

Staff memo

# Penningpolitikens effekter i Sverige under inflations- målsperioden: skattningar med strukturella VAR- modeller

Erik Berggren, Stefania Mammos och Ingvar  
Strid

Augusti 2024

# Innehållsförteckning

1	Inledning	4
2	Effekter av penningpolitiken i en baselinemodell	6
2.1	Effekter av penningpolitiken 1995kv1-2022kv4	6
2.2	Jämförelse med andra studier på svenska data	9
2.3	Skattningar med alternativa antaganden	11
3	Har effekterna av penningpolitiken förändrats över tid?	12
4	Penningpolitikens effekter på andra makroekonomiska variabler	15
4.1	Räntor	15
4.2	BNP och dess olika delar	20
4.3	Arbetsmarknad	25
4.4	Priser	29
4.5	Huspriser och skulder	31
5	Avslutande diskussion	35
	Referenser	37
	APPENDIX	42

## 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

I detta staff memo redovisar vi beräkningar av effekter av penningpolitiken i Sverige under inflationsmålsperioden, 1995 till slutet av 2022, med strukturella vektorautoregressiva (SVAR) modeller och kortsiktsrestriktioner för att identifiera de penningpolitiska störningarna. Detta är en vanlig metod för att beräkna effekterna av penningpolitiken, och den är en av flera ansatser som används av Riksbanken. Forskningsstudier på svenska data som använder liknande angreppssätt gjordes dock typiskt för 10–20 år sedan och vi har nu betydligt mer data för inflationsmålsperioden vilket gör det lägligt att uppdatera tidigare skattningar och dokumentera de nya resultaten.

Våra skattade effekter av penningpolitiken på BNP är något större än i tidigare studier på svenska data medan effekterna på inflationen är i linje med tidigare studier. Vi visar att effekterna på KPIF-inflationen har varit stabila över tid medan effekterna på BNP, bostadsinvesteringar, konsumtion, huspriser och hushållens skulder troligtvis har ökat över tid. Dessa observationer skulle kunna förklaras av olika strukturella förändringar som ökat hushållens skuldsättning och gjort den svenska ekonomin mer räntekänslig under inflationsmålsperioden. Att penningpolitikens effekter på inflationen inte har blivit större trots större effekter på realekonomin skulle kunna bero på att prisernas känslighet för förändringar i kostnader samtidigt har minskat, det vill säga att Phillipskurvan har blivit flackare. Under inflationsuppgången 2022 indikerar data tvärtom att företagen har höjt sina priser ovanligt mycket i förhållande till hur kostnaderna har utvecklats men denna korta period har ingen synbar påverkan på våra beräkningar.

Osäkerheten om penningpolitikens effekter är betydande och de skattade effekterna påverkas av en rad olika antaganden. Det är viktigt att belysa denna osäkerhet och att diskutera rimligheten i olika antaganden som görs. Vi ger därför förhållandevis stor plats åt sådan känslighetsanalys som belyser lokal modellosäkerhet, det vill säga osäkerhet inom ramen för SVAR-modellen. Denna analys kan också tjäna som vägledning åt andra studier av penningpolitikens effekter med liknande metoder.

Våra beräkningar ingår som en del i Riksbankens sammantagna bedömning av penningpolitikens effekter. Olika metoder ger något olika resultat och studien kan därför 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: Erik Berggren, Stefania Mammos och Ingvar Strid, verksamma vid avdelningen för penningpolitik.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Författarna tackar Mikael Apel, Vesna Corbo, Mattias Erlandsson, Jens Iversen, Marianne Nessén, Åsa Olli Segendorf, David Vestin och Anders Vredin för värdefulla synpunkter.

# 1 Inledning

Målet för penningpolitiken i Sverige är att upprätthålla varaktigt låg och stabil inflation, vilket har konkretiserats som att KPIF-inflationen ska vara 2 procent. Eftersom det tar tid innan penningpolitiken påverkar realekonomin och inflationen fullt ut vägleds penningpolitiken av prognoser för den ekonomiska utvecklingen. Prognosen för Riksbankens styrränta är en bedömning av vilken penningpolitik som krävs för att inflationen ska nå inflationsmålet inom rimlig tid. Och för att göra den bedömningen behöver man ta ställning till vilka effekter penningpolitiken har på olika makroekonomiska variabler.<sup>2</sup>

Det finns flera olika metoder för att empiriskt skatta penningpolitikens effekter på ekonomin.<sup>3</sup> Utifrån sådana skattningar gör Riksbanken en bedömning av vilken styrräntebana som är förenlig med välavvägda prognoser för olika variabler, främst inflationen, och även hur prognoserna skulle se ut med en annan penningpolitik (så kallade penningpolitiska scenarier).

I detta staff memo använder vi strukturella vektorautoregressiva modeller (SVAR) skattade med bayesianska metoder och kortsiktsrestriktioner (eller rekursivitetsantaganden) för att studera effekterna av förändringar i styrräntan på ett stort antal svenska makroekonomiska variabler och även hur dessa effekter har förändrats över tid. Denna metod beskrivs alltjämt ofta som "standardmetoden" eller "arbetshästen" (the workhorse model) inom området.<sup>4</sup> Vårt syfte är att använda en väletablerad metod för att beräkna och dokumentera effekterna av penningpolitiken i Sverige och även att dessa skattningar ska kunna utgöra en referenspunkt för studier av penningpolitikens effekter som använder metoder baserade på högfrekventa data.<sup>5</sup> Regelbundna skattningar med SVAR-modeller har varit en input bland andra som legat till grund för Riksbankens bedömningar av penningpolitikens effekter under inflationsmålsperioden. De flesta forskningsstudier som använder denna metod på svenska data publicerades dock för 10–20 år sedan (och använder i flera fall data från perioden innan det penningpolitiska regimskiftet i början av 1990-talet), vilket innebär att ett bidrag här också är att presentera mer aktuella skattningar.

---

<sup>2</sup> För en kvalitativ beskrivning av hur penningpolitiken påverkar ekonomin (den så kallade penningpolitiska transmissionen), se till exempel Hopkins m.fl. (2009) eller Riksbankens hemsida ([www.riksbank.se](http://www.riksbank.se)). Se Nyman och Söderström (2016) för en diskussion om hur Riksbankens inflationsmål påverkar prognoserna för inflationen och styrräntan.

<sup>3</sup> En grundläggande svårighet när penningpolitikens effekter ska beräknas är att skilja på, å ena sidan genuina penningpolitiska händelser, och å den andra på tillfällen när penningpolitiken reagerar på händelser i ekonomin. Se till exempel Ramey (2016) för en översikt över olika metoder för att skatta effekter av penningpolitik. Se även Laséen och Nilsson (2024) för en diskussion om de frågeställningar som behöver beaktas när effekterna av penningpolitik ska beräknas och hur dessa kan hanteras.

<sup>4</sup> Se till exempel Christiano m.fl. (1999) för en genomgång av metoden. En klassisk kritik av denna ansats är Rudebusch (1998). Se även Englund m.fl. (1994) för några referenser till den tidiga forskningslitteraturen inom området och en diskussion av dessa.

<sup>5</sup> Exempel på studier som använder mer moderna metoder baserade på högfrekventa data för att skatta penningpolitikens effekter i Sverige är Sandström (2018), Laséen (2020) och Laséen och Nilsson (2024).

Vi skattar först en baselinemodell med några centrala makroekonomiska variabler (BNP, inflation och styrränta i omvärlden och Sverige samt arbetslöshet och real växelkurs för Sverige) och visar att de kvalitativa effekterna av en oväntad förändring i styrräntan (en så kallad penningpolitisk störning) på de olika variablerna är de som kan förväntas enligt standardmässig makroekonomisk teori (kapitel 2).<sup>6</sup> Vi studerar sedan hur effekterna av penningpolitiken har förändrats över tid (kapitel 3). Därefter utvidgar vi modellen med ett stort antal makroekonomiska variabler, en eller ett fåtal variabler i taget, och studerar penningpolitikens effekter på dessa (kapitel 4).

På ett övergripande plan kan våra resultat sammanfattas enligt följande:

- En oväntad höjning av styrräntan med en procentenhet leder till att BNP minskar med som mest 0,8 procent (efter ungefär två år) och att KPIF-inflationen minskar med som mest 0,5 procentenheter (efter något mer än ett år).
- Effekten på BNP är något större än i tidigare studier på svenska data som använder liknande metoder. Vi visar att skillnaderna troligtvis främst beror på att effekterna på BNP har blivit större över tid.
- Effekten på inflationen är i linje med tidigare studier. Våra skattade effekter på KPIF-inflationen har vidare varit anmärkningsvärt stabila över tid.
- Våra skattningar av hur penningpolitikens effekter har förändrats över tid passar på ett övergripande plan bra in i en berättelse om ökad skuldsättning och en mer räntekänslig ekonomi. Vi visar exempelvis att effekterna på bostadsinvesteringar och konsumtion, och därmed även BNP, samt huspriser och hushållens skulder troligtvis har ökat över tid.<sup>7</sup> Att effekterna på inflationen inte har blivit större trots större effekter på realekonomin skulle kunna bero på att prisernas känslighet för förändringar i kostnader samtidigt har minskat.

Vad gäller effekter av styrränteförändringar på andra variabler lyfter vi fram följande observationer som vi tycker är särskilt intressanta:

- Effekterna på bostadsinvesteringarna är stora och innebär att dessa står för ungefär 1/3 av effekterna på BNP (medan deras andel av BNP har legat mellan 3 och 6 procent under vår samplingsperiod).
- Förändringar i styrräntan påverkar arbetsinsatsen via sysselsättningen (den extensiva marginalen) snarare än via medelarbetstiden (den intensiva marginalen) och vidare är effekterna på arbetskraften små.
- Räntekostnader och hyror i KPI stiger när styrräntan höjs medan övriga komponenter i KPI faller.

---

<sup>6</sup> I appendix D gör vi en omfattande känslighetsanalys för att belysa hur olika antaganden påverkar de skattade effekterna inom ramen för SVAR-modellen med rekursivitetsantagandet. En viktig avgränsning är alltså att vi endast studerar en ansats för identifikation av de penningpolitiska störningarna. De ansatser som ligger närmast är alternativa identifikationsantaganden inom ramen för SVAR-modellen, exempelvis långsikt- eller teckenrestriktioner, se exempelvis Ramey (2016) för referenser till forskningsartiklar som använder sådana antaganden.

<sup>7</sup> I den avslutande diskussionen jämför vi översiktligt dessa resultat med förutsägelseerna från strukturella modeller.

## 2 Effekter av penningpolitiken i en baselinemodell

### 2.1 Effekter av penningpolitiken 1995kv1-2022kv4

I detta avsnitt studerar vi effekterna av en penningpolitisk störning i en bayesiansk VAR-modell som innehåller några få centrala makroekonomiska variabler. Här beskrivs modellen och data kortfattat och mer detaljerad information finns i appendix A (data) och B (modellen). I appendix finns också en omfattande känslighetsanalys som dels motiverar de antaganden vi gör för baselinemodellen, dels visar hur resultaten påverkas om vi gör alternativa antaganden om modellspecifikationen (se appendix D).

I modellen har vi kvartalsdata för tre omvärldsvariabler och fem svenska variabler. Omvärldsvariablerna är handelsviktade mått på logaritmerad BNP, KPI i kvartalsförändring och styrräntan i nivå (procentenheter).<sup>8</sup> De inhemska variablerna är logaritmerad BNP, arbetslöshet, KPI i kvartalsförändring, styrränta (procentenheter) och logaritmerad real växelkurs. Samtliga variabler förutom prisindex för omvärlden och Sverige ingår alltså i nivå.<sup>9</sup> Vår modellspecifikation är enkel i meningen att den inte innehåller några deterministiska trender (exempelvis linjära trender) eller dummyvariabler. Vi skattar modellen med  $K=4$  laggar för perioden 1995kv1-2022kv4.<sup>10</sup> Den penningpolitiska störningen identifieras så att den tillåts påverka den nominella växelkursen (och därmed även den reala växelkursen), men inga andra variabler, i samma kvartal som styrräntan ändras.<sup>11</sup> Mer allmänt kan detta uttryckas som att finansiella variabler antas påverkas omedelbart av penningpolitiken medan makroekonomiska variabler påverkas med fördröjning. Dessa antaganden beskrivs ofta som "standardantaganden" i litteraturen.<sup>12</sup> Den svenska penningpolitiken antas inte ha någon påverkan på omvärldsvariablerna vilket är ett typiskt antagande för ett litet land som Sverige (antagandet om en liten öppen ekonomi). Med denna identifikation antar vi, alternativt uttryckt, att centralbankens reaktionsfunktion i modellen är sådan att styrräntan i Sverige reagerar på samtida och laggade värden av omvärldsvariablerna, och

<sup>8</sup> Omvärldsvariablerna är KIX-viktade och utgörs till största delen av länder med euro som valuta. KIX ("kronindex") är ett handelsviktat index där vikterna bygger på totala flöden av bearbetade varor och råvaror för 31 länder. Länder som Sverige handlar mer med har en större vikt. Vi har även provat inkludera förändringen i oljepriset (brent) bland omvärldsvariablerna men detta påverkar inte skattningarna av penningpolitikens effekter nämnvärt.

<sup>9</sup> Vi skattar alltså modellen i log-nivåer för BNP i omvärlden och Sverige och den reala växelkursen men utan explicit modellering av eventuella kointegrerande samband mellan variablerna.

<sup>10</sup> En någorlunda stabil penningpolitisk regim är en nödvändig förutsättning när vi skattar effekterna av penningpolitiken.

<sup>11</sup> Eftersom den svenska penningpolitiken inte antas påverka omvärldsvariabler och eftersom KPIF-inflationen inte påverkas i samma kvartal som ränteförändringen måste en eventuell initial effekt på den reala växelkursen helt hänföras till en effekt på den nominella växelkursen. Det är därför också mer naturligt att uttrycka antagandet i termer av den nominella växelkursen.

<sup>12</sup> Se till exempel Björnland och Jacobsen (2010). Identifikation av den penningpolitiska störningen med rekursivitetsantagandet beskrivs utförligt i exempelvis Christiano m.fl. (1999). En uppenbar nackdel med dessa antaganden är att vi inte skattar de initiala effekterna på BNP, arbetslöshet och inflation men vi visar i appendix att de skattade effekterna blir likartade om vi istället tillåter dessa variabler att reagera i samma kvartal.

svensk BNP, arbetslöshet och inflation och laggade värden för styrräntan och den reala växelkursen.<sup>13</sup> Den penningpolitiska störningen ges av avvikelserna mellan den faktiska styrräntan och den styrränta som ges av denna reaktionsfunktion.

I Diagram 1 visas effekterna av en oväntad höjning av styrräntan med en procentenhet initialt.<sup>14</sup> Vi använder denna normalisering av effekten på styrräntan genomgående i uppsatsen för att effekterna från olika modellskattningar enkelt ska kunna jämföras. Styrräntan återgår sedan till sin normala nivå efter ungefär två år. Vi ser först att de kvalitativa effekterna (det vill säga tecknen för responserna) på samtliga variabler är de förväntade enligt ekonomisk teori. Vi ser också att de skattade effekterna innebär att penningpolitiken är neutral – vi har inga långsiktiga effekter av styrränteförändringen på BNP, arbetslösheten eller den reala växelkursen.<sup>15</sup> BNP har minskat med som mest 0,8 procent efter 8 kvartal och effekten på arbetslösheten är som störst efter 9 kvartal då den har ökat med 0,7 procentenheter (detta avser medianeffekterna). Penningpolitikens effekter på realekonomin kommer alltså gradvis och de största effekterna inträffar med en viss tidsfördröjning. Vi ser också att effekterna på arbetslösheten är betydligt mer persistenta än de på BNP. Den reala växelkursen påverkas förhållandevis snabbt och har stärkts med som mest 3 procent efter ungefär ett år. Denna effekt är större än den effekt som kan väntas utifrån effekten på den reala styrräntan och realränteparitetet med omvärlden.<sup>16</sup> KPIF-inflationen (som genomgående visas i årlig procentuell förändring) minskar med 0,5 procentenheter och den maximala effekten inträffar efter 5-6 kvartal.<sup>17</sup> Vi finner inget stöd för en så kallad prisgåta (price puzzle), det vill säga att en höjning av styrräntan inledningsvis skulle ge en uppgång i konsumentpriserna (och därmed "fel" tecken för inflationsresponsen). Från effekterna på den reala växelkursen och KPIF-inflationen följer också att den nominella växelkursen försvagas med ungefär  $(3+0,5)=3,5$  procent efter ett år.

---

<sup>13</sup> Lindé m.fl. (2008) använder en liknande modell och liknande identifikationsantaganden för att skatta effekterna av en penningpolitisk störning på data för Sverige under perioden 1986-2002. Se exempelvis Bernanke och Blinder (1992) eller Rudebusch (1998) för ytterligare diskussion om den penningpolitiska reaktionsfunktionen i VAR-modellen. Den senare kritiserar de antaganden som görs om reaktionsfunktionen på olika grunder, bland annat att den skattas på (reviderade) data som inte var tillgängliga för centralbanken vid beslutstillfället.

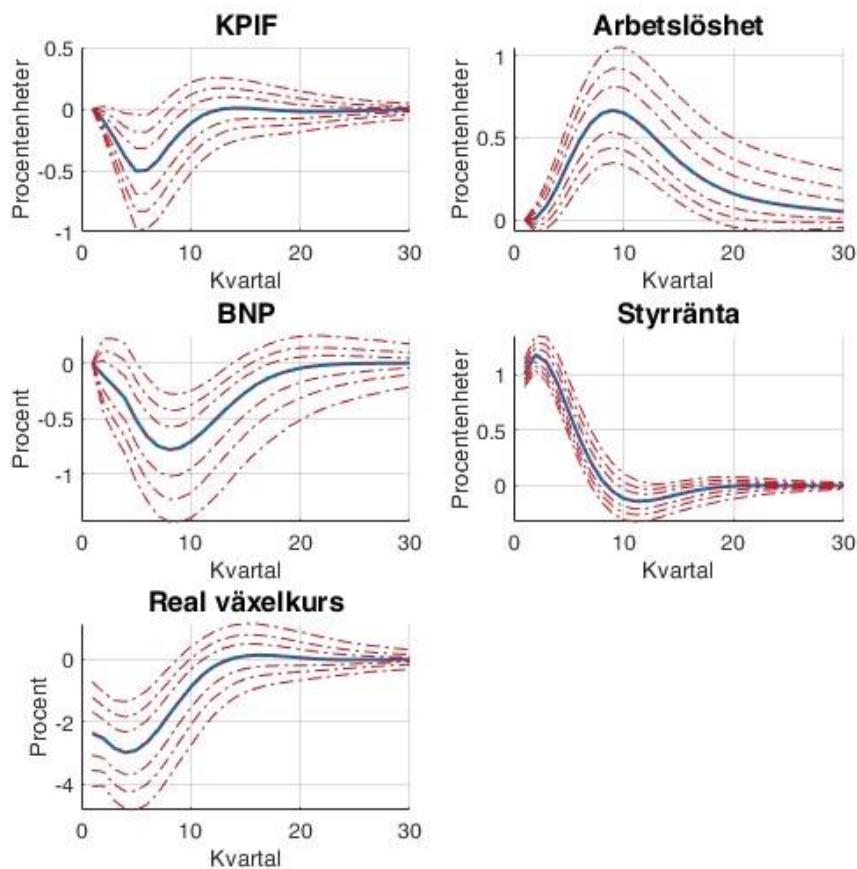
<sup>14</sup> En penningpolitisk störning av storleken en standardavvikelse höjer styrräntan med cirka 0,2 procentenheter. Vi skalar upp denna effekt till en procentenhet för att det ska bli lättare att jämföra effekterna med andra skattningar och andra studier. Normaliseringen är godtyckligt vald och har ingen påverkan på analysen eftersom modellen är linjär.

<sup>15</sup> En nackdel med att specificera VAR-modellen i nivåer (utan explicit modellering av kointegration) är att vi inte kan lägga på långsiktiga restriktioner, exempelvis restriktioner på hur penningpolitiken påverkar olika variabler på lång sikt, se till exempel Kilian och Lutkepohl (2017). Men vi noterar alltså att antagandet om penningpolitisk neutralitet ändå är uppfyllt i vår skattning.

<sup>16</sup> Effekten på den reala styrräntan och realränteparitetet implicerar att den reala växelkursen bör stärkas med 1,7 procent omedelbart för att därefter försvagas. Detta innebär också att effekten på den reala växelkursen är större i vår BVAR-modell än i strukturella modeller som inkorporerar någon form av ränteparitet, exempelvis Riksbankens DSGE-modell MAJA (se Corbo och Strid (2020)).

<sup>17</sup> Den maximala effekten på KPIF i kvartalsförändring kommer redan i kvartalet efter att styrräntan höjts.

Diagram 1. Effekter av en höjning av styrräntan i baselinemodellen



Anm. I diagrammet visas effekter av en penningpolitisk störning i baselinemodellen där den initiala effekten på styrräntan har normaliserats till en procentenhet. Modellen är skattad på svenska data för perioden 1995kv1-2022kv4. KPIF visas i årlig procentuell förändring och övriga variabler i nivå. De röda linjerna är percentilerna 5, 15, 25, 75, 85 och 95 i sannolikhetsfördelningen för responsen och den blå linjen visar medianresponsen (percentil 50).

I Diagram 1 visar vi även sannolikhetsintervall med storlek 50, 70 respektive 90 procent för att belysa osäkerheten i de skattade effekterna (se streckade röda linjer). Exempelvis är sannolikheten att effekten ligger mellan de yttersta linjerna – percentilerna 5 och 95 för fördelningen - 90 procent. För samtliga variabler ser vi att sannolikheten att den maximala effekten är skild från noll åtminstone är större än 95 procent, och effekterna kan i denna mening sägas vara statistiskt signifikant skilda från noll.<sup>18</sup> Exempelvis är alltså sannolikheten att en positiv penningpolitisk störning (som höjer styrräntan) orsakar en lägre inflation större än 95 procent. Denna osäkerhet om effekten belyser parameterosäkerheten betingat på en viss modell. Känslighetsanalysen i

<sup>18</sup> Med "statistiskt signifikant" avser vi genomgående i uppsatsen att sannolikheten är stor, och mer specifikt att den är åtminstone 90 procent och ofta större än 95 procent.



appendix D och jämförelser med resultaten i andra studier belyser också modellosäkerheten, exempelvis hur effekterna påverkas om modellen innehåller andra variabler eller en annan lag-längd.

## 2.2 Jämförelse med andra studier på svenska data

I Tabell 1 jämför vi våra skattade effekter för BNP och inflation med dem i några andra forskningsstudier som använder svenska data. I jämförelsen inkluderar vi dels ett antal artiklar som använder metoder som liknar de vi använder, det vill säga SVAR-modeller, dels resultat för fyra dynamiska allmänjämviktsmodeller (DSGE) som har använts av Riksbanken respektive Konjunkturinstitutet de senaste 20 åren ungefär.<sup>19</sup> För att belysa hur dessa skattningar på svenska data förhåller sig till liknande skattningar på data för USA och euroområdet inkluderar vi också genomsnittseffekterna för ett stort antal modeller skattade för dessa regioner.<sup>20</sup> Vi har normaliserat effekterna i de olika studierna så att de avser en oväntad höjning av styrräntan med en procentenhet initialt. Men det är viktigt att notera att persistensen i styrränteresponsen kan skilja sig åt något i de olika studierna, vilket innebär att jämförelsen inte blir helt exakt.<sup>21</sup>

<sup>19</sup> I Diagram 12 i appendix visar vi en jämförelse av effekterna för samtliga variabler i modellen med de i MAJA, en allmän jämviktsmodell som används av Riksbanken. I Diagram 13 i appendix visar vi en jämförelse av de skattade penningpolitiska störningarna i de båda modellerna och korrelationen mellan de båda serierna är 0,7. Alexius och Holmlund (2008) är ett exempel på en studie som skattar effekterna av en penningpolitisk störning på arbetslösheten på svenska data med en strukturell VAR-modell. De använder ett sammanvägt mått på penningpolitiken (monetary condition index, MCI) och deras skattade effekter på BNP och arbetslöshet är betydligt mindre än de vi redovisar här – en oväntad ökning av realräntan med en procentenhet ger 0,1 procentenheter högre arbetslöshet.

<sup>20</sup> Se Laséen m.fl. (2022) som har sammanställt effekterna av penningpolitiken i 57 modeller för euroområdet och USA.

<sup>21</sup> Ju mer varaktig ränteförändringen är, desto större effekter har den på de andra variablerna. Se exempelvis Laséen m.fl. (2022) för en diskussion om hur varaktigheten i styrräntans förändring påverkar dess effekter på ekonomin. Eftersom vår jämförelse i Tabell 1 baseras på avläsning av effekter i diagram i de olika forskningsartiklarna är en normalisering av initialeffekten det bästa vi kan åstadkomma för att göra effekterna så jämförbara som möjligt. Men det innebär alltså att jämförelsen bör ses som ungefärlig och inte exakt.

