock till övervägande del stora slutna ekonomier med en obefintlig, eller svag, växelkurskanal. För att studera hur denna kanal kan påverka resultaten har vi tagit fram effekterna av penningpolitik som medianen av olika strukturella modeller som är öppna ekonomier. Staplarna "Varaktig DSGE Open" visar medianen av sex olika strukturella modeller där ekonomierna har handels- och finansiella relationer med resten av världen. Det är tydligt att effekterna på inflationen av en varaktig räntehöjning är större i dessa modeller än i modeller som inte har en växelkurskanal. Effekterna i dessa modeller är jämförbara med de effekter som vi redovisar. Sammantaget förefaller inte de effekter som vi redovisar som kvantitativt större än tidigare estimerade effekter om man tar hänsyn till varaktigheten i ränteförändringen som studeras.<sup>25</sup>

**Diagram 12. Effekter av en räntehöjning med olika varaktighet i ett antal modeller**  
Procent



Anm. De tre staplarna till vänster i respektive panel visar medianeffekter i 57 olika modeller av en oförväntad höjning av styrräntan med i genomsnitt en procentenhet under ett år med olika grad av varaktighet. Den fjärde stapeln från vänster i respektive panel visar medianeffekter i 6 olika modeller där ekonomierna har handels- och finansiella relationer med resten av världen och flexibla växelkurser och därmed en växelkurskanal. De två staplarna till höger i respektive panel sammanfattar effekterna som vi redovisar när vi använder vårt nya mått på penningpolitiska ränteförändringar (BRW) samt när vi använder förändringar i korta Swapkontrakt som instrument för penningpolitiska ränteförändringar (STINA). I samtliga fall är nominalräntan i genomsnitt en procentenhet under det första året.

Källa: Laséen, Lindé och Söderström och egna beräkningar.

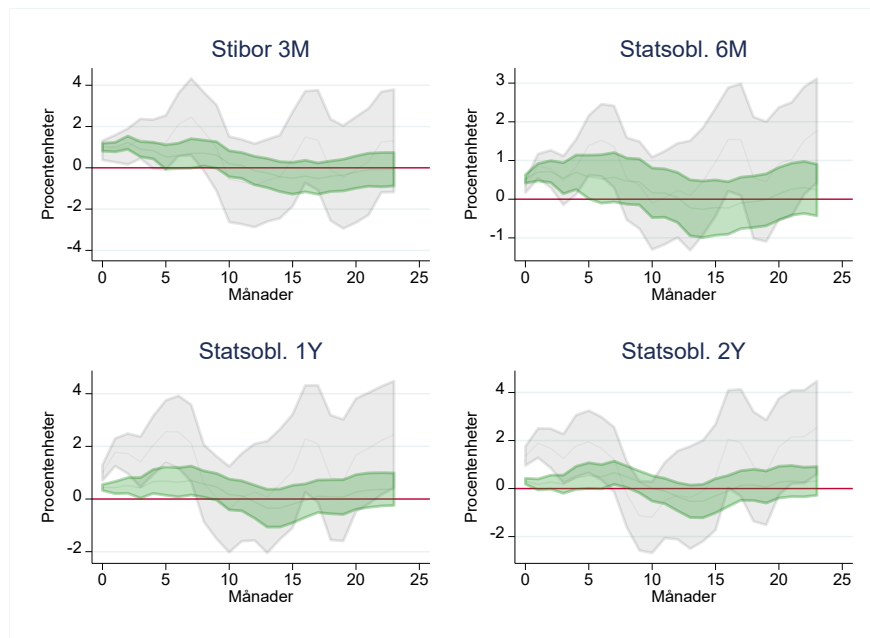
<sup>25</sup> Estimerad varaktighet påverkas även av urvalet som används. Varaktigheten av penningpolitiska ränteförändringar är lägre om vi estimerar ekvation (2) till och med december 2019 och därmed exkluderar de senaste årens inflations- och ränteökning.