**Tabell 1. Maximala effekter av penningpolitik på BNP och inflation i Sverige i ett urval av forskningsstudier**

Artikel	Modell	BNP		Inflation	
		Värde	Kvartal	Värde	Kvartal
Jacobson m.fl. (2001)	VAR	-0,3	1	-0,3	8
Villani och Warne (2003)	BVAR	-0,7	3	-0,3	4
Adolfson m.fl. (2008)	Ramses (DSGE)	-0,5	7	-0,4	5
Lindé m.fl. (2008)	VAR	-0,3	6	-0,2	8
Hopkins m.fl. (2009)	VAR	-0,5	5	-0,2	6
Hopkins m.fl. (2009)	BVAR	-0,1	5	-0,1	5
Björmland och Jacobsen (2010)	VAR	-0,7	5	-0,7	8
Christiano m.fl. (2011)	Ramses 2 (DSGE)	-0,4	5	-0,1	5
Laséen och Strid (2013)	BVAR	-0,4	8	-0,4	6
Di Casola och Iversen (2019)	BVAR	-0,8	7	-0,3	5
Corbo och Strid (2020)	MAJA (DSGE)	-0,7	5	-0,2	4
Konjunkturinstitutet (2023)	SELMA (DSGE)	-0,5	4	-0,2	4
Lyhagen och Shahnazarian (2023)	BVAR	-0,3	9	-0,2	10
<b>Median</b>		<b>-0,5</b>	<b>5</b>	<b>-0,2</b>	<b>5</b>
<b>Median VAR-modeller</b>		<b>-0,4</b>	<b>5</b>	<b>-0,3</b>	<b>6</b>
<b>Denna artikel</b>	<b>BVAR</b>	<b>-0,8</b>	<b>8</b>	<b>-0,5</b>	<b>6</b>
Laséen m.fl. (2022)	57 modeller (USA och euroområdet)	-0,5	saknas	-0,2	saknas

Anm. Effekterna i tabellen avser BNP (eller den cykliska komponenten i BNP) i nivå och inflationen i årlig procentuell förändring. Inflationen avser det huvudsakliga inflationsmätt som används i respektive artikel. Effekten på styrräntan är normaliserad till en procentenhet initialt. I de fall där resultat rapporteras för flera olika antaganden i en studie har vi valt det som vi uppfattar som mest jämförbart med vår studie. Effekterna har i de flesta fallen avlästs visuellt från diagram vilket innebär en risk för felavläsningar. DSGE innebär att modellen är en allmänjämviktsmodell (dynamic stochastic general equilibrium model).

Medianen av de maximala (peak-) effekterna på BNP och inflationen i de svenska studierna är -0,5 procent respektive -0,2 procentenheter och de inträffar efter något mer än ett år för båda variablerna. För de studier som använder VAR-modeller är dessa effekter -0,4 procent respektive -0,3 procentenheter. Maxeffekterna i de svenska studierna är vidare i linje med de effekter som fås med modeller (skattade eller kalibrerade) på data för USA och euroområdet. Vi ser också att effekterna är väl i linje med effekterna i de modeller som för tillfället används av Riksbanken (MAJA) och Konjunkturinstitutet (SELMA). Förhållandet mellan maxeffekterna på BNP och inflation (sacrifice ratio) i de olika studierna varierar mellan 1 och 4 och medianen är något större än 2.<sup>22</sup>

På ett övergripande plan ser vi att våra skattade maximala effekter av en räntehöjning på BNP och inflation är något större än medianen av effekterna i de studier som redovisas i Tabell 1. Att våra skattade effekter på BNP är större än i de flesta tidigare studier beror troligtvis främst på att effekterna har blivit större över tid (se vidare analys

<sup>22</sup> Kvoten är exempelvis relativt hög i modellen MAJA vilket kan kopplas till att de Philipskurvor som bestämmer KPIF-inflationen i modellen är flacka.

och diskussion i kapitel 3). När det gäller effekterna på inflationen visar en mer detaljerad jämförelse att våra effekter i stort sett är i linje med tidigare studier, och i synnerhet de studier som är mest lika vår i ansats.<sup>23</sup> Även förhållandet mellan effekterna på BNP och inflation är ungefär i linje med kvoten i tidigare studier. Den maximala effekten på BNP inträffar något senare i våra skattningar än i tidigare studier medan tajmingen av maxeffekten för inflationen är i linje med tidigare studier.

En vanlig föreställning är att penningpolitiken påverkar ekonomin med en viss fördröjning och att tiden mellan en ränteförändring och dess effekt kan variera över tid ("long and variable lags" som Milton Friedman uttryckte det). I en välkänd studie på amerikanska data inträffar exempelvis den maximala effekten på BNP efter 5-6 kvartal medan prisnivån *börjar* falla först efter 6 kvartal.<sup>24</sup> Tajmingen för den maximala BNP-effekten i studierna på svenska data är ungefär i linje med detta (även om det såklart skiljer sig mellan olika studier) medan den maximala effekten på inflationen i de svenska studierna överlag kommer betydligt snabbare och utan någon längre fördröjning (se Tabell 1).<sup>25</sup> Resultaten i de svenska studierna skulle kunna tolkas som att företagen är framåtblickande när de sätter sina priser, det vill säga att en förväntad lägre efterfrågan framöver gör att man sänker priserna redan idag. En annan viktig förklaring till de snabba effekterna på inflationen är sannolikt att den relativa betydelsen av växelkursen för inflationen är större i en liten öppen ekonomi som Sverige i jämförelse med USA.<sup>26</sup>

## 2.3 Skattningar med alternativa antaganden

En viktig del av vår undersökning är att belysa hur olika antaganden påverkar de skattade effekterna, dels för att motivera de antaganden vi gör i baselinemodellen, dels för att veta hur robusta resultaten är för andra antaganden. En sådan analys presenteras i appendix D. Vi studerar och jämför modeller med variabler i olika transformationer (nivå eller differens), med eller utan deterministiska trender, med eller utan restriktioner på stationaritet, olika antal laggar, olika antaganden om kortsiktsrestriktionerna, och med olika uppsättningar av omvärldsvariabler. Vi skattar även modellen med maximum likelihood (istället för Bayesianska metoder), med månadsdata (istället

<sup>23</sup> När vi skattar effekterna av penningpolitiken över tid får vi oftast en maxeffekt på -0,4 procentenheter (snarare än -0,5 som är maxeffekten just för samplet 1995kv1-2022kv4), se Diagram 2 nedan. Detta är i linje med medianen av maxeffekten i studier som baseras på VAR-modeller (-0,3, se Tabell 1). Och när vi jämför våra skattade effekter för BNP och inflation med de två studier som ligger närmast vår i metod, Laséen och Strid (2013) respektive Di Casola och Iversen (2019), finner vi att våra resultat är väl i linje med dessa båda studier (se mer i avsnitt 3 nedan).

<sup>24</sup> Se Christiano m.fl. (1999).

<sup>25</sup> Notera att om den maximala effekten på den årliga procentuella förändringen i priserna kommer efter 5 kvartal (medianen i studierna på svenska data) så inträffar den maximala effekten på KPIF i kvartalsförändring typiskt sett 1-3 kvartal efter ränteförändringen (under antagandet att inflationen inte kan påverkas kontemporärt).

<sup>26</sup> Att penningpolitiken har stora effekter på växelkursen och att de maximala effekterna på inflationen kommer snabbt är också två av huvudslutsatserna i en förhållandevis ny studie av Laséen och Nilsson (2024) som använder andra metoder för att identifiera effekterna på penningpolitiken. I DSGE-modeller som exempelvis MAJA kommer effekterna på inflationen snabbt eftersom företagen antas vara framåtblickande när de sätter sina priser, det vill säga de reagerar snabbt på förändrade förväntningar om den framtida ekonomiska utvecklingen som påverkar deras prissättning.

för kvartalsdata) och belyser hur skattningarna påverkas om vi tar hänsyn till Riksbankens tillgångsköp sedan 2015. Analysen visar överlag att våra skattade effekter av penningpolitiken är relativt robusta för en rad alternativa antaganden.

### 3 Har effekterna av penningpolitiken förändrats över tid?

För att studera om och hur effekterna av penningpolitiken har förändrats över tid under inflationsmålsperioden skattar vi modellen för olika delperioder under perioden 1995kv1-2022kv4.<sup>27</sup> Syftet med detta är att få skattningar som i olika utsträckning baseras på äldre eller nyare data under inflationsmålsperioden. Vi skattar först modellen på sampel med ett fast startkvartal och varierande slutkvartal (expanderande sampel). Det första samplet är från 1995kv1 till och med 2009kv4 och det sista går från 1995kv1 till och med 2022kv4. Vi skattar sedan modellen på sampel med ett varierande startkvartal och ett fast slutkvartal (krympande sampel). Det första samplet är 1995kv1 till och med 2022kv4 och det sista 2008kv1 till 2022kv4. Läger vi samman alla skattningarna får vi då skattningar som i olika utsträckning baseras på tidigare respektive senare data vilket gör det möjligt att säga något om hur effekterna har förändrats över tid. Ett enkelt sätt att sammanfatta de olika samplers "färskheter" är genom att ange mittpunkten för samplet. Exempelvis ges mittpunkten för hela perioden 1995kv1-2022kv4 av årsskiftet 2008-2009.<sup>28</sup> Att vi väljer denna ansats för att studera hur transmissionen förändrats över tid har främst att göra med att vi redan i utgångsläget studerar en förhållandevis kort tidsperiod.<sup>29</sup>

I Diagram 2 visar vi hur den skattade maximala effekten (*peak effect*) av en penningpolitisk störning på de olika variablerna har förändrats över tid där tidpunkten på x-axeln anger samplets mittpunkt.<sup>30</sup> I samtliga fall är dessa beräknade för en oväntad höjning av styrräntan med en procentenhet initialt.<sup>31</sup> Maxeffekterna för sampel med större vikt på äldre data (expanderande sampel) visas i blått och maxeffekterna för sampel baserade på nyare data (krympande sampel) visas i rött. Ju längre högerut (vänsterut) vi rör oss i diagrammet, desto större är vikten för nyare (äldre) data. Den punkt där dessa båda linjer möts visar alltså skattningen av maxeffekten för hela sampelperioden 1995kv1-2022kv4. (Dessa maxeffekter kan även läsas av i Diagram 1). På

<sup>27</sup> Mer avancerade alternativ till denna ansats som använts för att studera tidsvariation i den penningpolitiska transmissionsmekanismen är modeller med tidsvarierande parametrar eller regimskifte, se till exempel Boivin m.fl. (2010) för en diskussion och ytterligare referenser.

<sup>28</sup> Vi väljer att skatta modellen på expanderande och krympande sampel istället för rullande sampel för att använda data så effektivt som möjligt. Culling m.fl. (2019) skattar DSGE- och VAR-modeller på expanderande sampel för att studera hur effekterna av penningpolitiken i Nya Zeeland har ändrats över tid.

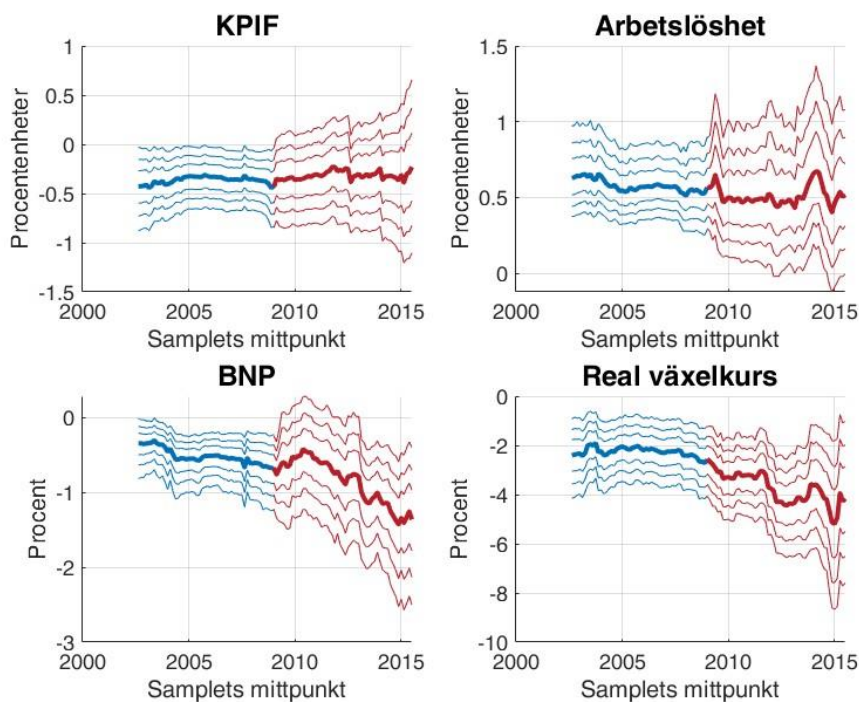
<sup>29</sup> Inflationsmålsperioden är för kort för att dela upp i icke överlappande sampel. Och att använda rullande sampel (istället för expanderande och krympande) skulle innebära att samplen blir relativt korta.

<sup>30</sup> Med den maximala effekten avser vi alltid den maximala effekten i absoluta termer. Exempelvis är den maximala effekten för inflationen ungefär -0,4 procentenheter.

<sup>31</sup> Denna normalisering fångar inte att persistensen i styrräntans respons kan ha ändrats över tid vilket skulle kunna påverka de skattade effekterna på variablerna, se till exempel Ramey (2016). Vi har därför jämfört resultatet med de som fås om vi i) normaliserar maxeffekten för styrräntan till 1 eller ii) normaliserar den genomsnittliga effekten på styrräntan det första året till 1. Bilden av hur effekterna har förändrats över tid påverkas dock inte om vi istället använder någon av dessa alternativa normaliseringar och vi visar därför inte dessa resultat här.

ett övergripande plan ser vi att effekterna på inflationen och arbetslösheten är förhållandevis stabila över tid medan effekterna på BNP och den reala växelkursen har blivit större över tid.

**Diagram 2. Maximala effekter av en höjning av styrräntan i baslinemodellen skattad för olika sampel**



Anm. BVAR-modellen skattas för olika sampel och i diagrammet visas hur den maximala effekten på olika variabler har ändrats över tid. Den initiala effekten på styrräntan i alla skattningar är normaliserad till en procentenhet. De tunna röda och blåa linjerna är percentilerna 5, 15, 25, 75, 85 och 95 i sannolikhetsfördelningen för responserna. Modellen skattas först med startperiod 1995kv1 och slutperiod som varierar från 2009kv4 till 2022kv4 (expanderande sampel), se blåa linjer. Modellen skattas sedan med framflyttad startperiod, 1995kv1 till 2008kv1 och slutperiod 2022kv4 (krympande sampel), se röda linjer. X-axeln visar sampelperiodens mittpunkt.

Den maximala effekten av en penningpolitisk störning på KPIF-inflationen (i årlig procentuell förändring) är negativ i samtliga skattningar och stabil över tid. Den maximala effekten är nära -0,4 procentenheter under hela perioden (denna siffra och de som följer nedan avser medianeffekten, som visas med den feta linjen i diagrammet). Även effekten på arbetslösheten är stabil över tid, runt 0,6 procentenheter, men variationen i skattningen ökar när vi använder senare data. Den maximala effekten på BNP-nivån ökar över tid från ungefär 0,3 procent till över 1 procent i de senaste samplen. (I avsnitt 4.2 nedan undersöker vi vidare vilka delar av BNP det är som påverkas mer av penningpolitiken). Även effekten på den reala växelkursen har ökat över tid från en maximal förstärkning av den reala växelkursen på 2-3 procent till effekter runt 4 pro-

cent. Våra skattade effekter är vidare i linje med två tidigare studier som skattar effekterna av penningpolitiken i Sverige med en liknande modell.<sup>32</sup> Förändringarna i de relativa effekterna på de olika variablerna över tid är förenliga med en lägre koefficient i ett Okunsamband (som relaterar arbetslösheten till BNP) och ett minskat växelkursgenomslag på inflationen.<sup>33</sup>

Även tidpunkten då den maximala effekten inträffar har varit stabil över tid men med vissa tecken på att effekterna inträffat snabbare för sampel som har större vikt på nyare data. För BNP inträffar den maximala effekten typiskt sett efter 8 kvartal och för arbetslösheten är effekten typiskt sett som störst efter 9 kvartal, vilket innebär att skattningen för hela sampelperioden 1995kv1-2022kv4 kan sägas vara typisk i detta avseende. Detta är i linje med det vanliga mönstret att aktiviteten på arbetsmarknaden påverkas med en viss fördröjning relativt produktionen. För både BNP och arbetslöshet har den maximala effekten i sampel med nyare data dock inträffat ett par kvartal tidigare än i de äldsta samplen. Effekten på den reala växelkursen är som störst under det första året efter att styrräntan höjts medan den maximala effekten på inflationen typiskt inträffar efter 5 kvartal.

I Diagram 2 visar vi även sannolikhetsintervall för effekterna och hur dessa har förändrats över tid. Dessa intervall illustrerar osäkerheten i skattningarna av effekterna och kan även användas för att säga något om huruvida förändringarna i effekterna över tid är statistiskt signifikanta. Utifrån dessa intervall och approximativa sannolikhetsberäkningar drar vi slutsatsen att sannolikheten är mycket låg att penningpolitikens effekter på inflationen eller arbetslösheten har förändrats under inflationsmålsperioden. Sannolikheten är dock hög att effekterna på BNP och real växelkurs har blivit större över tid.<sup>34</sup>

Vi ser också att sannolikhetsintervallen generellt sett är bredare för sampel som har tyngdpunkten på senare data. En delförklaring är att skattningarna längre till höger i diagrammet (och även till vänster) baseras på kortare sampel än de i mitten. Men det förklaras troligtvis också av att den makroekonomiska volatiliteten är större för dessa sampel – i dessa sampel har exempelvis den globala finanskrisen 2007-09 och den turbulenta perioden under 2020-talets inledning (Coronapandemin och sedan hög inflation) en större vikt.<sup>35</sup>

---

<sup>32</sup> Laséen och Strid (2013) skattar en BVAR-modell som liknar den vi använder på svenska data för perioden 1995kv1-2013kv1 (samplets mittpunkt är då ungefär 2004) och finner maxeffekter på BNP och inflation som är -0,4 procent respektive -0,4 procentenheter. Vi ser att dessa effekter är i linje med de som visas i Diagram 2. Di Casola och Iversen (2019) skattar en BVAR-modell som liknar den vi använder på svenska data och för tre perioder, från 1995 till 2007, 2015 respektive 2018. Våra resultat rörande hur effekterna av styrränteförändringar på BNP, KPIF-inflationen och den reala växelkursen har ändrats över tid är i linje med deras resultat.

<sup>33</sup> I avsnitt 3.3 nedan noterar vi dock att effekterna på arbetade timmar och sysselsättning ser ut att ha ökat något över tid även om dessa effekter inte är statistiskt signifikanta.

<sup>34</sup> I appendix C gör vi en approximativ sannolikhetsberäkning för att visa detta.

<sup>35</sup> Vi noterar dock att variationen i styrräntan har varit liten efter den globala finanskrisen, och i synnerhet under den senare delen av 10-talet.

Med Covid-pandemin 2020-2021 aktualiserades frågan om hur man ska hantera en sekvens av extrema observationer när man skattar en VAR-modell.<sup>36</sup> Vi har därför även särskilt undersökt hur data för 2020-2022 påverkar våra skattningar. Vi skattar då istället modellen på krympande sampel som slutar 2019kv4, det vill säga innan pandemin, istället för 2022kv4 (visas inte här). Detta ger i stort sett samma övergripande resultat som de som redovisats ovan för BNP (större maxeffekter över tid), KPIF (stabila effekter) och real växelkurs (större effekter). Effekten på arbetslösheten, som är stabil i Diagram 2, ser däremot ut att istället ha minskat över tid när slutpunkten för samplen är 2019kv4 istället för 2022kv4. En tolkning av detta är att pandemin och perioden efter pandemin har ganska begränsade effekter på analysen av hur effekterna förändrats över tid i baselinemodellen.

## 4 Penningpolitikens effekter på andra makroekonomiska variabler

I detta kapitel studerar vi penningpolitikens effekter för en bredare uppsättning av makroekonomiska variabler. Diskussionen är uppdelad i fem olika teman eller ämnesområden: räntor, BNP och dess komponenter, arbetsmarknad, priser samt huspriser och skulder. Vi utgår från baselinemodellen ovan och utvidgar modellen med en eller ett litet antal variabler i taget och studerar penningpolitikens effekter på dessa.

### 4.1 Räntor

I det här kapitlet studerar vi hur olika räntor i ekonomin påverkas när styrräntan förändras, vad som brukar kallas ”transmissionens första led”. Förändringar i styrräntan påverkar marknadsräntor (exempelvis interbankräntan Stibor) och, via bankernas finansieringskostnader, de räntor som hushåll och företag möter.<sup>37</sup> Hur mycket olika räntor påverkas av en styrränteförändring fångas av räntegenomslaget som anger förhållandet mellan förändringen i räntan ifråga och förändringen i styrräntan.<sup>38</sup> Vanliga metoder för att skatta genomslaget är händelsestudier och olika regressionsmodeller. Här använder vi vår strukturella VAR-modell för att beräkna genomslaget.

<sup>36</sup> Lenza och Primiceri (2020) visar att ett uteslutande av observationerna från pandemin kan vara acceptabelt om syftet, som i vår studie, är parameterestimering med VAR-modeller. Ett annat sätt att hantera pandemin är att inkludera dummy-variabler för 2020 kvartal 1 och kvartal 2 då rörelserna i tidsserierna var som störst, eller en dummyvariabel för hela perioden från 2020kv1 och framåt. Vi får dock ingen större skillnad i resultat när vi inkluderar dummy-variablerna och väljer därför att skatta modellen med data även för pandemin eftersom de inte har någon stor påverkan på resultaten i baselinemodellen.

<sup>37</sup> Se Vredin och Åsberg Sommar (2023) för en övergripande beskrivning av hur penningpolitiken genomförs i praktiken. Riksbanken har under tidsperioden vi studerar haft två olika styrsystem. Det första mellan 1994 och 2019, se Sellin och Åsberg Sommar (2014) för en beskrivning, och det andra som gäller i dag och beskrivs i Hansson och Wallin-Johansson (2023).

<sup>38</sup> Se Sveriges riksbank (2023) och Fransson och Tysklind (2016) för en fördjupad diskussion kring styrsystemet och hur det allmänna ränteläget påverkas av penningpolitiken.

Vi utgår från baselinemodellen (se kapitel 2), adderar en ränta i taget till modellen och studerar effekterna av en oväntad förändring i styrräntan på de olika räntorna.<sup>39</sup> De räntor vi studerar är Stibor med löptid på tre månader, räntor för bolån med löptider på 3 månader respektive 5 år, den genomsnittliga räntan på lån till företag, den genomsnittliga inlåningsräntan som hushåll möter och en 10-årig statsobligationsränta. Urvalet tillåter oss att undersöka effekten på ett antal viktiga korta och långa räntor som hushåll och företag möter, men även räntor som sätts på finansiella marknader. Samtliga räntor som ingår i analysen är centrala räntor i ekonomin - de svenska hushållens bolån utgör exempelvis omkring 80 procent av hushållens totala skulder och lån med bindningstid på tre månader har stått för mellan hälften och tre fjärdedelar av bolånen sedan tidigt 2000-tal. Modellerna skattas för perioden 1995kv1-2022kv4.<sup>40</sup> Vi antar att de olika räntorna kan påverkas i samma kvartal som styrräntan ändras och i övrigt gör vi samma antaganden om identifikationen av den penningpolitiska störningen som i baselinemodellen.

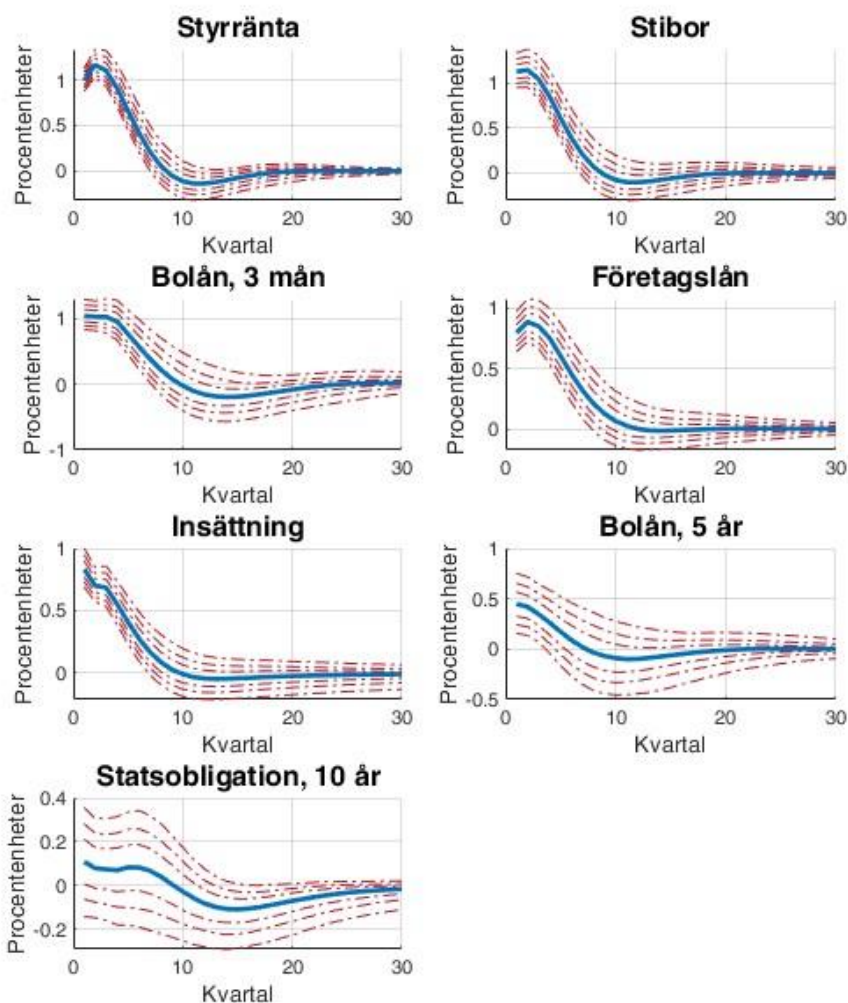
---

<sup>39</sup> Vi studerar sju olika räntor och skattar därmed sju olika VAR-modeller. Effekterna av en räntehöjning på de variabler som ingår i baselinemodellen påverkas inte nämnvärt när vi adderar dessa olika räntor till modellen.