Vi studerar nu om vårt nya mått, som speglar förändringar i hela räntestrukturen, har med storleken på effekterna att göra. Det gör vi genom att jämföra effekterna med ett instrument som endast fångar ränteförändringar i de allra kortaste räntorna (STINA) som dessutom är nära kopplade till Riksbankens styrränta. STINA är konstruerat genom att studera ränteförändringar i finansiella instrument som är nära kopplade till Stibor vilket i sin tur är nära relaterat till den förväntade nivån på styrräntan tre månader framåt i tiden. Det måttet påverkar korta räntor i större utsträckning och räntor med längre löptider i mindre utsträckning. Diagram 13 visar effekterna på statsobligationsräntor av en penningpolitisk räntehöjning när vi använder vårt nya (BRW) respektive STINA som instrument. Effekterna är normerade så att en 1-årig statsobligationsränta respektive Stibor stiger med en procentenhet när vi använder BRW respektive STINA som instrument. Stibor har noterbart mindre varaktiga effekter på samtliga räntor. Diagram 14 visar hur en 1-årig realränta påverkas när vi använder olika instrument. Realräntan stiger med ungefär 3,5 procentenheter under det första året när vi använder vårt nya instrument jämfört med ungefär en halv procentenhet när vi använder STINA som instrument (det kan man också se i diagram 12). Realräntan stiger alltså sex gånger så mycket i de olika fallen. Det behöver beaktas när effekterna jämförs.

**Diagram 13. Genomsnittliga effekter på statsobligationsräntor av en penningpolitisk räntehöjning när BRW respektive STINA används som instrument mellan januari 2001 och september 2023.**

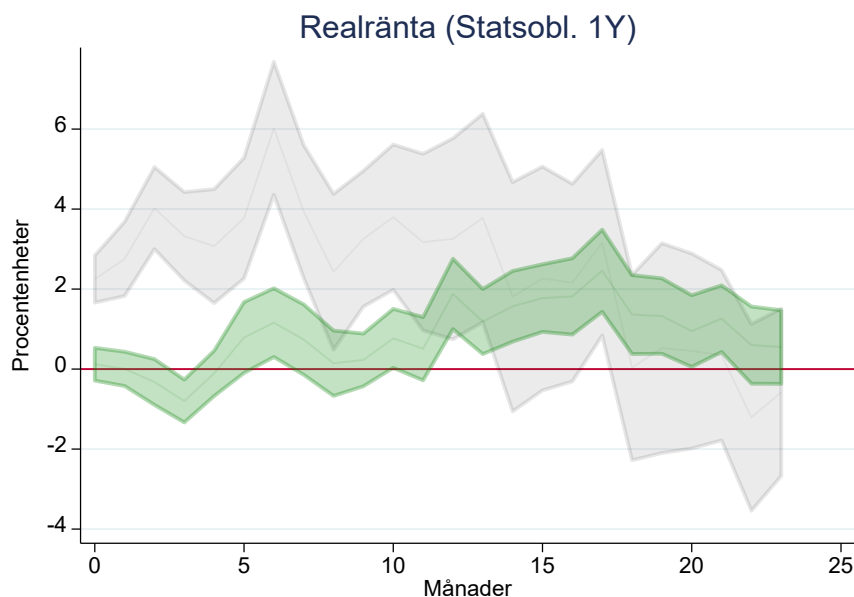
Procentenheter



Anm. Diagrammet visar estimat på  $\beta^h$  för  $h=0, \dots, 24$  i ekvation (2) där statsobligationsräntor med olika löptid är beroende variabel mellan januari 2001 och september 2023. De skuggade områdena anger 1 standardavvikelsers konfidensintervall. De grå banden anger estimerade effekter med vårt nya mått på penningpolitiska ränteförändringar (BRW) och de gröna banden anger estimerade effekter med STINA.

Källa: Egna beräkningar.

**Diagram 14. Genomsnittliga effekter på realränta av en penningpolitisk räntehöjning baserade på BRW och STINA mellan januari 2001 och september 2023.**



Anm. Diagrammet visar estimat på  $\beta^h$  för  $h = 0, \dots, 24$  i ekvation (2) där realräntan (nominell statsobligationsränta minus KPI-inflation) är beroende variabel mellan januari 2001 och september 2023. De skuggade områdena anger 1 standardavvikelsers konfidensintervall. De grå banden anger estimerade effekter med vårt nya mått på penningpolitiska ränteförändringar (BRW) och de gröna banden anger estimerade effekter med STINA.

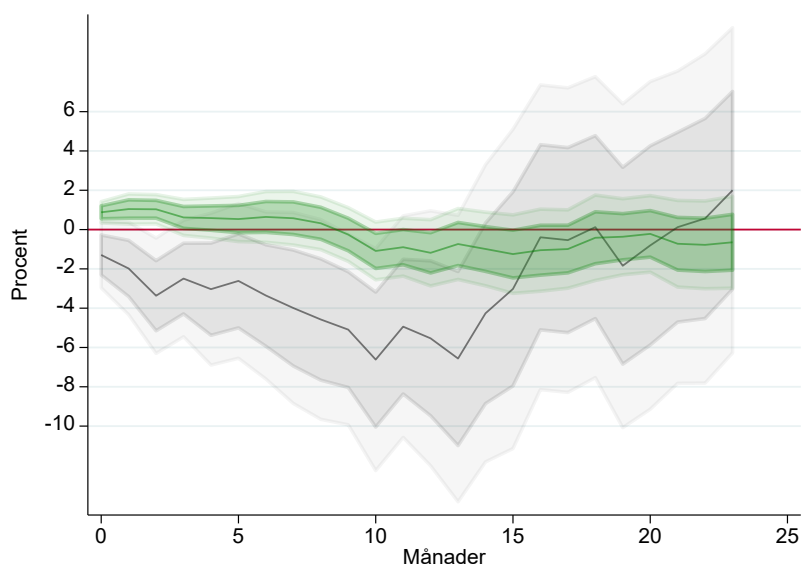
Källa: Egna beräkningar.

Effekterna på KPI respektive KPI exklusive räntekostnader och elström visas i diagram 15 och 16. De grå och gröna fälten visar effekterna av att använda vårt nya mått respektive STINA som instrument. Effekterna är både snabbare och kvantitativt större när vi använder vårt nya mått som instrument. Storleken på effekterna kan alltså delvis härledas till skillnader i hur man mäter penningpolitiska ränteförändringar. Ränteändringar som främst orsakar korta räntor att stiga har mindre effekter än om även längre räntor påverkas av penningpolitiken. Det är helt i linje med analysen ovan där vi jämför våra resultat med effekterna i en stor mängd olika strukturella makromodeller.

Vi noterar att KPI-inflationen stiger en aning efter en penningpolitisk räntehöjning där vi använt STINA som instrument. För att undersöka orsaken till det samt att ytterligare underlätta jämförelser med tidigare resultat tar vi fram effekterna på KPI-inflationen exklusive räntekostnader och elström. Tidigare studier fokuserar nämligen ofta på just detta mått. Diagram 16 visar resultatet av en sådan övning. Vi noterar först att ökningen som vi ser i diagram 15 försvinner när vi exkluderar räntekostnader och elström. Vi noterar vidare att effekterna närmar sig varandra men att effekterna fortfarande är kvantitativt större med vårt nya mått. En viss skillnad i effekter från tidigare studier förefaller alltså bero på att olika studier analyserar olika mått på inflationen.

Sammanfattningsvis kan vi alltså så här långt konstatera att effekterna på inflationen beror på att räntehöjningen är mer varaktig med vårt nya mått. Räntehöjningen är också betydligt större. Det ser vi både när vi jämför med strukturella makromodeller men även när vi jämför med alternativa instrument på penningpolitiska ränteförändringar. Skillnaderna i effekternas storlek med olika val av instrument på penningpolitiska ränteförändringar kan också illustreras om vi använder samma ränta som bas för normeringen av effekterna. När vi använder STINA har vi använt Stibor som penningpolitisk räntevariabel. Diagram 17 visar effekterna på KPI exklusive räntekostnader och elström om vi istället använder en 1-årig statsobligationsränta som räntevariabel när vi använder STINA som penningpolitiskt instrument. Effekterna speglar en penningpolitisk ränteförändring som får en 1-årig statsobligationsränta att stiga med en procentenhet i genomsnitt under 12 månader i båda fallen. Man kan notera att storleken på effekterna nu är relativt likartade.

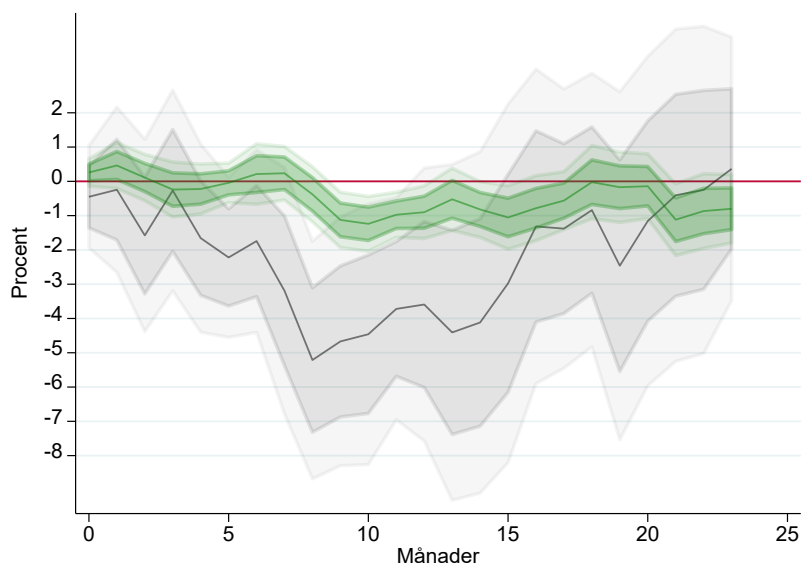
**Diagram 15. Genomsnittliga effekter på KPI av en penningpolitisk räntehöjning baserade på BRW och STINA mellan januari 2001 och september 2023.**