<sup>40</sup> För bolåneräntorna skattas modellen för perioden 1997kv2-2022kv4 på grund av tillgängligheten på data för dessa.



Diagram 3. Effekter av en höjning av styrräntan på andra räntor



Anm. I diagrammet visas effekter av en penningpolitisk störning från SVAR-modeller där den initiala effekten på styrräntan har normaliserats till en procentenhet. Modellerna skattas för perioden 1995kv1-2022kv4 för alla variabler förutom för bolåneräntorna där skattningen istället startar 1997kv2. Samtliga variabler är i nivå. De röda linjerna är percentilerna 5, 15, 25, 75, 85 och 95 i sannolikhetsfördelningen för responsen och den blå linjen visar medianresponsen (percentil 50).

I Diagram 3 visar vi effekterna av en penningpolitisk störning på de olika räntorna när styrräntan höjs med en procentenhet initialt. Vi definierar styrräntans genomslag på de andra räntorna som den maximala (peak) effekten på räntan ifråga dividerat med den maximala effekten på styrräntan.<sup>41</sup> Genomslaget för bolåneräntan med 3 månaders löptid är exempelvis 1 dividerat med 1,2, det vill säga cirka 0,8. Vi ser att genomslaget för räntor med kortare löptider är större, ungefär 0,7-1, medan genomslaget

<sup>41</sup> Vi väljer att beräkna genomslaget på detta sätt eftersom styrränteresponsen inte är som störst initialt.

för räntor med längre löptider är mindre, ungefär 0,1-0,4. Vi ser också att en förändring i styrräntan påverkar de andra räntorna snabbt. När det gäller effekterna på de enskilda räntorna ser vi att en höjning av styrräntan får ett genomslag på Stibor på drygt 1. Genomslaget för den korta bolåneräntan på 3 månader och den genomsnittliga inlåningsräntan som hushåll möter är runt 0,8 respektive 0,7. För den genomsnittliga räntan på lån till företag är genomslaget av en styrräntehöjning 0,8 procent. För räntorna med längre löptid, den 5-åriga bolåneräntan och den 10-åriga statsobligationsräntan får vi ett genomslag på drygt 0,4 respektive 0,1 procent.

Vi visar även sannolikhetsintervallen med storlek 50, 70 respektive 90 procent i diagrammet (se streckade röda linjer). För samtliga räntor är effekten av en styrräntehöjning statistiskt signifikant skild från noll, med undantag för den 10-åriga statsobligationsräntan. Även för den 5-åriga bolåneräntan har vi relativt breda sannolikhetsintervall vilket innebär att det skattade genomslaget är osäkert.

I Diagram 4 visar vi hur räntegenomslaget har förändrats över tid. Metoden är densamma som den som användes ovan för baselinemodellen med skillnaden att vi väljer att normalisera maxeffekten (istället för initialeffekten) på styrräntan till 1.<sup>42</sup> Vi ser där att styrräntans genomslag på de olika räntorna har varit förhållandevis stabilt över tid. Genomslaget för Stibor har varit nära 1 över tid. Genomslaget för bolåneräntan med 3 månaders löptid och företagslåneräntan har varit något under 1 och förefaller ha ökat över tid. Styrräntans genomslag på den genomsnittliga inlåningsräntan hushåll möter har minskat över tid.<sup>43</sup> För den 5-åriga bolåneräntan ser genomslaget ut att ha ökat över tid, och med senare data är effekten statistiskt skild från noll. Genomslaget för den 10-åriga statsobligationsräntan är klart lägst bland samtliga analyserade räntor och är inte signifikant skild från noll.

Vår metod för att studera styrräntans genomslag på andra räntor verkar inte särskilt vanligt förekommande i forskningslitteraturen men resultaten är i linje med studier som använder mer högfrekvent data. Våra resultat för den korta marknadsräntan och de korta räntorna till hushåll och företag är i linje med resultaten i Tysklind och Fransson (2016) som visade på ett betydande genomslag för dessa räntor, exempelvis är deras skattade genomslag på en 3-månaders bolåneränta drygt 0,9. Även deras skattningar för de längre marknadsräntorna är i linje med våra resultat, exempelvis är genomslaget för tioårsräntan relativt begränsat.<sup>44</sup> Kaplan och Njie (2024) finner ett genomsnittligt genomslag på cirka 0,9 på den rörliga bolåneräntan när de undersöker olika episoder med styrränteförändringar under perioden 2006-2023.<sup>45</sup> Våra resultat

<sup>42</sup> Vi väljer detta alternativ här eftersom det ger en bättre bild av räntegenomslaget att relatera maxeffekterna.

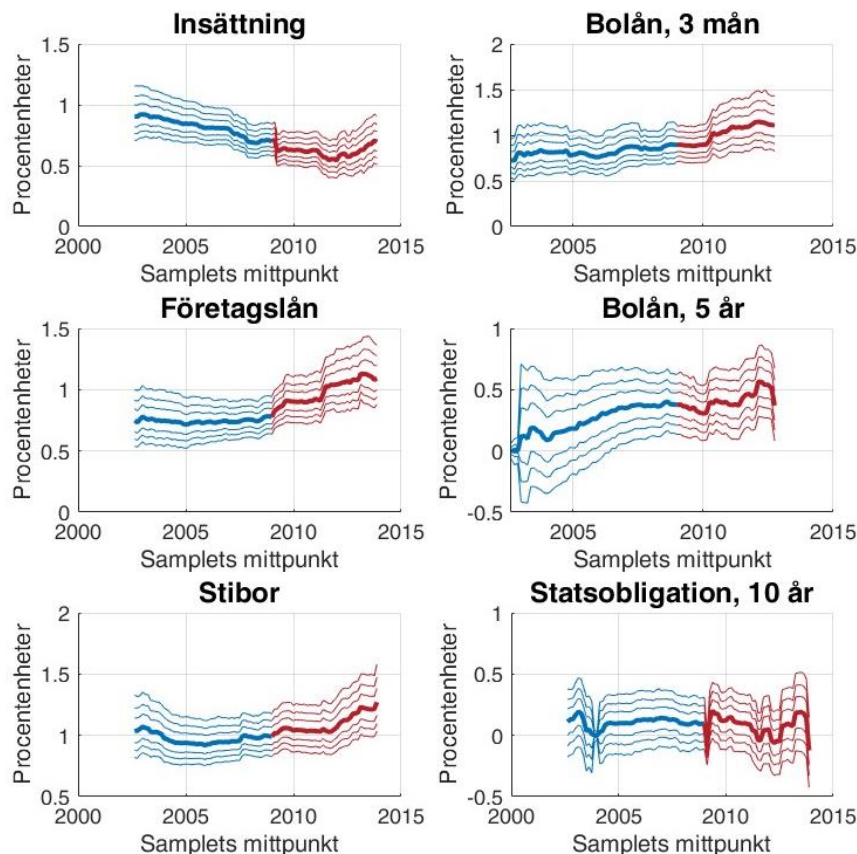
<sup>43</sup> En anledning till att genomslaget minskat kan vara att inga svenska banker införde negativa inlåningsräntor till hushåll under perioden då Riksbanken sänkt styrräntan under noll.

<sup>44</sup> Tysklind och Fransson (2016) gjorde en liknande men mer omfattande analys med många fler räntevariabler. Författarna använder en enkel regression för att skatta hur olika räntor påverkas vid ett styrräntebeslut. I modellen inkluderas både den väntade och oväntade förändringen i styrräntan.

<sup>45</sup> Kaplan och Njie (2024) undersöker relationen mellan styrräntan och den rörliga bolåneräntan genom att identifiera vilka faktorer det är som driver bolåneräntan. De analyserar även genomslaget av styrräntan på den rörliga bolåneräntan för olika perioder mellan 2006 och 2023. För att studera detta tar författarna fram ett analytiskt ramverk som tar hänsyn till all bankfinansiering. De finner att genomslaget av en styrränteförändring har minskat under den senaste räntehöjningscykeln jämfört med tidigare cykler.

är även i linje med internationella studier av räntans genomslag. Exempelvis finner en metastudie av Gregora m.fl. (2019) att genomslaget på utlåningsräntor när styrräntan ändras, i genomsnitt är 0,8.<sup>46</sup>

**Diagram 4. Maximala effekter av en höjning av styrräntan på andra räntor skattade för olika sampel**



Anm. BVAR-modeller med de olika variablerna i diagrammet skattas för olika sampel och i diagrammet visas hur den maximala effekten på olika variabler har ändrats över tid. Percentilerna 5, 15, 25, 50 (medianen, fetmarkerad), 75, 85 och 95 i fördelningen för maxeffekten visas. Den maximala effekten på styrräntan är normaliserad till en procentenhet i alla skattningar. Samtliga variabler är i nivå. Modellen skattas först med startperiod 1995kv1 och slutperiod som varierar från 2010kv1 till 2022kv4 (expanderande sampel), se blåa linjer. Modellen skattas sedan med framflyttad startperiod, 1995kv1 till 2008kv1 och slutperiod 2022kv4 (krympande sampel), se röda linjer. X-axeln visar sampelperiodens mittpunkt.

<sup>46</sup> Gregora m.fl. (2019) granskar den empiriska litteraturen som studerar räntegenomslag och systematiserar den genom metaanalys och metaregressioner. De analyserar 52 studier och plockar ut 1040 koefficienter för det estimerade räntegenomslaget. När de kontrollerar för exempelvis landspecifika institutionella faktorer, sjunker det estimerade genomslaget till 60 procent. Vidare finner de att estimaten för räntor med längre löptider och genomsnittliga utlåningsräntor till hushåll tenderar att vara signifikant lägre.

## 4.2 BNP och dess olika delar

I det här kapitlet skattar vi effekterna för de olika komponenterna i BNP och jämför sedan resultaten med andra studier. Vi utgår från baselinemodellen som beskrivs i avsnitt 2.1. Vi adderar sedan följande variabler till modellen, en i taget: konsumtion, investeringar, bostadsinvesteringar, export och import.<sup>47</sup> Samtliga variabler är (i likhet med BNP) i nivå och logaritmerade och vi antar att en penningpolitisk störning inte kan påverka dem i samma kvartal som räntan höjs.

I Diagram 5 visas effekterna av penningpolitiken på komponenterna i BNP när de olika modellerna för komponenterna skattas för perioden 1995kv1-2022kv4. I samtliga fall antas styrräntan höjas med en procentenhet initialt.<sup>48</sup> Vi ser där att maxeffekten på konsumtionen (-0,3 procent) är ungefär hälften så stor som effekten på BNP (-0,8 procent), medan effekten på investeringarna är ungefär dubbelt så stor som för BNP (-1,6 procent). Dessa förhållanden är i linje med den relativa volatiliteten för dessa variabler i data. Eftersom konsumtionsresponsen påverkas en del av data för perioden 2020-2022 visar vi även responsen då modellen skattas för perioden innan pandemin, 1995kv1-2019kv4 (se ljusblå linje). Effekten på bostadsinvesteringarna (-7,3 procent) är betydligt större än effekten på investeringarna exklusive bostäder (-1,0 procent) och innebär att ungefär en tredjedel av effekten på BNP faller på bostadsinvesteringarna trots att dessa utgör en förhållandevis liten del av BNP.<sup>49</sup> Både exporten (-1,6 procent) och importen (-2,1 procent) faller men eftersom importen minskar mer än exporten blir effekten på nettoexporten negativ. Den initiala effekten på nettoexporten i våra modellskattningar är dock positiv, vilket är i linje med vad som brukar beskrivas med den så kallade J-kurvan – det vill säga att nettoexporten ökar efter en appreciering av växelkursen för att sedan minska.<sup>50</sup> Liksom för BNP är responserna för de olika variablerna puckelformade och de maximala effekterna inträffar i de flesta fall liksom för BNP efter ungefär två år.<sup>51</sup>

<sup>47</sup> Nettoexporten är differensen mellan exporten och importen. Investeringar exklusive bostadsinvesteringar avser privata investeringar exklusive bostadsinvesteringar, således även exkluderat offentliga investeringar som ingår i måttet på totala investeringar (här endast kallat investeringar).

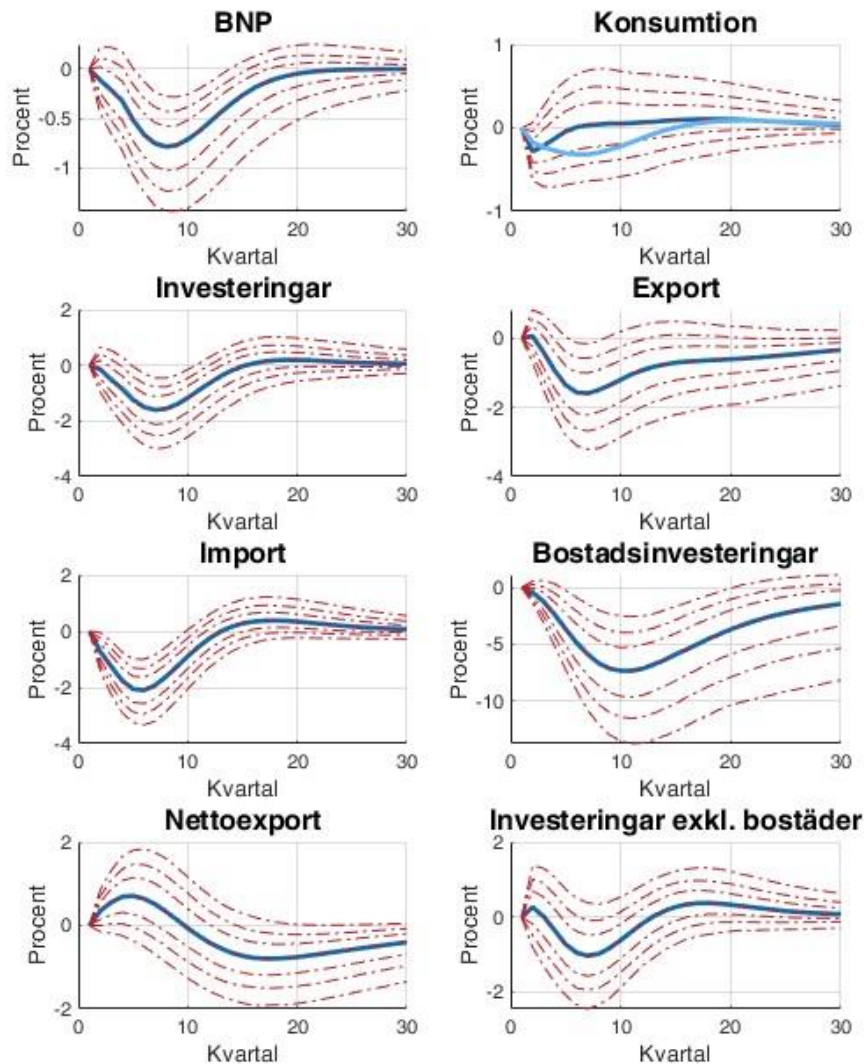
<sup>48</sup> Vi noterar att responsen för styrräntan skiljer sig åt något i de olika skattningarna. Men dessa skillnader är så små att de inte påverkar analysen på något viktigt sätt.

<sup>49</sup> Bostadsinvesteringarnas andel av BNP har varit cirka 4 procent i genomsnitt under vår sampelperiod och bidraget till BNP-effekten baserat på maxeffekterna blir då  $7,3 \cdot 4\% / 0,8$ .

<sup>50</sup> J-kurvan används vanligtvis för att beskriva handelsbalansen förändras efter en depreciering av valutan då bytesbalansen först faller för att sedan öka. Här apprecierar istället den reala växelkursen när räntan höjs, vilket innebär att J-kurvan hamnar upp och ned. Effekten är inte unik för Sverige, se Camacho och Lindström (2021), men i takt med att värdekedjor blivit mer globaliserade har sambandet blivit svagare på senare år, se Frohm (2018).

<sup>51</sup> Korrelationerna mellan tillväxttakterna för BNP och olika delar av BNP är typiskt sett starkast ungefär kontemporärt.

Diagram 5. Effekter av en höjning av styrräntan på BNP-komponenter



Anm. I diagrammet visas effekter av en penningpolitisk störning från SVAR-modeller där den initiala effekten på styrräntan har normaliserats till en procentenhet. Modellen skattas för perioden 1995kv1-2022kv4 för alla variabler. De röda linjerna är percentilerna 5, 15, 25, 75, 85 och 95 i sannolikhetsfördelningen för responsen och den blå linjen visar medianresponsen (percentil 50). Modellen med konsumtion har även skattats för perioden 1995kv1-2019kv4, se ljusblå linje.

I Diagram 2 i kapitel 3 såg vi att effekterna av en ränteförändring på BNP har blivit större över tid. I Diagram 6 visar vi hur maxeffekterna för BNP-komponenterna har förändrats över tid. Vi ser att detta främst hänger ihop med en större effekt på bostadsinvesteringarna. Effekten på bostadsinvesteringarna har i grova drag fördubblats från ungefär -5 procent i de tidiga samplen till runt -10 procent i de sampel som lägger störst vikt på senare data. Även effekterna på konsumtionen ser ut att ha blivit något

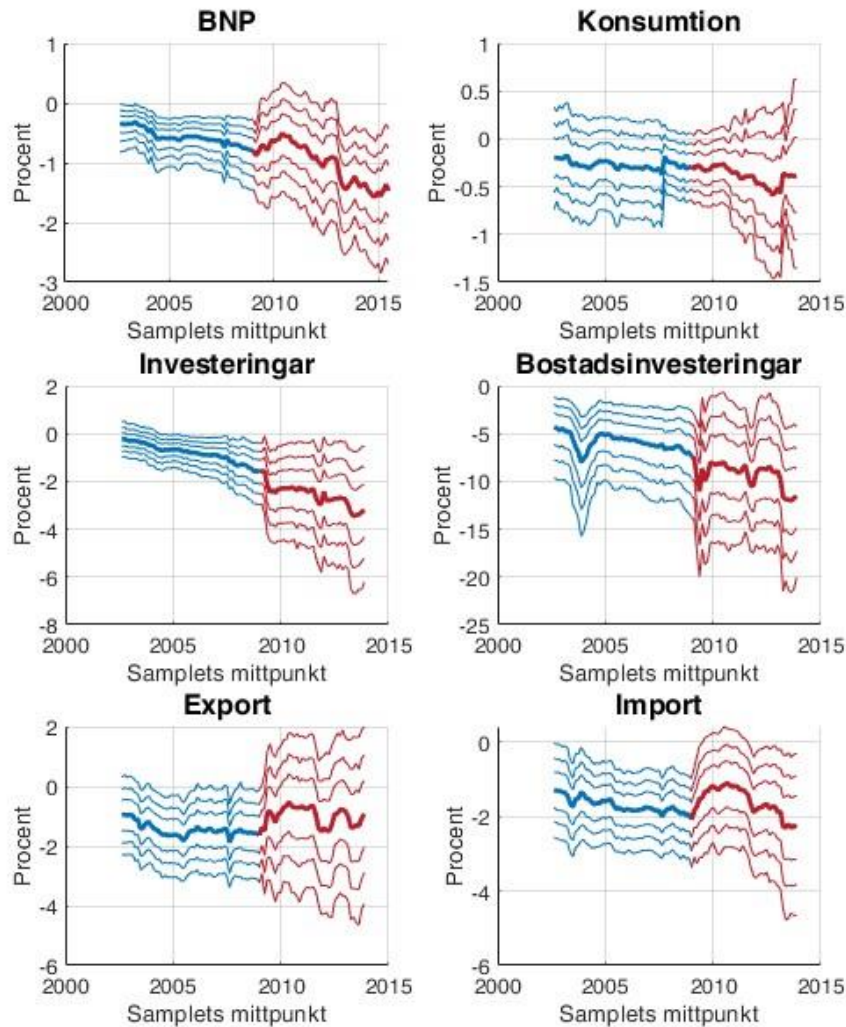
större över tid. Vi noterar dock att varken förändringarna av effekterna för bostadsinvesteringarna eller konsumtionen är statistiskt signifikanta. Effekten av en ränteförändring på investeringarna exklusive bostäder har minskat över tid, och enligt våra skattningar är effekterna i stort sett obefintliga för senare samplar (visas inte här).

Att effekterna av penningpolitiken på konsumtionen och bostadsinvesteringarna, och därmed BNP, har blivit större över tid är i linje med prediktionerna från allmänjämviktsmodeller med bostäder och skuldsatta hushåll. En högre skuldsättning innebär exempelvis att hushållens räntekostnader, och därmed deras konsumtion, blir mer känsliga för en given förändring i låneräntan.<sup>52</sup>

---

<sup>52</sup> Se Chen m.fl. (2023), Di Casola och Iversen (2019) och Finocchiaro m.fl. (2016) för jämförelser av penningpolitikens effekter med olika skuldnivåer i allmänjämviktsmodeller med bostäder och skuldsatta hushåll. I dessa artiklar beräknas effekter av styrränteförändringar med olika antaganden om hushållens skuldnivå i steady state. Olika skuldnivåer kan exempelvis kalibreras genom att anta olika belåningsgrader (loan-to-value, LTV) för hushållens bolån. I samtliga tre artiklar visas att penningpolitikens effekter på konsumtionen blir större med en högre skuldsättning och Chen m.fl. (2023) visar även att effekterna på bostadsinvesteringarna blir större.

**Diagram 6. Maximala effekter av en höjning av styrräntan på BNP-komponenter skattade för olika sampel**



Anm. BVAR-modeller med de olika variablerna i diagrammet skattas för olika sampel och i figuren visas hur den maximala effekten på olika variabler har ändrats över tid. Percentilerna 5, 15, 25, 50 (medianen, fet), 75, 85 och 95 i fördelningen för maxeffekten visas. Den initiala effekten på styrräntan är normaliserad till en procentenhet i alla skattningar. Samtliga variabler är i nivå. Modellen skattas först med startperiod 1995kv1 och slutperiod som varierar från 2010kv1 till 2022kv4 (expanderande sampel), se blåa linjer. Modellen skattas sedan med framflyttad startperiod, 1995kv1 till 2008kv1 och slutperiod 2022kv4 (krympande sampel), se röda linjer. X-axeln visar sampelperiodens mittpunkt.

Hur penningpolitiken påverkar de olika delarna av BNP - de relativa kvantitativa bidragen från de olika komponenterna till BNP - är en fråga som förefaller ha fått ganska begränsad uppmärksamhet i forskningslitteraturen.<sup>53</sup> Vi jämför de skattade effekterna

<sup>53</sup> Angeloni m.fl. (2003) skattar effekter av penningpolitik för USA (1960-2001) och euroområdet (1970-2000) med bland annat VAR-modeller och visar att den privata sektorns efterfrågan i USA påverkas relativt

med de i tre allmän jämviktsmodeller skattade på svenska data som Riksbanken använt de senaste 20 åren eftersom responser för de olika komponenterna i BNP till en penningpolitisk störning är tillgängliga för dessa modeller. De tre modellerna är Ramses 1, Ramses 2 och MAJA. Effekten av en penningpolitisk störning på BNP är ganska likartad i dessa modeller och något mindre än i vår BVAR-modell. I alla tre modellerna är effekten på konsumtionen ungefär lika stor som effekten på BNP medan konsumtionseffekten i BVAR-modellen istället är ungefär hälften så stor som BNP-effekten. Effekten på investeringarna i förhållande till effekten på konsumtionen (eller BNP) skiljer sig dock åt ganska mycket i de tre modellerna. Sammantaget är effekterna på konsumtionen, investeringarna och BNP i MAJA mest i linje med de i BVAR-modellen. En viktig förklaring är troligtvis att MAJA är skattad på ungefär samma sampelperiod som VAR-modellen. Men de stora skillnaderna i responser för investeringarna i de tre modellerna kan inte endast förklaras med olika sampelperioder – att effekterna på investeringarna är betydligt större i Ramses 2 än i de andra modellerna beror till stor del på att den innehåller finansiella friktioner.

Våra skattningar innebär att penningpolitikens effekter via bostadsinvesteringarna är en viktig kanal för effekterna på BNP. Att en räntehöjning har relativt stora effekter på bostadsinvesteringarna är i linje med skattningar för euroområdet, USA och Kanada.<sup>54</sup> Men våra skattade effekter är betydligt större än de i en allmän jämviktsmodell med en bostadssektor skattad på svenska data.<sup>55</sup>

Våra skattade effekter på konsumtionen är betydligt mindre än i två relativt färskastudier på svenska data. Vi har undersökt skillnaderna och har då funnit att konsumtionseffekterna är känsliga för relativt små skillnader i valet av sampelperiod.<sup>56</sup> Om vi utelämnar data för 1995 och/eller data från 2020 och framåt blir de skattade effek-

---

mycket av konsumtionen medan den påverkas mer av investeringarna i euroområdet. De benämner denna skillnad som "sammansättningsgåtan" (output composition puzzle). Lindé (2003b) visar att i en allmän jämviktsmodell kan dessa skillnader förklaras av parametrar som styr justeringskostnader för investeringar och kapacitetsutnyttjande och hushållens vanor i konsumtionen. Exempelvis är effekten på konsumtionen i euroområdet relativt mindre i relation till investeringarna då konsumtionens vanepersistens (habit persistence) är större där än i USA.

<sup>54</sup> Battistini, Chiaie och Gareis (2023) skattar en BVAR-modell med bostadsinvesteringar för euroområdet respektive USA för perioden 1995-2022. En penningpolitisk störning som höjer styrräntan med en procentenhet innebär att bostadsinvesteringarna faller med som mest ungefär 5 respektive 8 procent och den maximala effekten inträffar efter 3-4 år. Luciani (2015) skattar en dynamisk faktormodell med 109 variabler för USA för perioden 1982-2010 och visar att en penningpolitisk räntehöjning med en procentenhet innebär att bostadsinvesteringarna faller med 8-9 procent efter 4-5 år. Chernis och Luu (2018) använder narrativt identifierade penningpolitiska störningar och direkta regressionsmodeller (local projections) för att skatta effekter av penningpolitiken på bland annat bostadsinvesteringarna i Kanada under perioden 1974-2015. En penningpolitisk räntehöjning med en procentenhet innebär att bostadsinvesteringarna faller med cirka 5 procent och den maximala effekten kommer inom ett år.

<sup>55</sup> Walentin (2014) skattar en allmän jämviktsmodell med en bostadssektor där hushållen skuldsätter sig för att köpa bostad. De skattade effekterna av en penningpolitisk störning på BNP och inflation är ungefär i linje med de vi redovisar, men effekten på bostadsinvesteringarna är betydligt mindre. En höjning av styrräntan med en procentenhet innebär att bostadsinvesteringarna faller med ungefär 1,5 procent.

<sup>56</sup> När vi inkluderar dummy-variabler på samma sätt som för baselinemodellen påverkas resultaten inte på något anmärkningsvärt sätt än det som presenteras i skattningen av konsumtionen i Diagram 5. Om vi inkluderar två dummy-variabler (2020kv1 och 2020kv2) blir resultatet för konsumtionen lik det för när modellen skattas fram till 2019kv4 (se ljusblå linje i diagram 5). Om vi inkluderar en dummyvariabel för hela perioden från 2020kv1 och framåt får vi ingen synbar påverkan jämfört med körningen utan dummy-variabler.



terna på konsumtionen större och mer i linje med de i Stockhammar m.fl. (2022). I Diagram 6 ser vi exempelvis att konsumtionsresponserna skattade på data till 2022kv4 respektive 2019kv4 skiljer sig åt tydligt.<sup>57</sup> Men framförallt blir bilden av att konsumtionseffekterna blivit större över tid tydligare om vi låter de krympande samplen sluta i 2019 istället för 2022, se Diagram 6.

### 4.3 Arbetsmarknad

Vi utgår från baselinemodellen som beskrivs i avsnitt 2.1. Vi adderar sedan följande variabler till modellen, en i taget: arbetade timmar, sysselsättning, medelarbetstid, arbetskraft och arbetsproduktivitet. Samtliga variabler är i nivå och logaritmerade och vi antar att en penningpolitisk störning inte kan påverka dem i samma kvartal som räntan höjs.

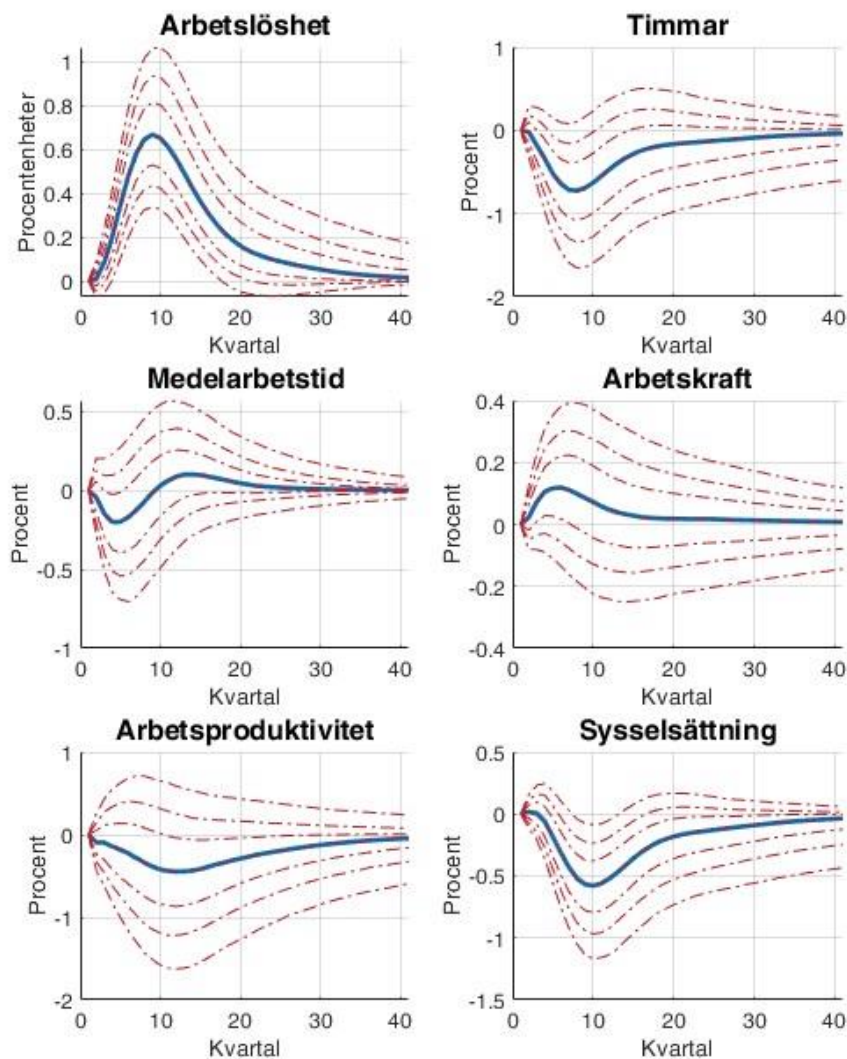
I Diagram 7 visas effekterna av penningpolitiken på de olika arbetsmarknadsvariablerna när modellen skattas för perioden 1995kv1-2022kv4. I samtliga fall antas styrräntan höjas med en procentenhet initialt.<sup>58</sup> Vi ser där att effekterna på sysselsättningen (maxeffekt -0,7 procent) och timmarna (-0,6) är ungefär lika stora så att effekten på kvoten mellan dessa båda variabler, medelarbetstiden (-0,2), blir begränsad och framförallt inte signifikant skild från noll. Detta innebär att penningpolitiken främst påverkar arbetsinsatsen via den så kallade extensiva marginalen. Vi ser vidare att den maximala effekten på timmarna kommer efter 8 kvartal och på sysselsättningen efter 10 kvartal. Företagen möter alltså en lägre efterfrågan genom att först minska antalet timmar per anställd och något senare genom att minska personalstyrkan. Maxeffekten på timmarna är vidare ungefär lika stor som effekten på BNP och effekten på kvoten mellan dessa variabler, arbetsproduktiviteten, bör därför vara begränsad. När vi skattar effekten på denna variabel direkt är effekten förvånansvärt stor (maxeffekten är -0,4) men vi noterar samtidigt att den inte är signifikant skild från noll. Effekten på arbetskraften är liten och inte signifikant skild från noll. Vi noterar också att effekterna på arbetslösheten, sysselsättningen och arbetade timmar är betydligt mer persistenta än effekterna på BNP.<sup>59</sup>

<sup>57</sup> Stockhammar m.fl. (2022) skattar effekter av en penningpolitisk räntehöjning med strukturella BVAR-modeller skattade på olika delperioder under perioden 1996kv1-2019kv4. Skattningen av konsumtionseffekten för hela samplet är -0,6 procent. Di Casola (2023) skattar effekterna av en störning till skuggräntan (identifierad med noll- och teckenrestriktioner) med strukturella BVAR-modeller för 19 länder under perioden 1995kv1-2022kv1. Hon finner att en störning som höjer skuggräntan med en procentenhet leder till att konsumtionen minskar med nära 2 procent men får också betydligt större effekter på hushållens skulder än vi, vilket kan vara en förklaring till de stora skillnaderna.

<sup>58</sup> Vi noterar att responsen för styrräntan skiljer sig åt något i de olika skattningarna. Men dessa skillnader är så små att de inte påverkar analysen på något viktigt sätt.

<sup>59</sup> Effekterna på BNP har i stort sett klingat av efter 5 år (20 kvartal) medan minst ¼ av maxeffekten då är kvar för dessa tre arbetsmarknadsvariabler.

Diagram 7. Effekter av en höjning av styrräntan på arbetsmarknadsvariabler



Anm. I diagrammet visas effekter av en penningpolitisk störning från SVAR-modeller där den initiala effekten på styrräntan har normaliserats till en procentenhet. Modellen skattas för perioden 1995kv1-2022kv4 för alla variabler. De röda linjerna är percentilerna 5, 15, 25, 75, 85 och 95 i sannolikhetsfördelningen för responsen och den blåa linjen visar medianresponsen (percentil 50).

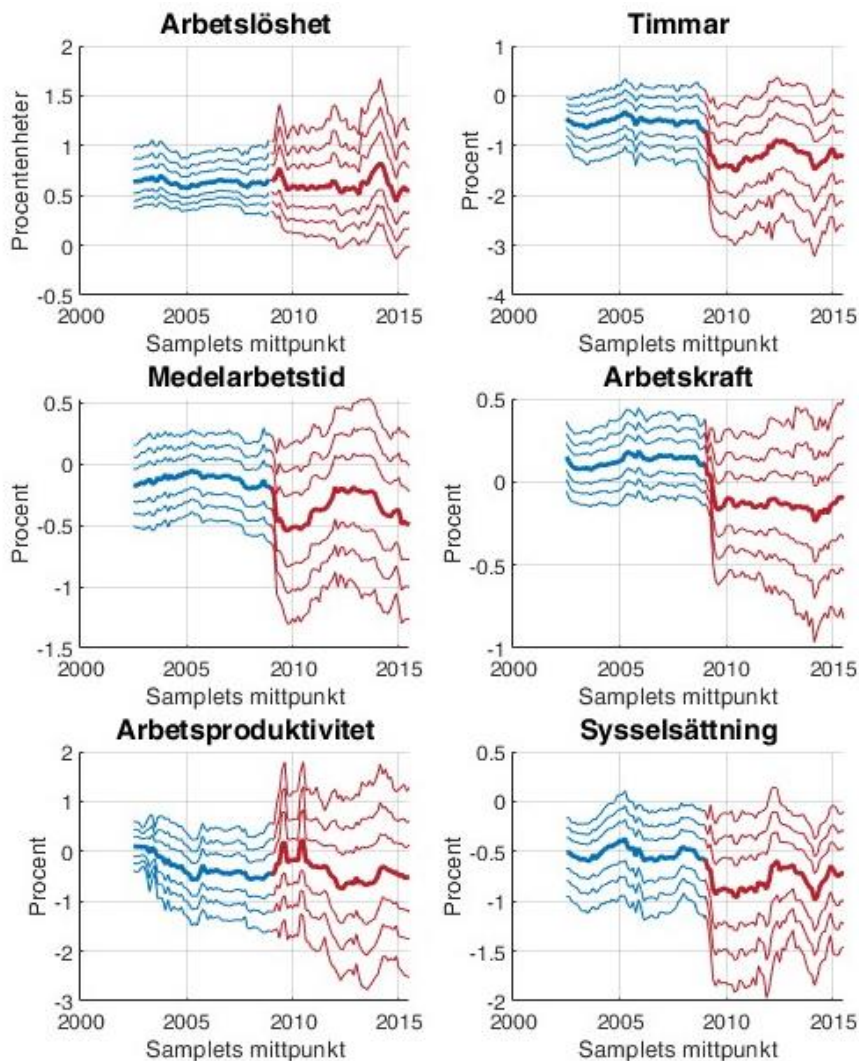
I Diagram 8 visar vi hur maxeffekterna på arbetsmarknadsvariablerna har förändrats över tid. I Diagram 2 såg vi att effekterna av en ränteförändring på BNP har blivit större över tid och i avsnitt 4.2 kopplade vi detta till större effekter på bostadsinvesteringarna och konsumtionen. Vi ser att även effekterna på timmarna och sysselsättningen ser ut att ha blivit större över tid, vilket är i linje med vad vi observerar för

BNP. Men dessa förändringar kan knappast sägas vara statistiskt signifikanta.<sup>60</sup> För medelarbetstiden och arbetsproduktiviteten ser vi inga tydliga förändringar i maxeffekterna över tid. Effekten på arbetskraften byter tecken från positiv till negativ när vi lägger större vikt på nyare data. Å ena sidan är effekten inte statistiskt skild från noll, men å andra sidan är sannolikheten hög att effekten har förändrats över tid.

---

<sup>60</sup> Att den röda linjen faller brant inledningsvis för många av arbetsmarknadsvariablerna i Diagram 8 kan också tolkas som att skattningarna är känsliga för huruvida man inkluderar data för början av sampelperioden, främst data för 1995.

**Diagram 8. Maximala effekter av en höjning av styrräntan på arbetsmarknadsvariabler skattade för olika sampel**



Anm. BVAR-modeller med de olika variablerna i diagrammet skattas för olika sampel och i figuren visas hur den maximala effekten på olika variabler har ändrats över tid. Percentilerna 5, 15, 25, 50 (medianen, fet), 75, 85 och 95 i fördelningen för maxeffekten visas. Den initiala effekten på styrräntan är normaliserad till en procentenhet i alla skattningar. Samtliga variabler är i nivå. Modellen skattas först med startperiod 1995kv1 och slutperiod 2010kv1 till 2022kv4 (expanderande sampel), se blåa linjer. Modellen skattas sedan med framflyttad startperiod, 1995kv1 till 2008kv1 och slutperiod 2022kv4 (krympande sampel), se röda linjer. X-axeln visar sampelperiodens mittpunkt.

Våra skattade effekter av penningpolitiken på arbetsmarknadsvariablerna kan sammanfattas med att penningpolitiken påverkar antalet arbetade timmar via sysselsättningen (den extensiva marginalen), och att effekten på arbetskraften är relativt liten och statistiskt insignifikant. Effekten på arbetsproduktiviteten är negativ men den är inte statistiskt signifikant skild från noll. Dessa observationer är i huvudsak i linje med effekterna i de allmänna jämviktsmodeller som Riksbanken har använt. MAJA, exempelvis, bortser från effekter av penningpolitiken på medelarbetstiden (den intensiva marginalen) och effekterna på arbetsproduktiviteten är begränsade.

I studier på amerikanska data har man funnit att en styrränthöjning ger en signifikant negativ effekt på arbetskraften.<sup>61</sup> För Sverige noterar vi att effekten kan ha bytt tecken från positiv (kontracyklisk) till negativ (pro-cyklisk) men framförallt att den inte är statistiskt signifikant skild från noll. Vi finner alltså, i motsats till evidensen för USA, inget stöd för att penningpolitiken har viktiga effekter på arbetskraften.

## 4.4 Priser

I det här kapitlet studerar vi hur penningpolitiken påverkar inflationen och dess olika komponenter. Ovan har vi dokumenterat att en räntehöjning innebär att KPIF-inflationen faller, att denna effekt är statistiskt signifikant och att den dessutom har varit förhållandevis stabil över tid.

I Diagram 9 visar vi effekterna av en penningpolitisk störning som höjer styrräntan med en procentenhet initialt för olika inflationsmått och delar av KPI (där samtliga variabler är i årlig procentuell förändring). Vi adderar de olika variablerna en i taget till baselinemodellen och skattar effekterna för respektive variabel.

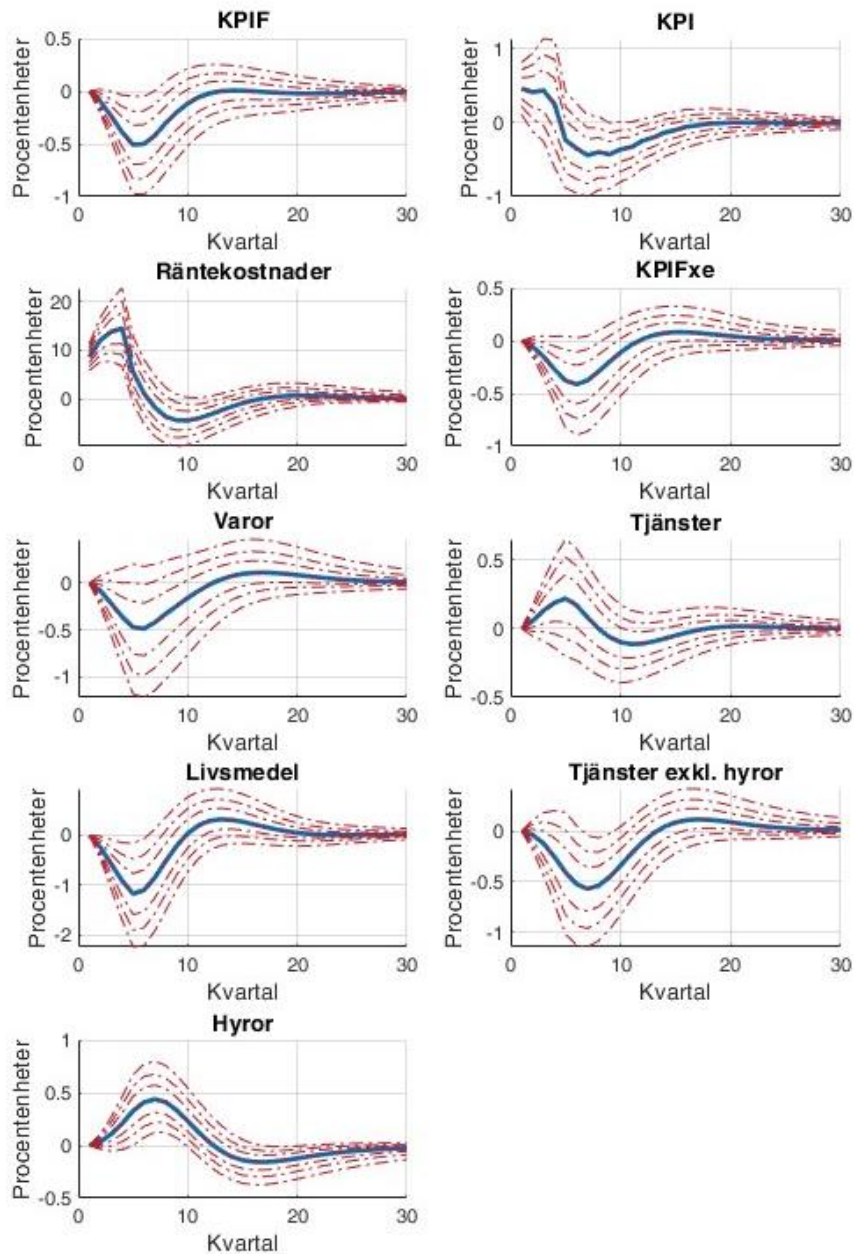
År 2017 bytte Riksbanken målvariabel från KPI till KPIF. Ett skäl var att förändringar i styrräntan, via effekter på hushållens boräntor, påverkar KPI åt "fel håll". I KPIF håller man istället hushållens räntesatser för bolån konstant. Vi ser i diagrammet att en höjning av styrräntan innebär att boendekostnaderna för egnahem i KPI stiger initialt, vilket i sin tur gör att KPI-inflationen stiger. Eftersom styrränteförändringar har ett snabbt genomslag på boräntorna låter vi styrräntan påverka KPI-inflationen i samma kvartal.<sup>62</sup> Men den positiva effekten på KPI-inflationen klingar av och responsen på 2 års sikt är i linje med den för KPIF-inflationen. Även effekten på KPIF<sub>xe</sub>-inflationen är lik den för KPIF-inflationen, och effekten på energikomponenten i KPI är inte signifikant skild från noll i våra skattningar (visas inte här).<sup>63</sup>

<sup>61</sup> Christiano m.fl. (2021) skattar en VAR-modell med 14 variabler på data för USA för perioden 1951-2008 och finner att en penningpolitisk störning som höjer räntan innebär att arbetskraften påverkas negativt och effekten är statistiskt signifikant skild från noll. Graves m.fl. (2023) identifierar penningpolitiska störningar med högfrekvensdata för USA och skattar effekterna av penningpolitiken med en VAR-modell med sex variabler. En penningpolitisk störning som höjer den 2-åriga statsobligationsräntan leder till att arbetskraftsdeltagandet faller.

<sup>62</sup> Om vi istället antar att KPI-inflationen inte påverkas i samma kvartal av räntehöjningen blir responsen väldigt lik den för KPIF-inflationen. Men detta antagande är inte realistiskt eftersom boläneräntor påverkas snabbt när styrräntan ändras.

<sup>63</sup> Vi finner att effekten på förändringen i energikomponenten i KPI är nära noll och statistiskt insignifikant med två olika identifikationsantaganden, det vill säga med respektive utan kontemporär nollrestriktion för effekten (dessa skattningar visas inte här).

**Diagram 9. Effekter av en höjning av styrräntan på olika inflationsmått och komponenter av KPI**



Anm. I diagrammet visas effekter av en penningpolitisk störning från SVAR-modeller där den initiala effekten på styrräntan har normaliserats till en procentenhet. Modellen skattas för perioden 1995kv1-2022kv4 för alla variabler. De röda linjerna är percentilerna 5, 15, 25, 75, 85 och 95 i sannolikhetsfördelningen för responsen och den blå linjen visar medianresponsen (percentil 50).

Vi studerar sedan effekterna på olika delar av KPI. Vi ser att prisförändringarna för varor och livsmedel faller när räntan höjs medan tjänsteprisinflationen stiger initialt. För tjänsterna i KPI har vi dock noterat att de skattade effekterna inte är robusta när vi

använder olika uppsättningar av inflationsvariabler i modellen samtidigt. Men effekterna blir mer robusta och lättare att förstå när vi exkluderar hyrorna från tjänsterna och skattar effekterna på tjänster exklusive hyror respektive hyror separat. Vi ser att en högre ränta innebär att hyrorna stiger och att prisförändringen för tjänsterna exklusive hyror faller.<sup>64</sup> Att hyrorna stiger beror på att bostadsbolagens räntekostnader stiger och att dessa kostnader i någon utsträckning förs över på hyresgästerna (en typ av kostnadskanal). Att bolåneräntorna stiger innebär också att kostnaden för att äga en bostad ökar, vilket innebär att den relativa efterfrågan på hyresrätter ökar, och därmed även hyrorna.

Sammantaget ser vi att de maximala effekterna av en räntehöjning på KPIF-inflationen och KPIFxe-inflationen och på prisförändringarna för varor respektive tjänster exklusive hyror är ganska likartade.<sup>65</sup> Vi ser att de maximala effekterna för varor och livsmedel inträffar tidigare (efter ungefär ett år) än för tjänsterna exklusive hyror (ungefär 2 år), vilket bland annat kan bero på att påverkan via växelkurskanalen är större för de förra två grupperna.<sup>66</sup>

Penningpolitikens effekter på hyror verkar vara en fråga som fått begränsad uppmärksamhet i forskningslitteraturen. Laséen och Nilsson (2024) finner en positiv men insignifikant effekt av en penningpolitisk räntehöjning på hyrorna efter ett år. Våra resultat är i linje med en studie på amerikanska data som visar att hyresinflationen stiger när penningpolitiken stramas åt. För amerikanska data kan detta förklara en stor andel av den så kallade prispuzzeln (price puzzle), det vill säga observationen att inflationen påverkas åt "fel håll".<sup>67</sup>

## 4.5 Huspriser och skulder

De snabba ökningarna i huspriser och skulder i många länder, däribland Sverige, de senaste decennierna och den globala finansiella krisen 2007-09 aktualiserade frågan om hur penningpolitiken ska förhålla sig till uppbyggnaden av finansiella obalanser. I Sverige var diskussionen som mest intensiv under åren efter finanskrisen då Riksbanken höjde styrräntan. Att penningpolitiken utöver resursutnyttjandet och inflationen även lägger vikt vid sådana obalanser, exempelvis snabbt växande hushållsskulder, har kommit att kallas att "luta sig mot vinden" (leaning against the wind). En sådan politik skulle kunna minska risken för en finansiell kris och på så sätt leda till en bättre måluppfyllelse för inflationen och resursutnyttjandet på längre sikt. En grundläggande förutsättning för att en sådan politik ska vara meningsfull är att penningpolitiken har

<sup>64</sup> Vi har fått liknande resultat när vi utöver hyrorna även exkluderar utrikes resor från tjänsterna. Effekten för tjänster exklusive hyror och utrikes resor visas därför inte här.

<sup>65</sup> Att varupriserna påverkas mer än tjänstepriserna av en penningpolitisk ränteförändring är också en av huvudsatsarna i Laséen och Nilsson (2024) men i vårt fall beror det alltså främst på effekten på hyrorna.

<sup>66</sup> För varor och livsmedel får vi en stor negativ effekt initialt på kvartalsförändringen om vi tillåter för detta men därefter är responsen lik den som visas i Diagram 9.

<sup>67</sup> Dias och Duarte (2019) skattar effekterna av penningpolitiken på huspriser och hyror med en proxy-SVAR-modell och data för ett litet antal makroekonomiska variabler för USA under perioden 1983-2017.

den avsedda effekten på skulderna.<sup>68</sup> Och eftersom det finns ett nära samband mellan husprisernas och skuldernas utveckling är det rimligt att tro att penningpolitikens effekter på dessa båda variabler i någon utsträckning hänger ihop.<sup>69</sup>

Här skattar vi en modell som utöver variablerna i baselinemodellen även innehåller huspriser och hushållens skulder. Båda variablerna deflateras med KPIF och logaritmeras. Modellen liknar därmed den som användes av Laséen och Strid (2013) för att studera effekterna av penningpolitiken på hushållens skulder. Vi skattar även en variant av modellen där skuldkvoten, det vill säga skulderna som andel av BNP, ingår istället för de reala skulderna.<sup>70</sup> Vi skattar modellerna på olika sampelperioder för att kunna studera hur penningpolitikens effekter på de båda variablerna har ändrats över tid.