Anm. Diagrammet visar estimat på  $\beta^h$  för  $h = 0, \dots, 24$  i ekvation (2) där KPI-inflationen är beroende variabel mellan januari 2001 och september 2023. De skuggade områdena anger 1 respektive 1,65 standardavvikelsers konfidensintervall. De grå banden anger estimerade effekter med vårt nya mått på penningpolitiska ränteförändringar (BRW) och de gröna banden anger estimerade effekter med STINA.

Källa: Egna beräkningar.

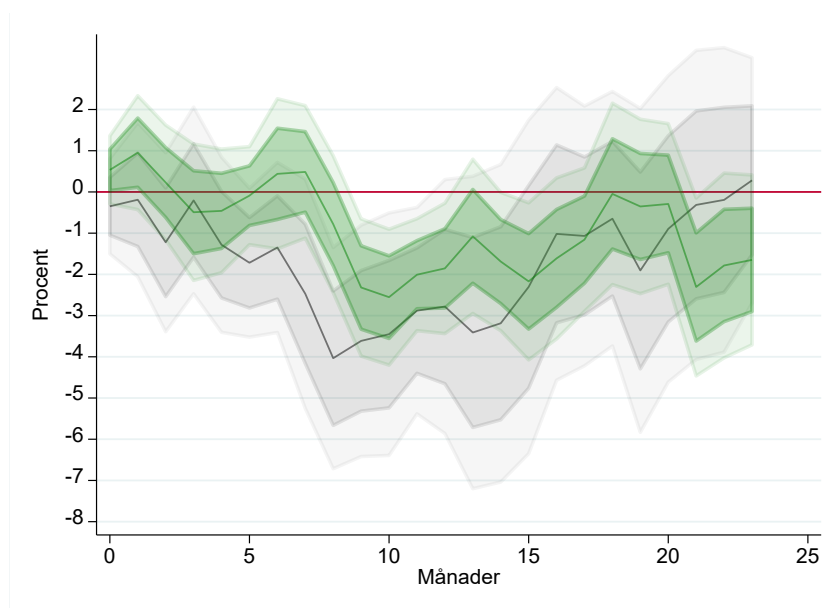
**Diagram 16. Genomsnittliga effekter på KPI och KPI exklusive räntekostnader och elström av en penningpolitisk räntehöjning baserade på BRW och STINA mellan januari 2001 och september 2023.**



Anm. Se diagram 15.

Källa: Egna beräkningar.

**Diagram 17. Genomsnittliga effekter på KPI och KPI exklusive räntekostnader och elström av en penningpolitisk räntehöjning när en 1-årig statsobligationsränta instrumenteras med BRW och STINA mellan januari 2001 och september 2023.**



Anm. Se diagram 15.

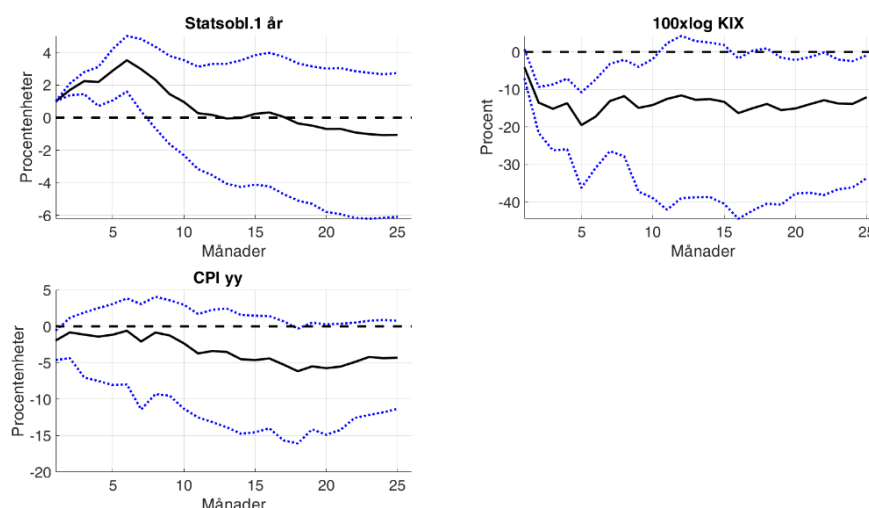
Källa: Egna beräkningar.