I Diagram 10 visas effekterna på reala huspriser och hushållens reala skulder när styrrentan höjs med en procentenhet. När modellen skattas för perioden 1995kv1-2022kv4 är de maximala effekterna för båda variablerna -1,7 procent och de kommer efter ungefär två år för huspriserna och något senare för skulderna. Den maximala effekten på skulderna som andel av BNP är -1,8 procent och inträffar först efter ungefär fyra år. Vi noterar också att effekten på skulderna är väldigt persistent. Detta beror på att skuldstocken påverkas gradvis över en längre period eftersom nyutlåningen utgör en begränsad andel av de totala skulderna.<sup>71</sup>

Vi skattar sedan modellen på olika sampelperioder för att studera hur effekterna har förändrats över tid. Vi ser att de skattade maximala effekterna på huspriserna och de reala skulderna blir större när data för den senare delen av inflationsmålsperioden får en större vikt. Om modellen exempelvis skattas på data efter millennieskiftet, det vill säga åren 2000-2022, blir de maximala effekterna ungefär -2,5 procent för de båda variablerna (mittpunkten för sampelperioden som visas på x-axeln är då 2011). Riksbanken har tidigare redovisat effekter på hushållens reala skulder i storleksordningen -1 procent baserat på skattningar med en liknande modell på data fram till 2013. Vår skattning av effekten för perioden 1995-2013 är -0,8 (mittpunkten för detta sampel är 2004) och är alltså väl i linje med den tidigare skattningen även om modellspecifikationen skiljer sig åt något. Även effekterna på huspriserna och skuldkvoten är i linje med den tidigare studien.<sup>72</sup> De maximala effekterna på skuldkvoten förefaller ha varit

<sup>68</sup> Den penningpolitiska avvägningen med hänsyn till hushållens skulder diskuteras i Sveriges riksbank (2013) och penningpolitikens effekter på hushållens skulder diskuteras i Sveriges riksbank (2014). I denna tanke-ram påverkar penningpolitiken skulderna, och dessa påverkar i sin tur sannolikheten för en kris och de ekonomiska konsekvenserna av en kris.

<sup>69</sup> En enkel konceptuell modell som beskriver sambandet mellan huspriserna och hushållens bolåneskulder presenteras av Svensson (2013).

<sup>70</sup> Vi väljer att skatta effekten på skuldkvoten direkt istället för att härleda den från effekterna på BNP och reala skulder eftersom dessa båda variabler deflateras med BNP-deflatoren respektive KPIF.

<sup>71</sup> Se Svensson (2013) för en enkel modell där omsättningshastigheten på bostadsmarknaden är avgörande för hur snabbt penningpolitiken påverkar bolånestocken. Denna modell kan ge en delförklaring till de persistenta effekterna av penningpolitiken på skuldsättningen.

<sup>72</sup> Effekter på huspriser och skulder skattades med en BVAR-modell av Laséen och Strid (2013) (och effekten på skulderna redovisades även i Sveriges riksbank (2014)). Maxeffekten på de reala huspriserna i denna studie är -1,1 procent vilket är helt i linje med vår uppdaterade skattning på sampelperioden 1995-2013. Maxeffekten på skuldkvoten är -0,5 procent för denna sampelperiod vilket är något lägre än i Laséen och Strid (2013). Den främsta skillnaden mellan de båda modellerna är att vi inkluderar den reala växelkursen i



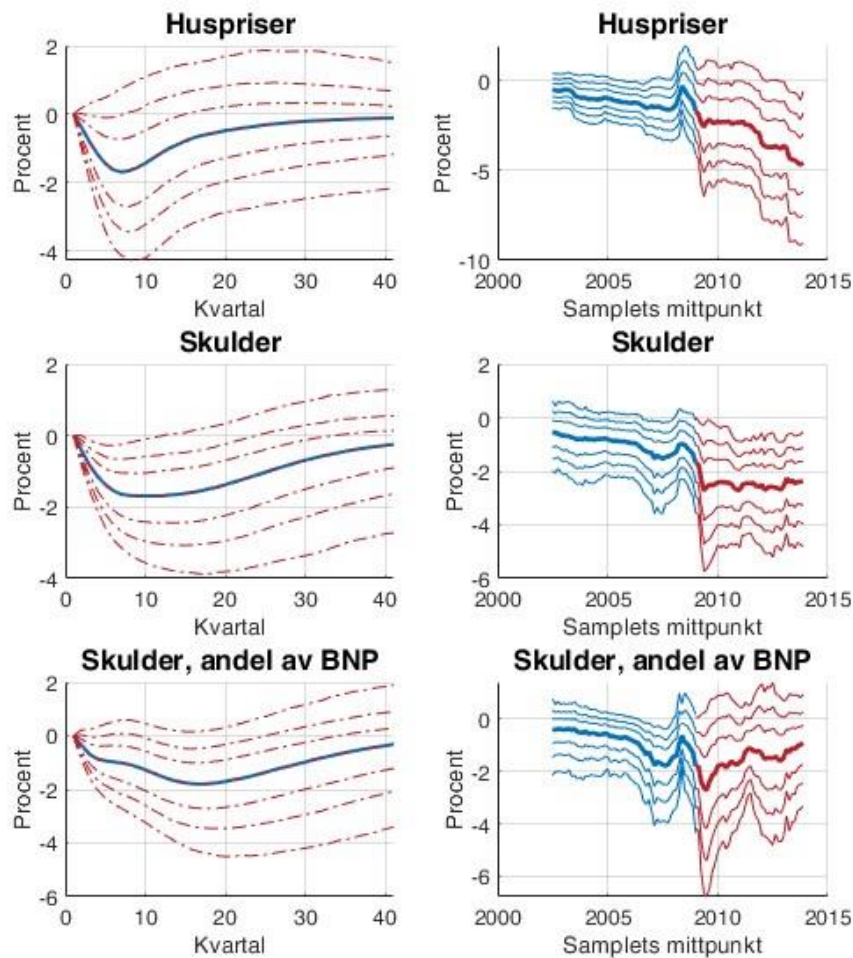
mer stabila över tid med maxeffekter mellan ungefär -1 och -2 procent för sampel baserade på nyare data. Att effekten på skuldkvoten har varit förhållandevis stabil över tid är i linje med att effekterna på både reala skulder och BNP har ökat över tid.

I Diagram 10 visas även sannolikhetsintervall för effekterna av storlek 50, 70 respektive 90 procent. Sannolikheten att en höjning av styrräntan leder till lägre reala skulder är ungefär lika stor som när motsvarande analys gjordes för 10 år sedan, runt 95 procent. Sannolikheten att en höjning av styrräntan leder till en lägre skuldkvot har legat runt 85 procent när modellen skattas med nyare data (se röda linjer), men för skattningen 1995-2022 är även denna sannolikhet ungefär 95 procent. Sammantaget är sannolikheten för att en räntehöjning leder till lägre real skuldsättning och en lägre skuldkvot alltså hög.

---

vår modell. Skillnader i skattningarna skulle i övrigt även kunna bero på att vi använder data från olika tidpunkter (olika vintage).

Diagram 10. Effekter av en höjning av styrräntan på huspriser och skulder



Anm. I diagrammen i vänster kolumn visas effekter av en penningpolitisk störning från SVAR-modeller där den initiala effekten på styrräntan har normaliserats till en procentenhet. Modellen är skattad på svenska data för perioden 1995kv1-2022kv4. De röda linjerna är percentilerna 5, 15, 25, 75, 85 och 95 i sannolikhetsfördelningen för responsen och den blåa linjen visar medianresponsen (percentil 50). I höger kolumn skattas modellen, med samma variabler som till vänster, för olika sampel och figurerna visar hur de maximala effekterna förändras över tid. Modellen skattas först med startperiod 1995kv1 och slutperiod som varierar från 2010kv1 till 2022kv4 (expanderande sampel), se blåa linjer. Modellen skattas sedan med framflyttad startperiod, 1995kv1 till 2008kv1 och slutperiod 2022kv4 (krympande sampel), se röda linjer. X-axeln visar sampelperiodens mittpunkt.

Våra skattade effekter av penningpolitiken på de reala huspriserna är mindre än de som redovisades i *Riksbankens utredning om risker på bostadsmarknaden* (RUTH) 2011. Där redovisades effekter på de reala huspriserna med en allmän jämviktsmodell och en BVAR-modell på -2 till -5 procent när styrräntan höjs med en procentenhet. Utöver att sampelperioden skiljer sig från våra skattningar så skiljer sig antagandena i

BVAR-modellerna åt på flera punkter.<sup>73</sup> Dessa effekter är dock mer i linje med de vi får när vi skattar modellen med större vikt på nyare data. Vårt intryck är att osäkerheten kring effekterna av penningpolitiken på huspriserna i internationella studier är stor.<sup>74</sup>

Vad gäller penningpolitikens effekter på de reala skulderna och skuldkvoten så har Svensson (2013, 2017) argumenterat för att effekterna troligtvis är små, och att en räntehöjning till och med skulle kunna ha positiva effekter på de båda variablerna. Argumentationen baseras dock i stor utsträckning på en modell som inte kan fånga den kortsiktiga dynamiken i skulderna, exempelvis att lån med bostaden som säkerhet används för andra ändamål än bostadsfinansiering (housing equity withdrawals).<sup>75</sup> Våra resultat visar alltså istället att de reala skulderna med stor sannolikhet minskar när styrräntan höjs. Därtill har effekten på de reala skulderna troligtvis blivit större över tid. Våra skattade effekter på de reala skulderna är vidare väl i linje med resultaten i ett antal internationella studier.<sup>76</sup>

## 5 Avslutande diskussion

I detta staff memo har vi skattat effekter av penningpolitiken i Sverige under perioden 1995-2022 med strukturella VAR-modeller och rekursivitetsantaganden. Våra skattade effekter av en oväntad förändring i styrräntan på BNP är större än i tidigare jämförbara forskningsstudier vilket troligtvis beror på att dessa effekter har blivit större över tid. De skattade effekterna på inflationen är i stort sett i linje med, eller är möjligtvis något större än, i tidigare studier. Även förhållandet mellan effekterna på de båda variablerna (sacrifice ratio) är ungefär i linje med tidigare studier. Våra beräkningar är relativt okänsliga för en rad alternativa antaganden rörande specifikationen av SVAR-modellen.

Våra skattningar av hur penningpolitikens effekter har förändrats över tid passar bra in i en berättelse om ökad skuldsättning i Sverige och en mer räntekänslig ekonomi. Jämfört med tidigare studier, som främst fokuserat på den ökade räntekänsligheten för hushållens konsumtion, visar vi hur effekterna på ett större antal variabler har ändrats över tid.<sup>77</sup> Vi visar exempelvis att effekterna på bostadsinvesteringar, och därmed även BNP, samt huspriser och hushållens skulder troligtvis har ökat över tid. Dessa förändringar är i huvudsak i linje med förutsägelserna i strukturella ekonomiska modeller om hur effekterna av penningpolitiken förändras när skuldnivån i ekonomin ökar. En viktig skillnad jämfört med prediktionerna i dessa modeller är dock att vi inte finner stöd för att även effekterna på inflationen har blivit större över tid.<sup>78</sup> Det skulle kunna tyda på att företagens prissättning har blivit mindre känslig för förändringar i

<sup>73</sup> Se Claussen m.fl. (2011). Deras BVAR-modell skiljer sig från vår i flera avseenden, bland annat vilka variabler som ingår, variabeltransformationer och lag-längd.

<sup>74</sup> Se till exempel sammanställningarna av effekter i Claussen m.fl. (2011) eller Robstad (2018).

<sup>75</sup> Se Svensson (2013) och diskussionen i Laséen och Strid (2013).

<sup>76</sup> Se till exempel Robstad (2018) som sammanställt effekterna på reala skulder i ett antal internationella studier.

<sup>77</sup> Se till exempel Stockhammar m.fl. (2022) för en studie som fokuserar på hur effekterna av penningpolitiken på hushållens konsumtion har förändrats över tid.

<sup>78</sup> Se Chen m.fl. (2023), Di Casola och Iversen (2019) och Finocchiaro m.fl. (2016) för jämförelser av penningpolitikens effekter med olika skuldnivåer i allmänjämviktsmodeller.

resursutnyttjandet och kostnader, det vill säga att Phillipssambandet samtidigt har blivit flackare.<sup>79</sup> Vi noterar dock att diskussionen i spåren av inflationsuppgången 2022 snarare har handlat om att företagen har höjt sina priser ovanligt mycket i förhållande till hur kostnaderna har utvecklats.<sup>80</sup> Men detta gäller en mycket kort delperiod av inflationsmålsperioden och har alltså inte haft någon synbar påverkan på våra skattningar.

Riksbanken har tidigare dragit slutsatsen att en högre räntekänslighet innebär att styrräntan inte behöver höjas lika mycket som tidigare för att få samma åtstramande effekt på ekonomin.<sup>81</sup> Denna slutsats bygger på antagandet att en mer räntekänslig realekonomi även innebär att förändringar i styrräntan har en större effekt än tidigare på inflationen. Men om det är så att effekterna på resursutnyttjandet har blivit större över tid medan effekterna på inflationen har varit stabila kommer den ökade räntekänslighetens påverkan på penningpolitiken bero på vilken vikt en beslutsfattare lägger på stabilisering av resursutnyttjandet respektive inflationen. Om beslutsfattaren endast fokuserar på att stabilisera inflationen (strikt inflationsmålspolitik) krävs ungefär samma styrränteförändringar som tidigare för att stabilisera inflationen och en konsekvens blir då att variationerna i resursutnyttjandet sannolikt blir större än tidigare. Om beslutsfattaren även lägger en viss vikt vid stabilisering av resursutnyttjandet (flexibel inflationsmålspolitik) så blir styrränteförändringarna mindre än tidigare och en konsekvens blir då att inflationens genomsnittliga avvikelse från målet sannolikt blir något större än tidigare.<sup>82</sup>

Avslutningsvis betonar vi att skattningar av penningpolitikens effekter är osäkra. Våra beräkningar bör därför jämföras med resultaten i forskningsstudier som använder andra metoder för att identifiera penningpolitikens effekter i syfte att ge en bredare belysning av modellosäkerheten.

---

<sup>79</sup> En alternativ förklaring till ett flackare Phillipssamband är att inflationsförväntningarna har blivit starkare förankrade vid inflationsmålet. Men eftersom de långsiktiga inflationsförväntningarna har varit välförankrade under större delen av perioden är detta i så fall en förklaring som endast kan gälla i början av perioden, det vill säga i slutet av 1990-talet. Det saknas dock tydligt empiriskt stöd för att enkla (bivariata) specifikationer av Phillippskurvan i Sverige har blivit flackare under inflationsmålsperioden, se exempelvis Sveriges Riksbank (2018) och Karlsson och Österholm (2019).

<sup>80</sup> Se till exempel Sveriges riksbank (2022b).

<sup>81</sup> Se Sveriges riksbank (2022a).

<sup>82</sup> Om beslutsfattaren endast bryr sig om att stabilisera inflationen (strikt inflationsmålspolitik) påverkas inte penningpolitiken av en ökad räntekänslighet för reala variabler. Om beslutsfattaren istället lägger stor vikt vid att stabilisera realekonomin innebär den ökade räntekänsligheten att styrräntan inte behöver ändras lika mycket som tidigare.

## Referenser

Adolfson, Malin, Stefan Laséen, Jesper Lindé och Mattias Villani (2008), "Evaluating an estimated new Keynesian small open economy model", *Journal of Economic Dynamics & Control* 32, s. 2690–2721.

Akkaya, Yildiz, Jakob Almerud, Erika Färnstrand Damsgaard, Marta Giagheddu, Birol Kanik, Tobias Laun, Henrik Lundvall och Rachatar Nilavongse (2023), "SELMA: Svensk Ekonomisk Lineariserad Modell för samhällsekonomisk Analys", Technical Documentation, Konjunkturinstitutet.

Alexius, Annika och Bertil Holmlund (2008), "Monetary policy and Swedish unemployment fluctuations", Working Paper nr 5, IFAU.

Angeloni, Ignazio, Anil K. Kashyap, Benoît Mojon och Daniele Terlizzese (2003), "The Output Composition Puzzle: A Difference in the Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area and United States", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 35, nr 6, Part 2: Recent Developments in Monetary Economics, s. 1265-1306.

Battistini, Niccolò, Simona Delle Chiaie och Johannes Gareis (2023), "Monetary policy and housing investment in the euro area and the United States", *ECB Economic Bulletin*, Issue 3.

B. De Rezende, Rafael och Annukka Ristinieni (2023), "A shadow rate without a lower bound constraint", *Journal of Banking & Finance*, 146, issue C, nr S0378426622002667.

Bernanke, Ben S. and Alan S. Blinder (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review*, vol. 82, s. 901–921.

Björnland, Hilde C. och Dag Henning Jacobsen (2010), "The role of house prices in the monetary policy transmission mechanism in small open economies", *Journal of Financial Stability*, nr 6, s. 218-229.

Blanchard, Olivier och Danny Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *The American Economic Review*, vol. 79, nr 4, s. 655-673.

Boivin, Jean, Michael T. Kiley och Frederic S. Mishkin (2010), "How has the monetary transmission mechanism evolved over time?", *Handbook of monetary economics*, Elsevier, s. 369-422.

Camacho, José och Anders Lindström (2021), "Växelkurs och betalningsbalans – ett samband som gått vilse?" Staff memo, Sveriges riksbank.

Chen, Jiaqian, Daria Finocchiaro, Jesper Lindé och Karl Walentin (2023), "The costs of macroprudential deleveraging in a liquidity trap", *Review of Economic Dynamics* 51, s. 991-1011.

Chernis, Tony och Corinne Luu (2018), "Disaggregating Household Sensitivity to Monetary Policy by Expenditure Category", Staff analytical note 32, Bank of Canada.

Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum och Charles L. Evans (1999), "Monetary policy shocks: what have we learned and to what end?", kapitel 2 i *Handbook of Monetary Economics*, vol. 1A, John B. Taylor och Michael Woodford (red.), Elsevier.

Christiano, Lawrence J., Mathias Trabandt och Karl Walentin (2021), "Involuntary unemployment and the business cycle", *Review of Economic Dynamics*, 39, s. 26-54.

Claussen, Carl Andreas, Magnus Jonsson och Björn Lagerwall (2011), "En makroekonomisk analys av bostadspriserna i Sverige", *Riksbankens utredning om risker på den svenska bostadsmarknaden (RUTH)*.

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.

Culling, Jamie, Punnoose Jacob, Adam Richardson, Evelyn Truong och Tuğrul Vehbi (2019), "Have the effects of monetary policy on inflation and economic activity in New Zealand changed over time?", Analytical Notes, Reserve Bank of New Zealand.

Dias, Daniel A. och João B. Duarte (2019), "Monetary Policy, Housing Rents and Inflation Dynamics", International Finance Discussion Papers 1248, Board of Governors of The Federal Reserve System.

Di Casola, Paola och Jens Iversen (2019), "Monetary policy with high household debt and low interest rates", Staff memo, Sveriges riksbank.

Di Casola, Paola (2023), "The role of housing wealth in the transmission of monetary policy", ECB Economic Bulletin, Issue 5.

Englund, Peter, Anders Vredin och Anders Warne (1994), "Macroeconomic Shocks in an Open Economy, A common-trends representation of Swedish data 1871-1990", i *Measuring and interpreting business cycles* (redaktörer Villy Bergström och Anders Vredin), Clarendon Press, Oxford.

Finocchiaro, Daria, Magnus Jonsson, Christian Nilsson och Ingvar Strid (2016), "Samhällsekonomiska effekter av att minska hushållens skuldsättning", *Penning- och valutapolitik* nr 2, Sveriges riksbank.

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

Frohm, Erik (2018), "Hur påverkar globala värdekedjor kronkursens effekter på exporten?", *Ekonomiska kommentarer* nr 9, Sveriges riksbank.

Graves, Sebastian, Christopher K. Huckfeldt och Eric T. Swanson (2023), "The Labor Demand and Labor Supply Channels of Monetary Policy", NBER Working Paper, nr 31770.

Gregora, Jiří, Aleš Melecký och Martin Melecký (2019), "Interest rate pass-through: A meta-analysis of the literature", *World Bank Policy Research Working Paper*, 8713.

Gospodinov, Nikolay, Ana Maria Herrera och Elena Pesavento (2013), "Unit roots, cointegration and pre-testing in VAR models", *VAR Models in Macroeconomics – New Developments and Applications: Essays in Honor of Christopher A. Sims (Advances in Econometrics, vol. 32)*, Emerald Group Publishing Limited, s. 81-115.

Hansson, Denise och Ingrid Wallin Johansson (2023), "Riksbankens styrsystem efter reformen 2019-2022", *Penning- och valutapolitik nr 2*, Sveriges riksbank.

Hodrick, Robert och Edward C. Prescott (1997), "Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, s. 1-16.

Hopkins, Elisabeth, Jesper Lindé och Ulf Söderström (2009), "Den penningpolitiska transmissionsmekanismen", *Penning- och valutapolitik nr 2*, Sveriges riksbank.

Jacobson, Tor, Per Jansson, Anders Vredin och Anders Warne (2001), "Monetary policy analysis and inflation targeting in a small open economy: a VAR approach", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16(4), s. 487-520.

Kaplan, Peter och Mambuna Njie (2024), "What drives variable mortgage rates?", Staff memo, Sveriges riksbank.

Karlsson, Sune (2013), "Forecasting with Bayesian vector autoregression", kapitel 15 i *Handbook of Economic Forecasting*, vol. 2, del B, s. 791-897.

Karlsson, Sune och Pär Österholm (2019), "A note on the stability of the Swedish Phillips curve", *Empirical Economics*, 59, s. 2573-2612.

Kilian, Lutz (2001), "Impulse Response Analysis in Vector Autoregressions with Unknown Lag Order", *Journal of Forecasting*, 20, s. 161-179.

Kilian, Lutz och Helmut Lütkepohl (2017), "Structural Vector Autoregressive Analysis", Cambridge University Press.

Kolasa, Marcin och Grzegorz Wesolowski (2020), "International spillovers of quantitative easing", *Journal of International Economics* 126.

Krippner, Leo (2015), "Zero lower bound term structure modeling: A practitioner's guide", Palgrave-Macmillan.

Krippner, Leo (2020), "A Note of Caution on Shadow Rate Estimates", *Journal of Money, Credit and Banking*, 52, s. 951-962.

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

Laséen, Stefan och Ingvar Strid (2013), "Debt Dynamics and Monetary Policy: A Note", Working Paper nr 283, Sveriges riksbank.

- Laséen, Stefan, Jesper Lindé och Ulf Söderström (2022), "Hur mycket påverkas inflationen av penningpolitiken?", *Ekonomiska kommentarer* nr 13, Sveriges riksbank.
- Laséen, Stefan och Charlie Nilsson (2024), "Hur påverkar Riksbankens penningpolitik den svenska ekonomin: stiger inflationen när räntan höjs?", Staff memo, Sveriges riksbank.
- Lenza, Michele, and Giorgio E. Primiceri (2020), "How to Estimate a VAR after March 2020", *National Bureau of Economic Research*, nr w27771.
- Lindé, Jesper (2003), "Monetary policy shocks and business cycle fluctuations in a small open economy: Sweden 1986 to 2002", Working Paper nr 153, Sveriges riksbank.
- Lindé, Jesper (2003b), "Comment on "The Output Composition Puzzle: A Difference in the Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area and U.S."" by Ignazio Angeloni, Anil K Kashyap, Benoît Mojon, and Daniele Terlizzese, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 35, nr 6, del 2: Recent Developments in Monetary Economics, s. 1309-1317.
- Lindé, Jesper, Marianne Nessén och Ulf Söderström (2008), "Monetary policy in an estimated open economy model with imperfect pass-through", *International Journal of Finance and Economics*, nr 14, s. 301-333.
- Lombardi, Marco J. och Feng Zhu (2018), "A shadow policy rate to calibrate US monetary policy at the zero lower bound", 56th issue of the *International Journal of Central Banking*.
- Luciani, Matteo (2015), "Monetary policy and the housing market: a structural factor analysis", *Journal of Applied Econometrics*, 30, s. 199-218.
- Lyhagen, Johan och Hovick Shahnazarian (2023), "Samspelet mellan finans och penningpolitik i Sverige", Bilaga 5 till Långtidsutredningen 2023.
- Nyman, Christina och Ulf Söderström (2016), "Prognoser och penningpolitik", *Ekonomiska kommentarer* nr 6, Sveriges riksbank.
- Ramey, Valerie (2016), "Macroeconomic Shocks and Their Propagation", kapitel 2 i *Handbook of Macroeconomics*, vol. 2, John B. Taylor och Harald Uhlig (red.), Elsevier.
- Rudebusch, Glenn (1998), "Do measures of monetary policy in a VAR make sense?", *International Economic Review*, s. 907- 931.
- Robstad, Ørjan (2018), "House prices, credit and the effect of monetary policy in Norway: evidence from structural VAR models", *Empirical Economics*, 54(2), s. 461-483.
- Sandström, Maria (2018), "The impact of monetary policy on household borrowing-a high-frequency IV identification", Working Paper nr 351, Sveriges riksbank.



- Sellin, Peter och Per Åsberg Sommar (2014), "Riksbankens penningpolitiska styrsystem – en överblick", Riksbanksstudier.
- Serwa, Dobromił och Piotr Wdowiński (2016), "Macro-financial linkages in the Polish economy: combined impulse-response functions in SVAR models", Working Paper nr 246, National Bank of Poland.
- Sims, Christopher A., James H. Stock, och Mark W. Watson (1990) "Inference in linear time series models with some unit roots", *Econometrica*, s. 113-144.
- Stockhammar, Pär, Ingvar Strid och Tommaso Tornese (2022), "Hur har konsumtionens räntekänslighet förändrats över tid?", *Ekonomiska kommentarer* nr 9, Sveriges riksbank.
- Svensson, Lars (2013), "“Leaning Against the Wind” Leads to a Higher (Not Lower) Household Debt-to-GDP Ratio", opublicerat manuskript, <https://larseosvensson.se/>.
- Sveriges riksbank (2013), "Finansiella obalanser i den penningpolitiska bedömningen", fördjupning i *Penningpolitisk rapport*, juli.
- Sveriges riksbank (2014), "Penningpolitikens effekt på hushållens skuldsättning", fördjupning i *Penningpolitisk rapport*, februari.
- Sveriges riksbank (2018), "Phillipskurvan och penningpolitiken", fördjupning i *Penningpolitisk rapport*, juli.
- Sveriges riksbank (2022a), "Högre räntekänslighet i den svenska ekonomin", fördjupning i *Penningpolitisk rapport*, februari.
- Sveriges riksbank (2022b), "Prisökningarna sprider sig i ekonomin", fördjupning i *Penningpolitisk rapport*, juni.
- Sveriges Riksbank (2023), *Penning- och valutapolitik* nr 2.
- Villani, Mattias och Anders Warne (2003), "Monetary policy analysis in a small open economy using Bayesian cointegrated structural VARs", Working Paper nr 296, europeiska centralbanken.
- Vredin, Anders och Per Åsberg Sommar (2023), "Hur genomförs penningpolitik i praktiken?", *Penning- och valutapolitik* nr 2, Sveriges riksbank.
- Walentin, Karl (2014), "Business cycle implications of mortgage spreads", *Journal of Monetary Economics* 67, s. 62-77.
- Wolf, Christian K. (2020), "Svar (mis) identification and the real effects of monetary policy shocks", *American Economic Journal: Macroeconomics* 12(4), s. 1-32.
- Wu, Jing Cynthia and Xia, Fan Dora (2016), "Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound", *Journal of Money, Credit and Banking*, 48, issue 2-3, s. 253-291.

# APPENDIX

## A. Data

Variablerna som används i modellerna och hur de transformerats framgår nedan av Tabell 2. CA står för kalenderjusterad, SA står för säsongjusterad, ln står för naturliga logaritmen och d ln står för första differensen av naturliga logaritmen. I Diagram 11 visas de transformerade variablerna som används i baselinemodellen.

**Tabell 2. Variabler och dess transformationer**

<b>Baselinemodell</b>	<b>Transformation</b>	<b>Källa</b>
KIX-BNP, fasta priser, index, CA, SA	ln	Sveriges riksbank
KIX-KPI, index, CA, SA	d ln	Sveriges riksbank
KIX-styrränta	nivå	Sveriges riksbank
KPIF index, CA, SA	d ln	SCB och Sveriges riksbank
Arbetslöshet, 15-74 år, CA, SA	nivå	SCB och Sveriges riksbank
BNP, fasta priser, CA, SA	ln	SCB och Sveriges riksbank
Styrränta, effektiva datum	nivå	Sveriges riksbank
SEK/KIX-index (real växelkurs)	ln	Sveriges riksbank
<b>Fördjupning räntor</b>	<b>Transformation</b>	<b>Källa</b>
Bankers insättningsränta, utestående avtal, samtliga konton	nivå	SCB
Tremånaders bolåneränta, nya avtal	nivå	SCB
Utlåningsränta icke-finansiella företag	nivå	SCB
Bolåneränta 5 år, genomsnitt av fem banker, listränta	nivå	Sveriges riksbank
Stibor 3-månaders, fixing	nivå	Swedish Financial Benchmark Facility
Ränta, 10-årig svensk statsobligation	nivå	Macrobond Financial AB
<b>Fördjupning BNP och dess olika delar</b>	<b>Transformation</b>	<b>Källa</b>
Hushållens konsumtion, fasta priser, CA, SA	ln	SCB och Sveriges riksbank
Totala investeringar, fasta priser, CA, SA	ln	SCB och Sveriges riksbank
Bostadsinvesteringar, fasta priser, CA, SA	ln	SCB och Sveriges riksbank
Privata investeringar exklusive bostadsinvesteringar, fasta priser, CA, SA	ln	SCB och Sveriges riksbank
Export av varor och tjänster, fasta priser, CA, SA	ln	SCB och Sveriges riksbank
Import av varor och tjänster, fasta priser, CA, SA	ln	SCB och Sveriges riksbank
Nettoexport av varor och tjänster, fasta priser, CA, SA	ln	SCB och Sveriges riksbank

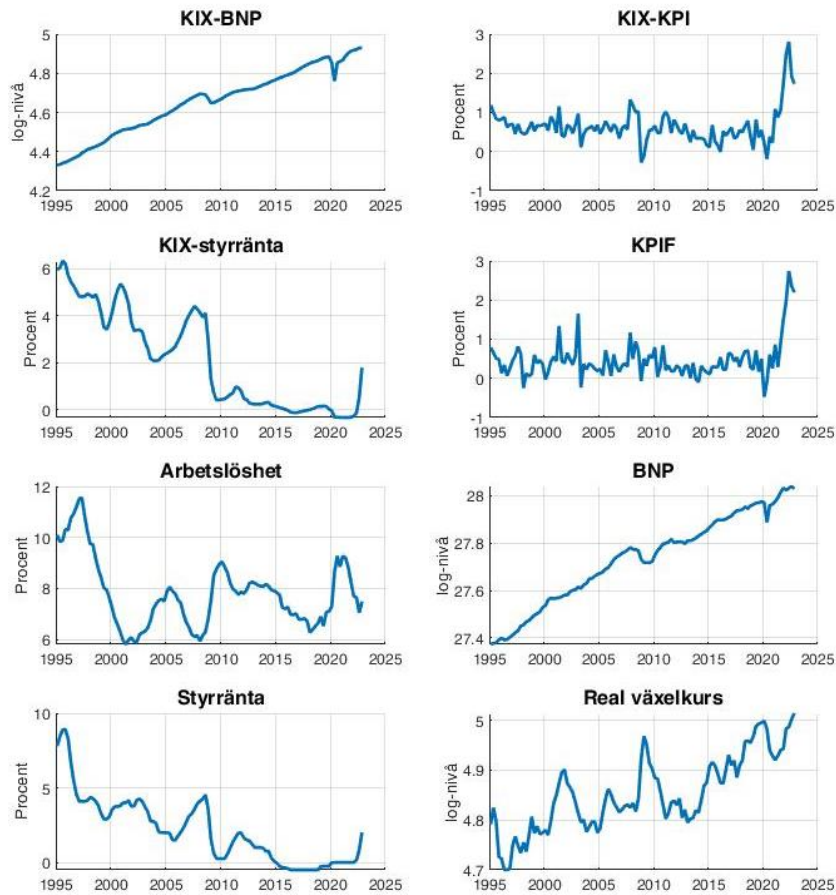
	<b>Transform- ation</b>	<b>Källa</b>
<b>Fördjupning arbetsmarknad</b>		
Arbetade timmar, 15-74 år, CA, SA	In	SCB och Sveriges riksbank
Medelarbetstid, 15-74 år, CA, SA	In	SCB och Sveriges riksbank
Arbetskraft, 15-74 år, CA, SA	In	SCB och Sveriges riksbank
Arbetsproduktivitet per arbetad timme, CA, SA	In	SCB och Sveriges riksbank
Sysselsättning, antal, 15-74 år, CA, SA	In	SCB och Sveriges riksbank
<b>Fördjupning priser</b>		
KPI, index, CA, SA	d In	SCB och Sveriges riksbank
KPIF exklusive energi, index, CA, SA	d In	SCB och Sveriges riksbank
KPI varor (RB definition), index, SA	d In	SCB och Sveriges riksbank
KPI tjänster (RB definition), index, SA	d In	SCB och Sveriges riksbank
KPI livsmedel (RB definition), index, SA	d In	SCB och Sveriges riksbank
KPI bolånekostnader (RB definition), index, SA	d In	SCB och Sveriges riksbank
KPI hyror (RB definition), SA	d In	SCB och Sveriges riksbank
KPI tjänster exklusive hyror (RB definition), index, SA	d In	SCB och Sveriges riksbank
<b>Fördjupning huspriser och skulder</b>		
Reala huspriser, index*	In	SCB och Sveriges riksbank
Hushållens reala skuldstock*	In	SCB och Sveriges riksbank
Hushållens skulder, andel av BNP	In	SCB och Sveriges riksbank

\*Deflaterade med KPIF

	<b>Transform- ation</b>	<b>Källa</b>
<b>Modell med månadsdata</b>		
Industriproduktion euroområdet, index, CA, SA	In	Eurostat
Industriproduktion USA, index, CA, SA	In	Federal Reserve
HIKP euroområdet, index, CA, SA	d In	Eurostat
KPI USA, index, SA	d In	U.S. Bureau of Labor Statistics (BLS)
Styrränta för euroområdet, effektiva datum*	nivå	Europeiska centralbanken
Federal Funds rate, effektiva datum	nivå	Federal Reserve
KPIF, index, SA	d In	SCB och Sveriges riksbank
Arbetslöshet, 15-74 år, CA, SA	nivå	SCB och Sveriges riksbank
BNP-indikatorn, index, SA	In	SCB
Styrränta, effektiva datum	nivå	Sveriges riksbank
SEK per EUR	In	Sveriges riksbank
SEK per USD	In	Sveriges riksbank

\* Europeiska centralbankens inlåningsränta

Diagram 11. Variabler i baselinemodellen



Anm. KIX-BNP, BNP och real växelkurs visas i log-nivå. KIX-KPI och KPIF visas i kvartalsförändring.

## B. Modellen

VAR-modellen ges av

$$(1) \quad x_t = \sum_{k=1}^K \Pi_k x_{t-k} + \phi d_t + A \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T,$$

där  $x_t$  är en vektor (av dimension  $p$ ) som innehåller variablerna i modellen,  $\Pi_k$ ,  $k = 1, \dots, K$ , är  $(p \times p)$  matriser som innehåller modellens dynamiska parametrar och  $d_t$  är en vektor som innehåller deterministiska variabler (trender och dummyvariabler). De strukturella störningarna  $\varepsilon_t$  (dimension  $p$ ) antas vara oberoende  $\varepsilon_t \sim N(0, I_p)$  och  $u_t = A \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$  där kovariansmatrisen ges av  $\Sigma = AA^T$ , där  $A$  är den nedre triangulära Choleskyfaktorn. För en parametrering av modellen (en dragnig från posteriorfördelningen för  $\Pi_k$ ,  $k = 1, \dots, K$ ,  $\phi$  och  $\Sigma$ ) beräknar vi  $A$  och simulerar responsen till en penningpolitisk störning. I baselinemodellen har vi exempelvis  $p = 8$  variabler,  $K = 4$  laggar och den deterministiska komponenten består endast av ett intercept,  $d_t = 1$ .

Vi skattar modellen med bayesianska metoder vilket innebär att vi kombinerar en priorfördelning för modellens parametrar med en likelihood-funktion och simulerar dragningar från posteriorfördelningen, se exempelvis Karlsson (2012) för en beskrivning av dessa metoder för VAR-modeller. Vi använder en så kallad normal-diffus priorfördelning för de dynamiska parametrarna  $\Pi_k$ ,  $k = 1, \dots, K$ , och  $\phi$  och kovariansmatrisen  $\Sigma$ . Med denna prior är de betingade posteriorfördelningarna tillgängliga (normal för de dynamiska parametrarna och invers Wishart för kovariansmatrisen) och en Gibbs-sampler kan användas för att sampla (eller dra) från posteriorfördelningen. I varje modellskattning drar vi  $R = 5000$  parametervektorer från posteriorfördelningen och baserade på dessa konstrueras sannolikhetsfördelningen för impulsresponserna till en penningpolitisk störning. Priorfördelningen för de dynamiska parametrarna är vidare en så kallad Minnesota-prior som innebär att koefficienterna i matriserna  $\Pi_k$  är normalfördelade med medelvärde och varians som styrs av ett antal hyperparametrar. Vi låter dessa hyperparametrar anta vanliga värden:  $\lambda_1 = 0.2$  (overall tightness),  $\lambda_2 = 0.5$  (cross-equation tightness),  $\lambda_3 = 1$  (lag length decay) och  $\lambda_4 = 0.001$  (exogeneity tightness). Vi använder hyperparametern  $\lambda_4$  för att införa restriktionen att parametrarna för svenska variabler i ekvationerna för omvärldsvariablerna är (mycket nära) noll, så att omvärldsvariablerna i praktiken är exogena.<sup>83</sup> Prior-medelvärdena för samtliga parametrar utom för den första egenlaggen (det vill säga de diagonala elementen i matrisen  $\Pi_1$ ) antas vara noll. För den första egenlaggen antar vi medelvärdena 0.5 och 0.7 för mindre (exempelvis inflationen) respektive mer (exempelvis BNP) persistenta variabler.<sup>84</sup>

Modellen är implementerad i ett Matlabprogram utvecklat av Mattias Villani – Bayes VAR- och vi använder en något modifierad version av detta program för alla beräkningar i artikeln.

### C. Är förändringarna i effekterna över tid statistiskt signifikanta?

I Diagram 2 i huvudtexten visar vi hur de maximala (peak) effekterna på de olika variablerna av en penningpolitisk störning som höjer styrräntan med en procentenhet har förändrats över tid. I diagrammet visas percentilerna 5, 12,5, 25, 50 (medianen), 75, 87,5 och 95 för sannolikhetsfördelningen för maxeffekten skattad på olika sampel. I huvudtexten drar vi slutsatsen att sannolikheten är låg att effekterna på inflationen och arbetslösheten har förändrats över tid medan sannolikheten är hög att effekterna på BNP och real växelkurs har förändrats.

Vi drar dessa slutsatser utifrån approximativa sannolikhetsberäkningar som bygger på ett antal förenklade antaganden. Vi kan exempelvis jämföra de skattade effekterna för det äldsta samplet, 1995kv1-2009kv4, med det färskaste, 2008kv1-2022kv4. För

<sup>83</sup> Se exempelvis Karlsson (2013) för härledning av posteriorfördelningen med denna prior och för ytterligare detaljer om Minnesota-prior.

<sup>84</sup> För baselinemodellen har vi även testat värdet 1 (det vill säga ett antagande om en slumpvandring) för egenlaggen för BNP i Sverige och omvärlden och real växelkurs och tillåtit för icke-stationära parameterdragningar. Detta påverkar dock inte skattningsresultaten i någon större utsträckning.

BNP kan vi då läsa av maximala effekter som är -0,35 respektive -1,47 (avser medianeffekterna). Vi approximerar fördelningen för maxeffekten med en normalfördelning och får då fördelningarna  $N(-0,35,0,22)$  respektive  $N(-1,47,0,64)$  där vi anger fördelningens medelvärde och standardavvikelse. Vi beräknar sedan sannolikheten att differensen mellan två oberoende normalfördelade stokastiska variabler med dessa parametrar är mindre än noll. Vi får då en sannolikhet som är ungefär 95 procent – sannolikheten att effekten på BNP har blivit större över tid (i absoluta tal) kan utifrån detta sägas vara hög och skillnaden i maxeffekterna skattade med äldre respektive nyare data kan i denna mening sägas vara ”signifikant skild från noll”. En liknande beräkning visar att sannolikheten att effekten på den reala växelkursen har blivit större över tid också är hög. För inflationen (eller arbetslösheten) inser man enkelt (och utan att behöva göra beräkningen) att motsvarande sannolikhet är i närheten av 50 procent eftersom den skattade medianeffekten inte har förändrats särskilt mycket över tid.

## D. Skattningar med alternativa antaganden

Här diskuterar vi kort resultaten från skattningar av olika varianter av baselinemodellen. En viktig del av vår undersökning är att belysa hur olika antaganden påverkar de skattade effekterna, dels för att motivera de antaganden vi gjort i baselinemodellen, dels för att veta hur robusta resultaten är för andra antaganden. Vi utgår från baselinemodellen och gör en förändring i taget och studerar hur detta påverkar de skattade effekterna av penningpolitiken. Många av dessa experiment belyser modellosäkerhet.

### Trender och transformationer

#### Differens-specifikation

Det är vanligt att skatta VAR-modeller både i log-nivåer (som vi gör i baselinemodellen för BNP i omvärlden och Sverige och den reala växelkursen), differenser eller i log-nivåer och (explicit) lägga på antaganden om kointegration mellan variablerna i modellen (antaganden om antalet kointegrerade samband och kointegrationsvektorer). Det senare alternativet innebär då att man skattar en så kallad VECM-modell (vector error correction model) och det kallas ibland även för en ”pre-testing approach”. För- och nackdelarna med de olika ansatserna när man skattar impulsresponser är inte helt klarlagda men att skatta modellen i nivåer, och utan att lägga på kointegrations-samband, förefaller vara ett mer robust alternativ än de andra alternativen.<sup>85</sup>

<sup>85</sup> Sims, Stock och Watson (1990) visar att även om variablerna i modellen är icke-stationära eller kointegrerade så ger log-nivåspecifikationen konsistenta parameterestimater. Gospodinov m.fl. (2013) visar att med kortsiktsrestriktioner är skillnaderna mellan impulsresponserna för VAR-modellen med respektive utan kointegrationsrestriktioner små. Deras slutsats är dock att log-nivå-specifikationen utan kointegrationsrestriktioner är det mer robusta alternativet och att man ska vara försiktig med att använda långsiktsrestriktioner för identifikation av störningar. Se även vidare diskussion om dessa frågor i exempelvis Killian och Lütkepohl (2017).

Vi skattar modellen med BNP i omvärlden och i Sverige och/eller real växelkurs i kvartalsförändring (det vill säga i förstadifferenser) istället för i nivå som i baseline-modellen och identifierar den penningpolitiska störningen på samma sätt med rekursivitetsantagandet (se Diagram 15). De kvalitativa effekterna för de båda variablerna är alltså de förväntade men ett problem med dessa skattningar är att effekterna på variablernas nivåer på längre sikt är tydligt skilda från noll.<sup>86</sup> Dessa skattningar är alltså inte i linje med det vanliga antagandet om penningpolitisk neutralitet, det vill säga att penningpolitiken inte har några (eller åtminstone väldigt begränsade) långsiktiga effekter på reala variabler. Detta kan ses som ett argument för att skatta modellen med dessa variabler i nivå som i baseline-modellen eftersom neutralitetsantagandet då är uppfyllt (se Diagram 1). Om de båda variablerna ingår i modellen i tillväxttakter bör man istället använda restriktioner som innebär att deras nivåer inte påverkas på lång sikt (så kallade långsiktiga restriktioner).<sup>87</sup> Men denna typ av identifieringsantaganden är utanför ramen för vår uppsats.

Vi skattar sedan modellen med KPIF i nivå respektive årlig förändring istället för i kvartalsförändring som i baselinemodellen (se Diagram 16). I tidigare forskning med svenska data har det påpekats att det funnits ett tidsvarierande säsongsmönster i olika prisindex som talar för att använda årlig förändring snarare än kvartalsförändring när modellen skattas. Vi ser dock att skillnaderna i effekter för dessa båda alternativ är förhållandevis små och det förefaller alltså inte längre vara en viktig fråga.<sup>88</sup> Däremot ser vi att skillnaderna blir större när modellen skattas med KPIF i log-nivå (istället för i tillväxttakt). När vi skattar modellen med KPIF i log-nivå blir den långsiktiga effekten på prisnivån lika med noll. Att det saknas teoretiskt stöd för att det behöver bli så (det vill säga effekten av en penningpolitisk störning på prisnivån på längre sikt är liksom effekten på den nominella växelkursen på längre sikt obestämd enligt standardmässig teori) talar enligt vår mening för att skatta modellen på förändringen i prisindex.

### Deterministiska trender

Vi skattar modellen med linjära respektive kvadratiska trender för BNP i omvärlden och Sverige och den reala växelkursen (se Diagram 17).<sup>89</sup> Detta har väldigt liten påverkan på de skattade effekterna. För BNP påverkas den maximala effekten något men

<sup>86</sup> I Diagram 15 visas effekterna på BNP och real växelkurs i nivå medan de båda variablerna alltså ingår i tillväxttakt i differensspecifikationerna.

<sup>87</sup> Se till exempel Björnland och Jacobsen (2010) som inkluderar BNP, real växelkurs och reala huspriser i tillväxttakter i sin VAR-modell så att dessa variabler är stationära och använder långsiktiga antaganden för de två första variablerna så att neutralitetsantagandet är uppfyllt. Se även Blanchard och Quah (1989) som introducerade denna identifieringsmetod genom att definiera en efterfrågestörning i en stationär bivariat VAR-modell för BNP-tillväxt och arbetslöshet som en störning som inte har någon permanent effekt på BNP-nivån. VECM-modellen erbjuder en mer allmän ram för att studera långsiktiga effekter av strukturella störningar, se exempelvis Englund m.fl. (1994) eller Kilian och Lütkepohl (2017). Att undersöka dessa identifierande antaganden ligger dock utanför ramen för vår uppsats.

<sup>88</sup> Lindé (2003) skattar effekterna av en penningpolitisk störning med en VAR-modell skattad på svenska data för perioden 1986-2002 och visar att resultatet skiljer sig när inflationen mäts i kvartalsförändring respektive årlig förändring. Orsaken till detta är att kvartalsförändringen innehåller tidsvarierande säsongsvariation som inte kan hanteras med vanlig säsongrensning.

<sup>89</sup> För en diskussion om nackdelarna med att använda deterministiska trender i VAR-modeller, se Kilian och Lütkepohl (2017).

skillnaderna är små i ljuset av osäkerheten kring effekterna (beskrivna med sannolikhetsintervallen för effekterna). Vi skattar även modellen med HP-filtrerade serier för BNP i omvärlden och Sverige och den reala växelkursen. Effekterna på BNP och real växelkurs blir då betydligt mindre än i baselinemodellen medan arbetslösheten och KPIF-inflationen inte påverkas i någon större utsträckning (se Diagram 17).<sup>90</sup>

### Stationaritet

I baselinemodellen (och i nedan fördjupningar) ingår flera variabler vars tidsserier inte nödvändigtvis är stationära – exempelvis BNP och den reala växelkursen. Det behöver inte innebära problem för skattningen av VAR-modellen (se diskussion ovan), men ett sätt att hantera det är att endast tillåta parametrar som innebär att modellen är stationär.<sup>91</sup> Detta är vårt antagande när vi skattar baselinemodellen. Vi har även testat att skatta modellen utan denna restriktion, det vill säga att tillåta parametrar som innebär att modellen blir icke-stationär. Knappt 2 procent av R=5000 simulerade parametervektorer från posteriorfördelningen innebär att modellen blev icke-stationär och huruvida dessa används eller inte används för att beräkna effekterna av en penningpolitisk störning har ingen viktig påverkan på våra resultat (effekterna utan antagandet om stationaritet visas inte här). Därför väljer vi genomgående i studien att endast använda parametervektorer som innebär att stationaritetsvillkoret är uppfyllt.

### Identifikationsantaganden

En viktig avgränsning i detta staff memo är att vi endast identifierar effekterna av penningpolitiken med det så kallade rekursivitetsantagandet. Vi studerar alltså inte andra identifikationsantaganden som är vanliga i analys med SVAR-modeller, exempelvis långsikts- eller teckenrestriktioner.

Vi skattar modellen med alternativa antaganden för kortsiktsrestriktionerna, det vill säga antaganden om vilka av variablerna som påverkas kontemporärt av en penningpolitisk störning (se Diagram 18). Alternativt kan vi uttrycka detta som att vi varierar antagandet om vilka variabler som centralbanken reagerar på kontemporärt i sin reaktionsfunktion.<sup>92</sup> I baselinemodellen antar vi att den nominella, och därmed även den reala, växelkursen påverkas kontemporärt av en penningpolitisk störning medan övriga variabler inte påverkas. Här studerar vi två specifikationer där den penningpolitiska störningen påverkar i) samtliga variabler kontemporärt (styrrentan ordnas först

<sup>90</sup> Se Hodrick och Prescott (1997). Vi använder den cykliska komponenten som fås med HP-filtret. Trendens känslighet för kortsiktiga fluktuationer i data styrs av en parameter  $\lambda$  som vi låter vara lika med 1600 (ett standardvärde med kvartalsdata). Ju lägre värdet är för denna parameter, desto mindre blir de skattade effekterna av penningpolitiken på den cykliska komponenten i BNP. När parametern antar ett stort värde går HP-trenden mot en linjär trend.

<sup>91</sup> Detta innebär att vi endast tillåter parametervärden som innebär att rötterna för VAR-modellens karakteristiska ekvation är utanför den komplexa enhetscirkeln (se exempelvis ekvation 2.2.5 i Kilian och Lütkepohl (2017)).

<sup>92</sup> Se till exempel Rudebusch (1998) för en beskrivning av rekursivitetsantagandet i termer av centralbankens reaktionsfunktion.



bland de inhemska variablerna) eller ii) inga andra variabler än styrräntan kontemporärt (styrräntan ordnas sist bland de inhemska variablerna).<sup>93</sup> Det förra antagandet är exempelvis mer i linje med Riksbankens makroekonomiska modell MAJA (och liknande dynamiska allmänjämviktsmodeller) där samtliga inhemska variabler tillåts reagera i samma period (det vill säga samma kvartal) på en penningpolitisk störning. Det senare antagandet kan sägas ha fördelen att centralbanken tillåts reagera snabbt på växelkursförändringar.