## Står sig resultaten om vi använder andra alternativa statistiska metoder?

I det här avsnittet studerar vi om resultaten som vi presenterat håller om vi använder alternativa statistiska metoder. Vi jämför närmare bestämt vår enkla lokala projektionsmetod (ekvation 2) där vi estimerar standardfelen med Driscoll och Kraay med en inverteringsrobust instrumentvariabel lokal-projektion där vi estimerar standardfelen med GLS (invertibility robust LP GLS IV) och en inverteringsrobust instrumentvariabel strukturell VAR modell. Metoderna beskrivs i Lusompa (2023). Vi jämför med dessa två metoder av två skäl. För det första har Ramey (2016) visat att de två metoderna ibland ger olika resultat när de appliceras på samma problem. De utgör olika avvägningar mellan snedvridning (bias) och effektivitet (låg varians). Detta är en välkänd avvägning inom statistik där en minskning av bias kan leda till en ökning av variansen, och vice versa. För det andra är det välkänt att residualerna i lokala projektionsmodeller är autokorrelerade. Här använder vi en ny metod (GLS) för att beakta det.

Diagram 18 och 19 visar resultaten av vår jämförelse. Diagram 18 visar resultaten från SVAR-IV och diagram 19 från LP GLS IV. Vi har inkluderat 12 laggar av alla variabler i modellerna och estimerar standardfelen med 20000 bootstrapdragningar som i Lusompa (2023). Vi inkluderar fem variabler i modellerna, våra penningpolitiska instrument, en ettårig statsobligationsränta, nominell växelkurs, KPI inflation och tvååriga inflationsförväntningar. Diagrammen visar effekterna av en procentenhets högre statsobligationsränta. Som man ser är alla effekter signifikanta och kvalitativt lika de som vi presenterade ovan.

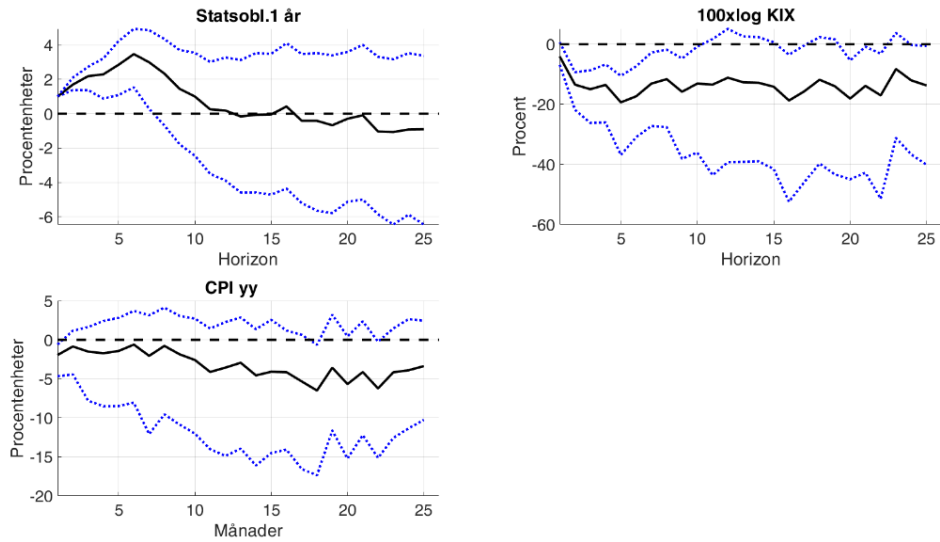
**Diagram 18. Effekter på en ettårig statsobligationsränta, nominell växelkurs och KPI inflation av penningpolitiska ränteförändringar mellan januari 2001 och augusti 2023 estimerad med en inverteringsrobust SVAR-IV modell.**



Anm. De streckade linjerna 90 procents konfidensintervall. Standardfelen är beräknade med 20000 bootstrapdragningar med blocklängd på 10.

Källa: Lusompa (2023) och egna beräkningar.

**Diagram 19. Effekter på en ettårig statsobligationsränta, nominell växelkurs och KPI inflation av penningpolitiska ränteförändringar mellan januari 2001 och augusti 2023 estimerad med en inverteringsrobust LP GLS IV modell.**



Anm. De streckade linjerna 90 procents konfidensintervall. Standardfelen är beräknade med 20000 bootstrapdragningar med blocklängd på 10.

Källa: Lusompa (2023) och egna beräkningar.



**SVERIGES RIKSBANK**

Tel 08 - 787 00 00

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

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

PRODUKTION SVERIGES RIKSBANK)