I båda de alternativa specifikationerna är de kvalitativa effekterna på samtliga inhemska variabler de förväntade. För BNP och arbetslösheten är effekterna väldigt likartade oavsett identifikationsantagande. För den reala växelkursen och KPIF-inflationen är effekterna större när den reala växelkursen tillåts reagera kontemporärt. Vi drar slutsatsen att det är viktigt att den nominella, och därmed även den reala, växelkursen tillåts reagera kontemporärt på styrräntan medan antagandena för de övriga variablerna spelar mindre roll för våra skattade effekter. Sammantaget tyder dessa resultat på att våra nollrestriktioner på BNP, arbetslöshet och inflation i baselinemodellen *inte* innebär att vi substantiellt underskattar effekterna av penningpolitiken på dessa variabler.<sup>94</sup>

### Omvärldsvariabler

En minimal VAR-modell för att studera penningpolitikens effekter i Sverige skulle kunna innehålla styrräntan, något mått för resursutnyttjandet och inflationen. Men eftersom svenska variabler har starka samband med omvärldsvariabler i data är det rimligt att tro att dessa kan vara viktiga för identifikationen av den penningpolitiska störningen. Vi skattar varianter av baselinemodellen där olika variabler exkluderas (se Diagram 19). Att exkludera den reala växelkursen eller BNP i omvärlden har förhållandevis begränsad påverkan på penningpolitikens effekter för de inhemska variablerna. Att exkludera inflationen eller styrräntan i omvärlden (eller samtliga tre omvärldsvariabler) från modellen har dock större påverkan, och i synnerhet på responsen för KPIF-inflationen som då får ”fel” tecken.<sup>95</sup> Omvärldens styrränta förefaller exempelvis viktig för att fånga upp den nedåtgående trenden i räntor globalt under vår sampelperiod och att inkludera denna variabel blir därför viktigt för identifikationen av den

<sup>93</sup> Dessa båda antaganden diskuteras exempelvis av Ramey (2016) som också ger exempel på studier som använder respektive antagande. Eftersom vi har fyra inhemska variabler utöver styrräntan så finns det  $2^4=16$  möjliga sätt att ordna variablerna (notera att det endast är ordningen i förhållande till styrräntan som spelar roll eftersom vi endast identifierar en penningpolitisk störning). Serwa och Wdowiński (2016) föreslår att alla möjliga permutationer av kortsiktsrestriktioner vägs ihop till en genomsnittlig respons men vi gör bedömningen att de tre fall vi studerar är de mest intressanta.

<sup>94</sup> En kontemporär nollrestriktion är ett robust sätt att säkerställa att BNP faller när räntan höjs, se diskussionen i Wolf (2020) i relation till det så kallade maskeradproblemet (masquerading problem) med teckenrestriktioner. Men nollrestriktionen innebär samtidigt definitionsmässigt att effekten på kort sikt underskattas.

<sup>95</sup> Robstad (2018) skattar effekterna av penningpolitiken i Norge med en rekursiv BVAR-modell utan omvärldsvariabler och finner att inflationen stiger när räntan höjs (prisgåtan). Han drar slutsatsen att det kanske inte går att identifiera den penningpolitiska störningen med Choleskyantagandet. Men vi visar alltså att det istället skulle kunna vara en konsekvens av att omvärldsvariabler utelämnats (omitted variable problem). Prisingåtan är vanligt förekommande i studier på amerikanska data och en lösning som föreslagits är att inkludera ett mått på råvarupriser i modellen i de fall då en sådan variabel har utelämnats, se Ramey (2016). Vi har även skattat vår modell med oljepriset i förändring men det har ingen större påverkan på de skattade responserna i baselinemodellen.

penningpolitiska störningen. Vår övergripande slutsats av dessa modelljämförelser är att det är viktigt att ha med omvärldsvariablerna i modellen då variationen i dessa variabler förklarar en stor del av variationen i de svenska variablerna.

### Omvärldens exogenitet

I vår baselinemodell antar vi att en svensk penningpolitisk störning inte påverkar omvärldsvariablerna (så kallad block-exogenitet), vilket är ett standardantagande för en liten öppen ekonomi som Sverige. Vi skattar modellen utan denna restriktion och finner då att de kvalitativa responserna inte påverkas men att storleken på responserna för de inhemska variablerna påverkas, i synnerhet för BNP och KPIF-inflationen (se Diagram 20). För BNP får vi en något större maximal effekt och för KPIF-inflationen en mindre effekt. Med hänsyn tagen till osäkerheten i skattningarna är dock skillnaderna begränsade, det vill säga inte statistiskt signifikanta. Vi drar ändå slutsatsen att det är viktigt att modellen skattas med exogenitetsantagandet. Dels är antagandet högst rimligt, dels har det ändå viss påverkan på de skattade effekterna.

### Laggar

Vi skattar modellen med olika antal laggar för variablerna (se Diagram 21). Vi får övergripande att de skattade effekterna i de olika specifikationerna är likartade. Modellen med lag-längd 1 avviker mest från de övriga specifikationerna, vilket vi tolkar som att denna lag-längd är för kort för att fånga dynamiken i data på ett tillfredställande sätt.<sup>96</sup> Specifikationerna med lag-längd 2 och 4 (baseline) ger väldigt likartade effekter för samtliga variabler. Specifikationen med lag-längd 8 ger större initiala effekter på den reala växelkursen.

### Maximum likelihood

Vi skattar modellen med maximum likelihood (ML, eller OLS) istället för Bayesianska metoder som i baselineskattningen (se Diagram 22). De kvalitativa effekterna av en penningpolitisk ränteförändring på samtliga variabler är, liksom när modellen skattas Bayesianskt, de förväntade. De maximala effekterna för samtliga variabler utom arbetslösheten blir dock betydligt större med ML. Men vi ser också att styrräntans respons är betydligt större och mer persistent när modellen skattas med ML. Detta betyder normaliseringens roll när vi jämför penningpolitikens effekter skattade med alternativa antaganden. Hittills har vi endast normaliserat penningpolitikens initialeffekt på styrräntan vilket typiskt sett innebär att även responsen för styrräntebanan med olika antaganden blir likartad. Men här har vi alltså ett exempel där styrränteresponserna skiljer sig tydligt trots normaliseringen av initialeffekten.

<sup>96</sup> Kilian (2001) visar att för få laggar (underfitting) i VAR-modellen kan ge missvisande skattningar av responserna medan för många laggar (overfitting) innebär att responserna blir mindre precist skattade. De negativa konsekvenserna av att använda för få laggar är alltså större.

Ett alternativt sätt att normalisera effekterna är att beräkna effekterna för en gemensam styrränterespons (det vill säga som en betingad prognos eller ett så kallat penningpolitiskt scenario).<sup>97</sup> I Diagram 23 i appendix visas effekterna med en sådan normalisering. Vi ser där att effekterna när modellen skattas med Bayesianska metoder respektive maximum likelihood är förhållandevis likartade. Med båda ansatserna får vi alltså ungefär samma skattade effekter. En tolkning av detta är att de antaganden som följer av den valda prior-fördelningen för modellens parametrar (en så kallad normal-diffus-Minnesota-prior, se appendix B) inte har någon avgörande påverkan på skattningen av penningpolitikens effekter.

### Okonventionell penningpolitik och skuggräntor

Styrräntan är Riksbankens huvudsakliga penningpolitiska verktyg. Under finanskrisen 2008 och den efterföljande perioden sänkte centralbanker världen över sina styrräntor till nivåer nära eller under noll samt introducerade ett antal så kallade okonventionella penningpolitiska åtgärder i syfte att ytterligare stimulera ekonomin.<sup>98</sup> I Sverige inledde Riksbanken köp av statsobligationer under 2015 i syfte att stimulera ekonomin. Ett sätt att kontrollera för Riksbankens tillgångsköp (QE) är att addera ett mått på dessa till modellen. Vi gör det genom att addera en variabel som visar Riksbankens innehav av långa statsobligationer som andel av totala stocken av långa statsobligationer och skattar modellen för perioden 1995kv1-2019kv4.<sup>99</sup>

Effekterna av en oväntad förändring i styrräntan när kontrollvariabeln för QE adderas till baselinemodellen visas i Diagram 24. Effekterna av styrränteförändringen i de båda modellerna är snarlika. Om tillgångsköpen inte hade haft någon effekt på makrovariablerna hade vi förväntat oss att effekterna för modellen som inkluderar QE-variabeln varit mycket lika de för baselinemodellen. Nu ger istället modellen med QE-variabeln något mindre effekter än baselinemodellen, vilket kan tyda på att effekterna med baselinemodellen överskattar effekterna av förändringar av styrräntan något. Sammantaget är skillnaderna i effekterna emellertid små och inte statistiskt signifikanta.

Ett alternativ till att endast studera effekterna av förändringar i styrräntan och tillgångsköp är att även försöka fånga bredare effekter av den okonventionella penningpolitiken med en så kallad skuggränta, som är ett sammanfattande mått på penningpolitikens inriktning.<sup>100</sup> Ett centralt antagande med denna ansats är att det går att översätta okonventionell penningpolitik, exempelvis Riksbankens obligationsköp, i en

<sup>97</sup> Under en period redovisade Riksbanken exempelvis penningpolitiska scenarier där styrräntan antogs vara 0,25 procentenheter högre eller lägre än i huvudscenariot. Den alternativa styrräntebanan betingas då in med en sekvens av penningpolitiska störningar. Här ser vi på motsvarande sätt till att styrränteresponsen i de båda fallen – bayesiansk skattning respektive ML – är densamma.

<sup>98</sup> Exempelvis tillgångsköp (quantitative easing), signalering (forward guidance), och andra balansräkningsåtgärder.

<sup>99</sup> Detta mått på QE används exempelvis av Kolasa och Wesolowski (2020). Under pandemin utökade Riksbanken tillgångsköpen till att även inkludera andra tillgångar som säkerställda obligationer, kommunobligationer och företagsobligationer, vilket inte fångas av vår variabel. Vi väljer här att fokusera på perioden innan pandemin då Riksbanken endast köpte statsobligationer och skattar modellen fram till 2019kv4.

<sup>100</sup> Di Casola (2023) och Lyhagen och Shahnazarian (2023) skattar exempelvis effekterna av penningpolitiska förändringar i skuggräntan på makroekonomiska variabler.

styrrenteekvivalent. Vårt fokus är huvudsakligen på hur förändringar i styrräntan påverkar ekonomin men vi undersöker här hur de skattade effekterna påverkas om vi använder en skuggränta istället för styrräntan.

Skuggräntor kan emellertid konstrueras på flera olika sätt och vi väljer att använda en skuggränta som tagits fram på Riksbanken.<sup>101</sup> Olika mått på skuggräntor kan ge stora skillnader i effekterna på de makroekonomiska variabler man studerar beroende på vilken skuggränta som används. Därför är det inte självklart att skuggräntor alltid genererar en användbar och pålitlig tolkning av den sammantagna penningpolitiken som man försöker fånga.<sup>102</sup>

Vi skattar baselinemodellen där skuggräntan ersätter styrräntan för perioden 1995kv1-2022kv4. Vi visar två varianter där skuggräntan skattas med två respektive tre faktorer för att belysa hur olika antaganden om hur skuggräntan konstrueras kan påverka resultaten. Effekterna från skuggräntorna på BNP och arbetslöshet ser ut att vara något mindre än för styrräntan men effekterna är inte statistiskt signifikant skilda från de för baselinemodellen (Diagram 24). Därtill är effekten av skuggräntan något mindre för KPIF-inflationen (i fallet med två faktorer) men även där är skillnaderna inte statistiskt signifikanta. Effekten på växelkursen blir dock något större i modellen med skuggräntan, men återigen är skillnaderna inte statistiskt signifikanta.

### Modell med månadsdata

Vi skattar en BVAR-modell på månadsdata och jämför effekterna av en penningpolitisk störning med de för baseline-modellen som är skattade på kvartalsdata. I modellen har vi månadsdata för tre omvärldsvariabler och fem svenska variabler där vår ambition är att månadsmodellen i stor utsträckning ska likna kvartalsmodellen. Omvärldsvariablerna är industriproduktion (logaritmerad), KPI/HIKP i kvartalsförändring och styrräntan.<sup>103</sup> De inhemska variablerna är logaritmerad BNP, arbetslöshet, KPIF i kvartalsförändring, styrränta och den reala växelkursen (logaritmerad). Vi skattar modellen för perioden 2000m1-2023m12. Den penningpolitiska störningen identifieras rekursivt (Cholesky) så att styrräntan tillåts påverka växelkursen, men inga andra variabler, i samma månad (variablerna har alltså samma ordning som i kvartalsmodellen).

Penningpolitikens effekter med månadsmodellen visas i Diagram 25. Trots vissa skillnader i variabler och sampelperiod är de skattade effekterna och tajmingen för de maximala effekterna lika de för kvartalsmodellen (baseline). Störst är skillnaden för arbetslösheten som ökar med 0,4 procentenheter när styrräntan höjs med en procen-

<sup>101</sup> De tre vanligaste metoderna har tagits fram av Wu och Xia (2016), Krippner (2015) samt Lombardi och Zhu (2018). Vi använder skuggräntorna för USA, euroområdet och Sverige som konstruerats av De Rezende och Ristinemi (2023). Utifrån dagsdata på skuggräntorna för USA och euroområdet skapar vi en KIX2-viktad (en viktning mellan endast euroområdet och USA) skuggränta på kvartalsfrekvens som ersätter omvärldens styrränta i baselinemodellen. På samma sätt skapar vi en svensk skuggränta som ersätter Riksbankens styrränta i baselinemodellen.

<sup>102</sup> Krippner (2020) visar att små skillnader i specifikationen av skuggränta kan leda till stora variationer i effekterna på inflation och arbetslöshet med amerikansk data.

<sup>103</sup> Omvärldsvariablerna är, till skillnad från modellen skattad med kvartalsdata, inte KIX-viktade och utgörs antingen endast av euroområdet eller KIX2-viktade. Den reala växelkursen är därmed antingen endast den för svenska kronan och euron eller KIX2-viktad real växelkurs.

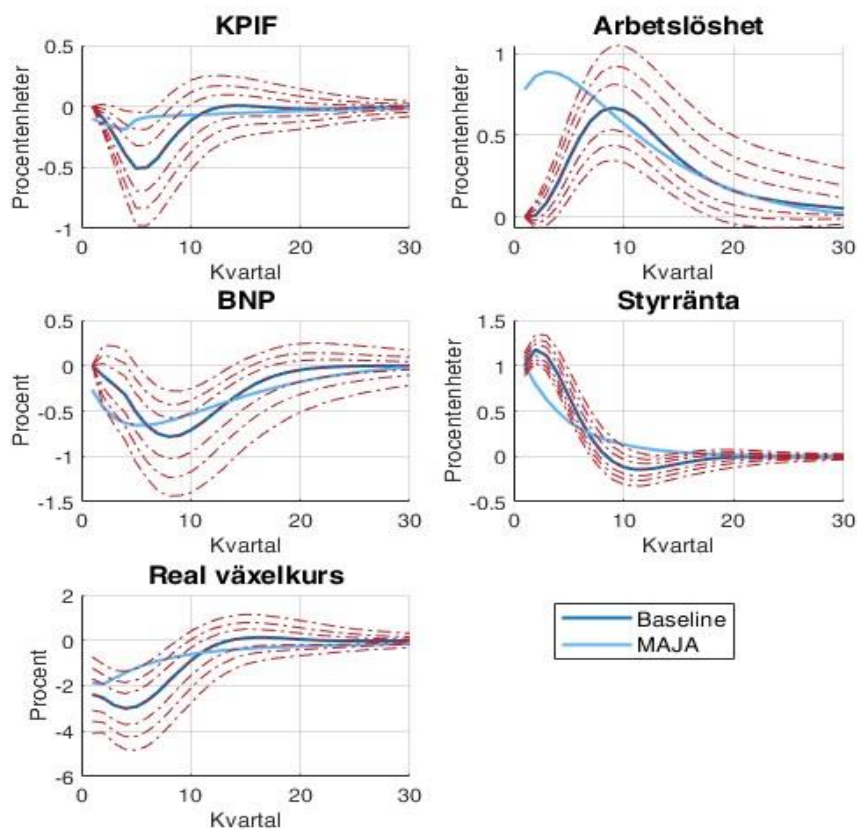
tenhet, en något mindre effekt än den vi fann med kvartalsmodellen. Sammanfattningsvis får vi ungefär samma bild av effekterna av en penningpolitisk störning när modellen skattas på kvartals- respektive månadsdata.

## Diagram

I diagrammen nedan visas effekterna av en oväntad styrräntehöjning (en penningpolitisk störning) med olika alternativa antaganden för modellen. Arbetslösheten, BNP, styrräntan och den reala växelkursen visas i nivå och KPIF-inflationen i årlig procentuell förändring (även om den typiskt ingår i kvartalsförändring i de skattade modellerna). Percentilerna 5, 15, 25, 75, 85 och 95 för effekterna i baselinemodellen visas i rött och medianeffekten (percentil 50) i baselinemodellen visas i blått. Effekterna för olika alternativa modellspecifikationer visas i övriga färger (ljusblå, gul, grön). Effekterna normaliseras genomgående så att de avser en höjning av styrräntan med en procentenhet initialt.

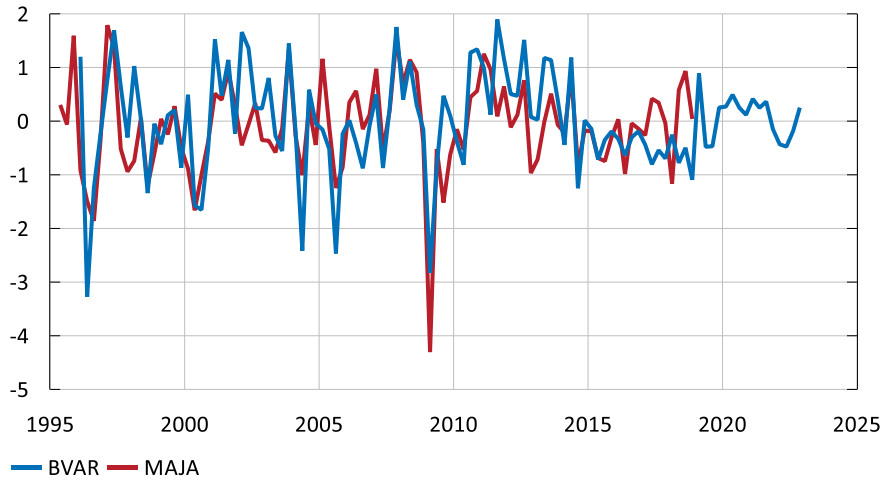
## Baselinemodellen

Diagram 12. Jämförelse av effekterna av en styrräntehöjning i baselinemodellen med de i Riksbankens allmänna jämviktsmodell MAJA



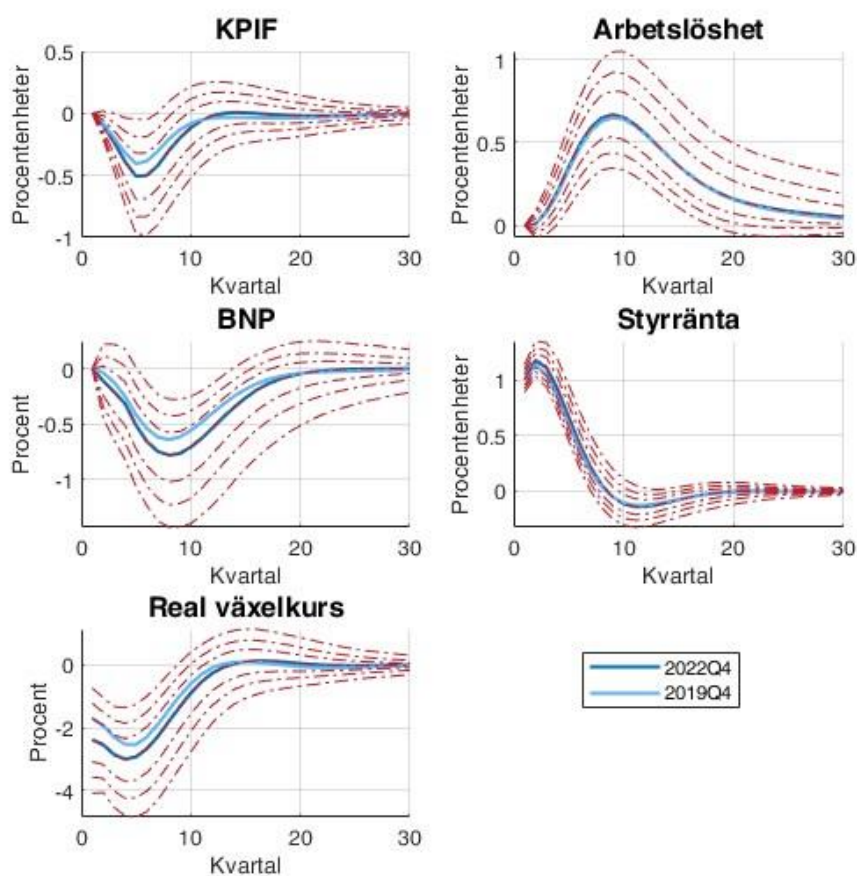
Anm. I diagrammet visas effekter av en penningpolitisk störning i baselinemodellen och Riksbankens allmänna jämviktsmodell MAJA där den initiala effekten på styrräntan har normaliserats till en procentenhet. Modellen är skattad på svenska data för perioden 1995kv1-2022kv4. KPIF visas i årlig procentuell förändring och övriga variabler i nivå. De röda linjerna är percentilerna 5, 15, 25, 75, 85 och 95 i sannolikhetsfördelningen för baseline-responsen och den blåa linjen visar medianresponsen (percentil 50). Osäkerhetsbanden tillhör baselinemodellen.

**Diagram 13. Jämförelse av skattade penningpolitiska störningar (i standardavvikelser) i baselinemodellen och i Riksbankens allmänna jämviktsmodell MAJA**



Anm. I diagrammet visas tidsserier av skattade penningpolitiska störningar (smoothed estimates) i baselinemodellen (BVAR) respektive den allmänna jämviktsmodellen MAJA. Störningarna är uttryckta i standardavvikelser.

**Diagram 14. Effekter av en styrräntehöjning i baselinemodellen skattad för två olika samplar**

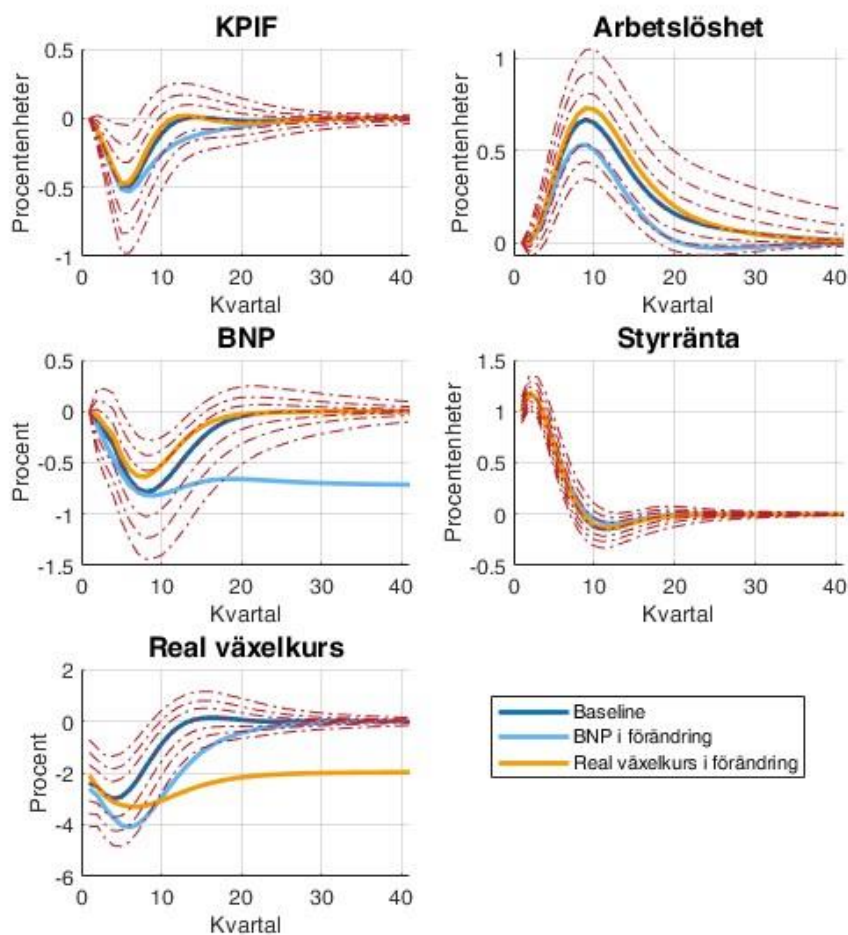


Anm. I diagrammet visas effekter av en penningpolitisk störning i baselinemodellen där den initiala effekten på styrräntan har normaliserats till en procentenhet. Modellen är skattad på svenska data för två olika samplar: 1995kv1-2022kv4 och 1995kv1-2019kv4. KPIF visas i årlig procentuell förändring och övriga variabler i nivå. De röda linjerna är percentilerna 5, 15, 25, 75, 85 och 95 i sannolikhetsfördelningen för baseline-responsen och de blå linjerna visar medianresponserna (percentil 50). Osäkerhetsbanden tillhör baselinemodellen med slutår 2022kv4.



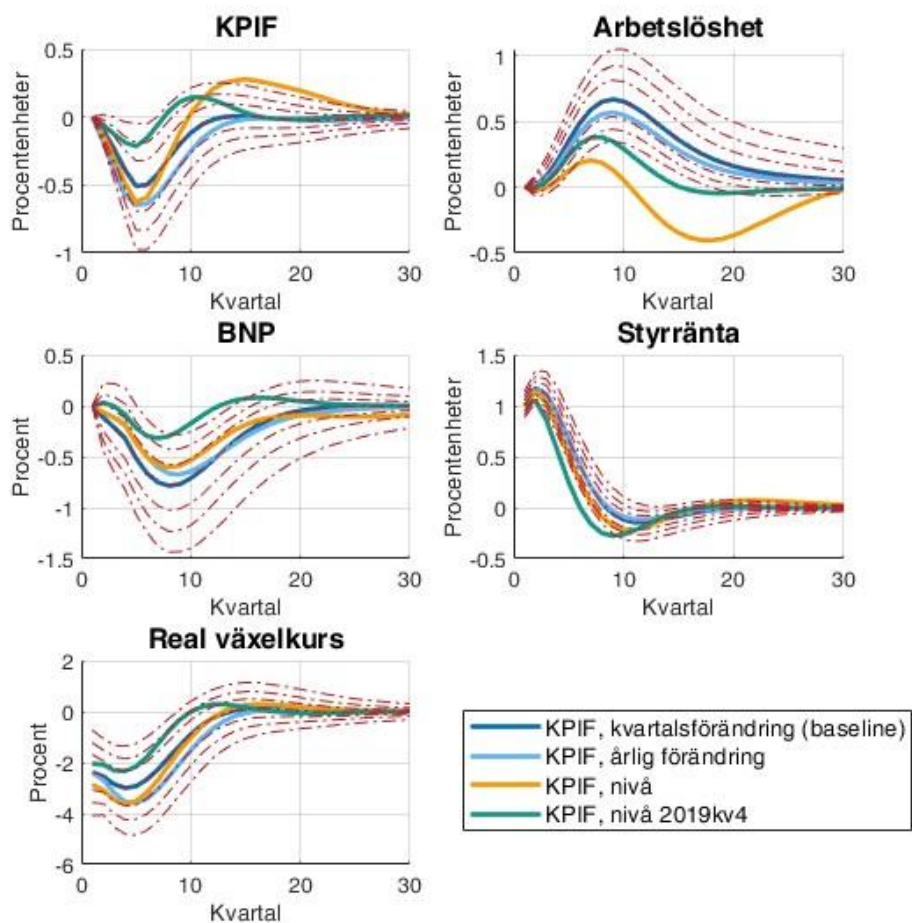
## Robusthetsanalys

Diagram 15. Effekter av en styrräntehöjning i varianter av baselinemodellen med BNP eller real växelkurs i förändring



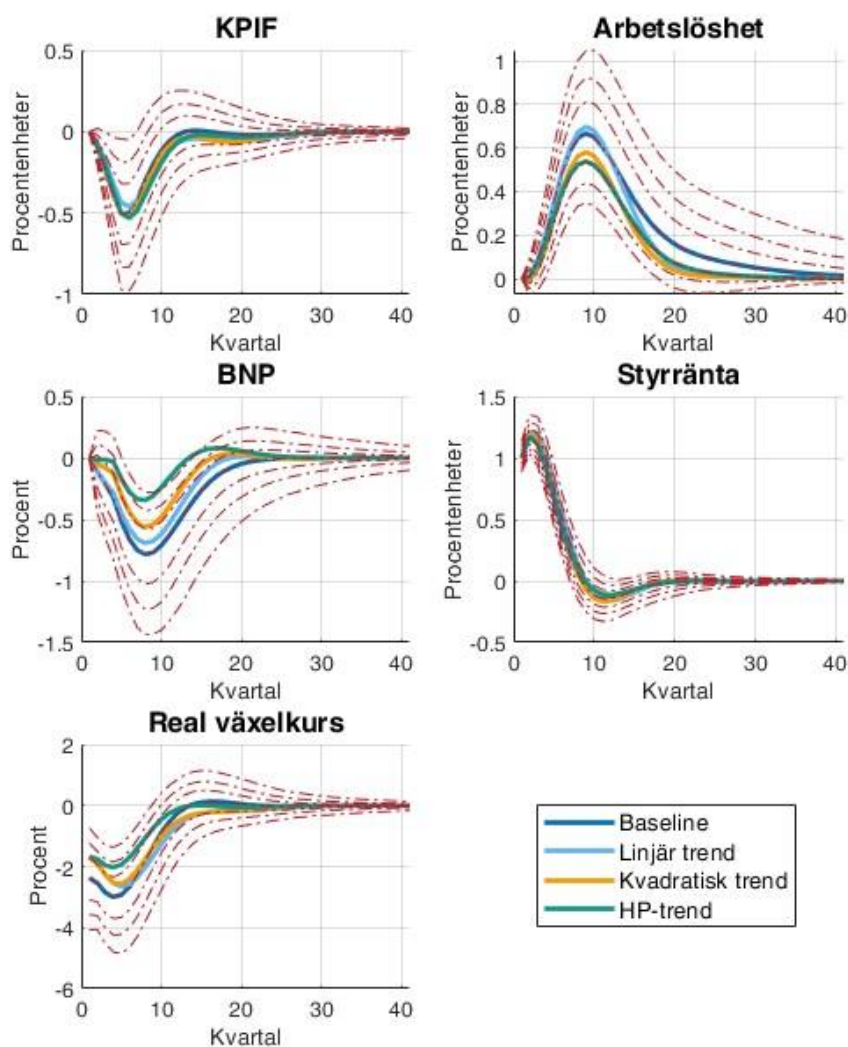
Anm. I diagrammet visas effekter av en penningpolitisk störning i två varianter av baselinemodellen där BNP respektive real växelkurs ingår i förändring istället för i nivå. Den initiala effekten på styrräntan har normaliserats till en procentenhet. Modellen är skattad på svenska data för perioden 1995kv1-2022kv4. KPIF visas i årlig procentuell förändring och övriga variabler i nivå. De röda linjerna är percentilerna 5, 15, 25, 75, 85 och 95 i sannolikhetsfördelningen för baseline-responserna och de färgade linjerna visar medianresponserna (percentil 50). Osäkerhetsbanden tillhör baselinemodellen.

**Diagram 16. Effekter av en styrräntehöjning i baselinemodellen med olika transformationer av KPIF**



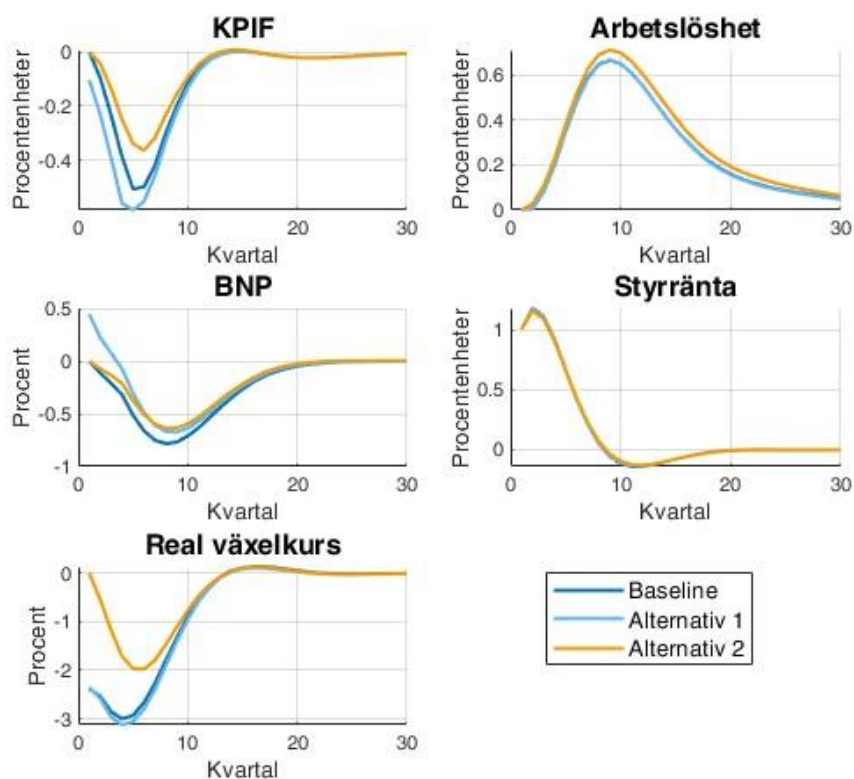
Anm. I diagrammet visas effekter av en penningpolitisk störning i baselinemodellen med olika transformationer av KPIF. Den initiala effekten på styrräntan har normaliserats till en procentenhet. Modellen är skattad på svenska data för perioden 1995kv1-2022kv4, med undantag för KPIF, nivå 2019kv4 (se grön linje). KPIF visas med olika transformationer och övriga variabler i nivå. De röda linjerna är percentilerna 5, 15, 25, 75, 85 och 95 i sannolikhetsfördelningen för baseline-responserna och de färgade linjerna visar medianresponserna (percentil 50). Osäkerhetsbanden tillhör baselinemodellen.

**Diagram 17. Effekter av en styrräntehöjning med olika antaganden om deterministiska trender i baslinemodellen**



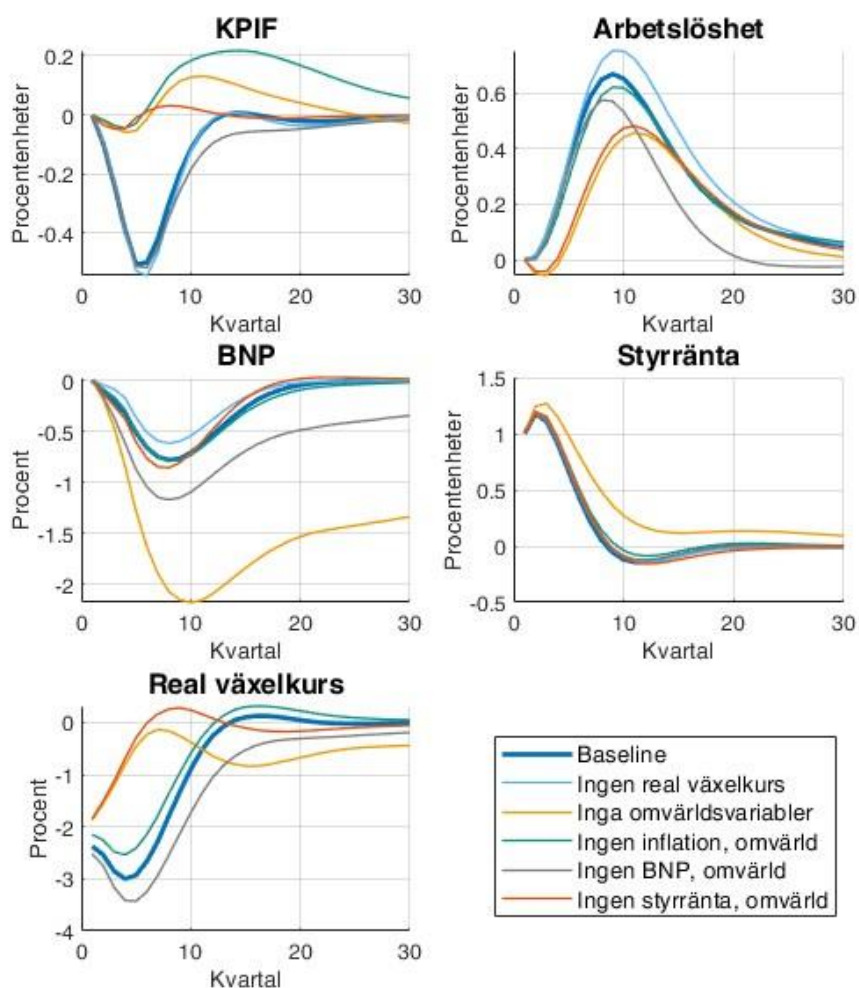
Anm. I diagrammet visas effekter av en penningpolitisk störning i baslinemodellen där den initiala effekten på styrräntan har normaliserats till en procentenhet. I baslinemodellen har vi inga deterministiska trender. I de alternativa specifikationerna inkluderar vi linjära respektive kvadratiske trender. Modellen är skattad på svenska data för perioden 1995kv1-2022kv4. KPIF visas i årlig procentuell förändring och övriga variabler i nivå. De röda linjerna är percentilerna 5, 15, 25, 75, 85 och 95 i sannolikhetsfördelningen för baseline-responsen och de färgade linjerna visar medianresponserna (percentil 50). Osäkerhetsbanden tillhör baslinemodellen.

**Diagram 18. Effekter av en styrräntehöjning med olika kortsiktsrestriktioner i baselinemodellen**



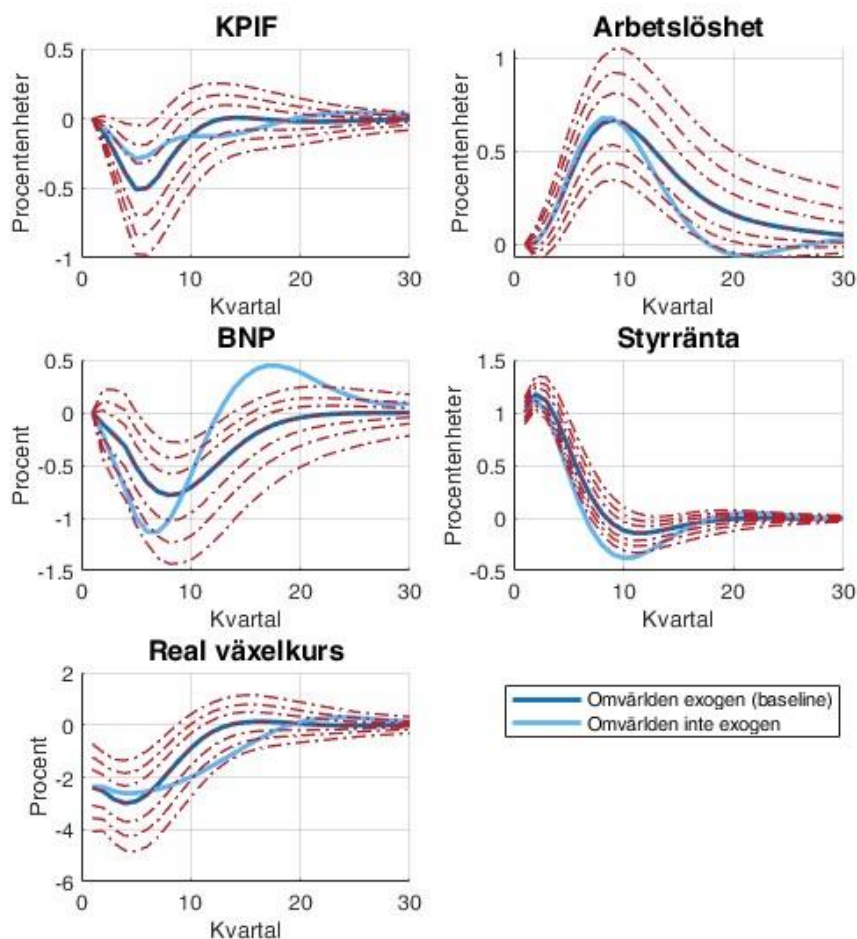
Anm. I diagrammet visas effekter av en penningpolitisk störning i baselinemodellen med olika kortsiktsrestriktioner. Den initiala effekten på styrräntan har normaliserats till en procentenheter. I baselinemodellen tillåts växelkursen reagera i samma kvartal som styrräntan medan övriga variabler antas reagera med fördröjning. Alternativ 1 visar effekterna när samtliga variabler tillåts reagera kontemporärt (styrräntan ordnas först bland de inhemska variablerna). Alternativ 2 visar effekterna när samtliga variabler kontemporärt är begränsade till noll (styrräntan ordnas sist bland de inhemska variablerna). Modellen är skattad på svenska data för perioden 1995kv1-2022kv4. KPIF visas i årlig procentuell förändring och övriga variabler i nivå.

**Diagram 19. Effekter av en styrräntehöjning i varianter av baselinemodellen där olika omvärldsvariabler exkluderats**



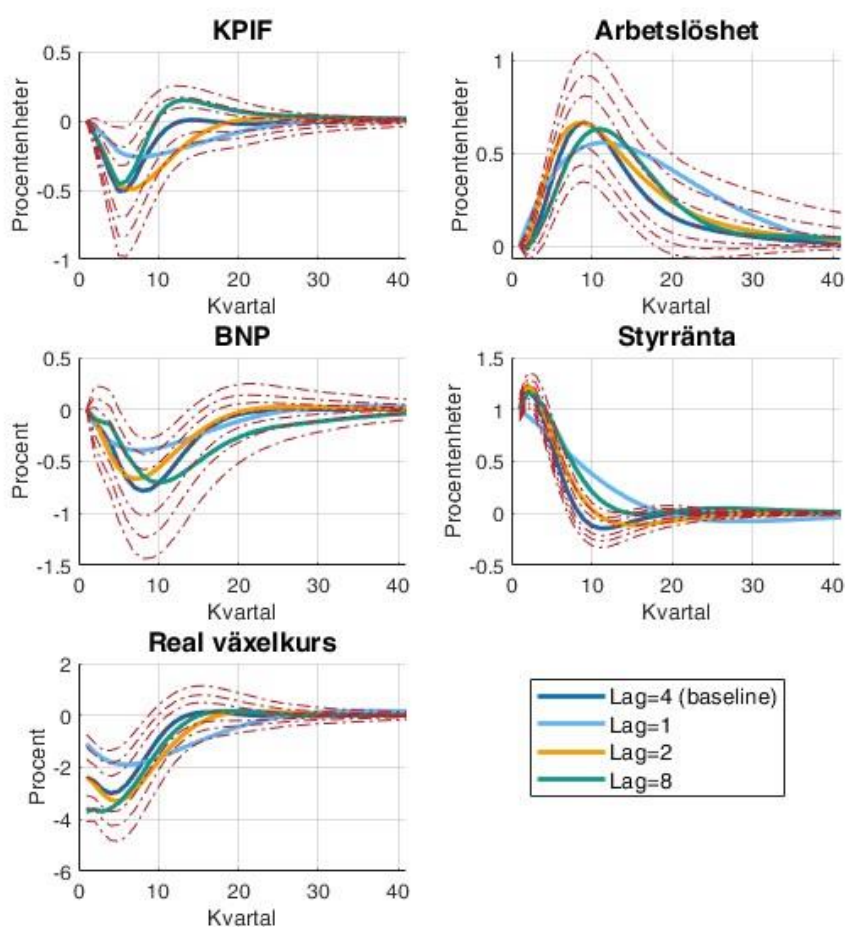
Anm. I diagrammet visas effekter av en penningpolitisk störning i varianter av baselinemodellen där olika omvärldsvariabler exkluderats. Den initiala effekten på styrräntan har normaliserats till en procentenhet. Modellen är skattad på svenska data för perioden 1995kv1-2022kv4. KPIF visas i årlig procentuell förändring och övriga variabler i nivå.

**Diagram 20. Effekter av en styrräntehöjning i baselinemodellen med olika antaganden om omvärldsvariablernas exogenitet**



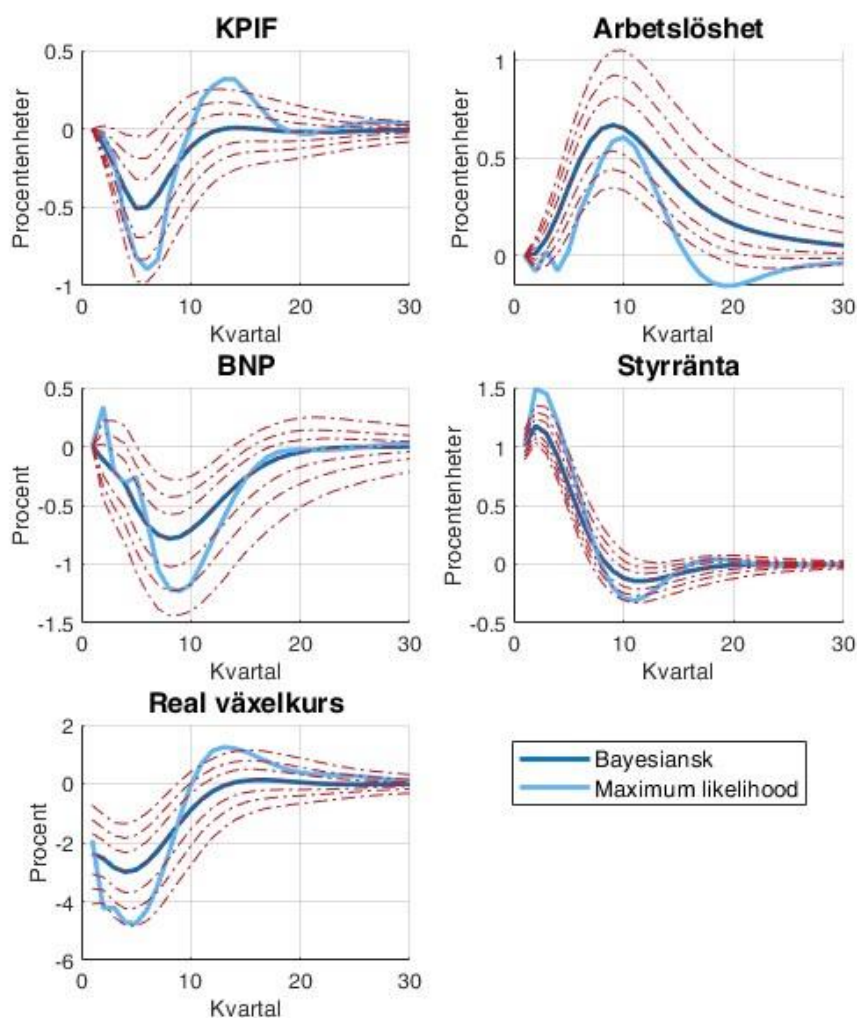
Anm. I diagrammet visas effekter av en penningpolitisk störning i baselinemodellen med olika antaganden om omvärldsvariablernas exogenitet. Den initiala effekten på styrräntan har normaliserats till en procentenhet. Modellen är skattad på svenska data för perioden 1995kv1-2022kv4. KPIF visas i årlig procentuell förändring och övriga variabler i nivå. De röda linjerna är percentilerna 5, 15, 25, 75, 85 och 95 i sannlikhetsfördelningen för baseline-responsen och de färgade linjerna visar medianresponserna (percentil 50). Osäkerhetsbanden tillhör baseline-modellen.

**Diagram 21. Effekter av en styrräntehöjning i baselinemodellen med olika antal laggar**



Anm. I diagrammet visas effekter av en penningpolitisk störning i baselinemodellen med olika antal laggar. Den initiala effekten på styrräntan har normaliserats till en procentenhet. Modellen är skattad på svenska data för perioden 1995kv1-2022kv4. KPIF visas i årlig procentuell förändring och övriga variabler i nivå. De röda linjerna är percentilerna 5, 15, 25, 75, 85 och 95 i sannolikhetsfördelningen för baseline-responsen och de färgade linjerna visar medianresponserna (percentil 50). Osäkerhetsbanden tillhör baselinemodellen.

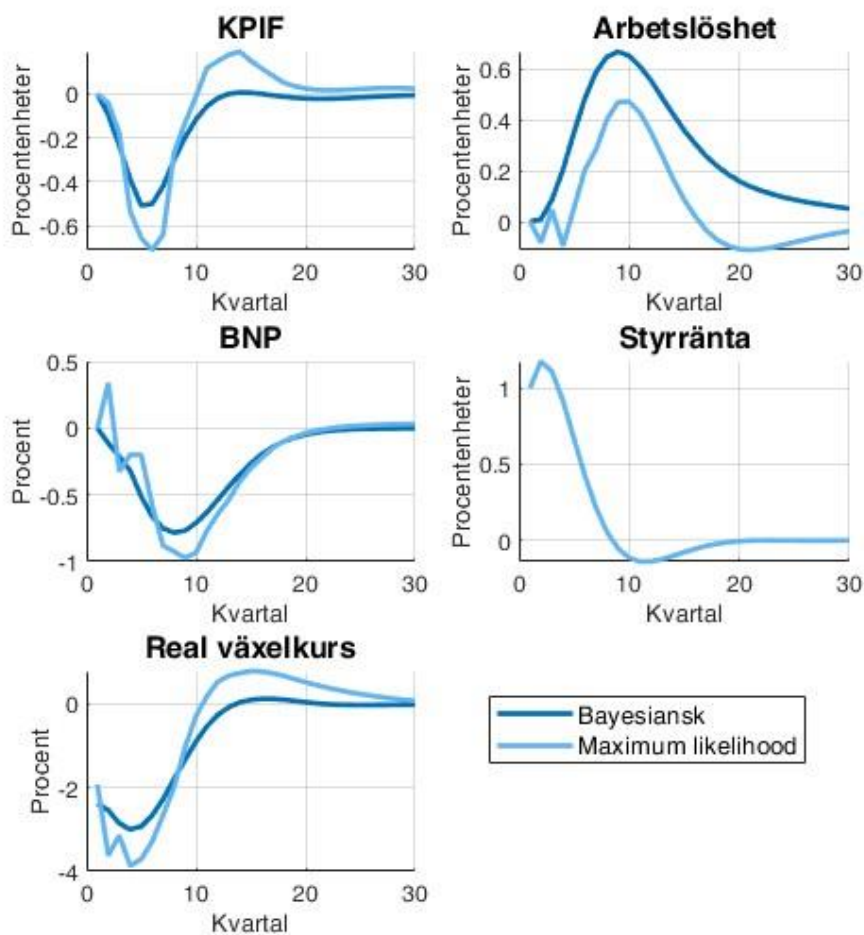
**Diagram 22. Effekter av en styrräntehöjning när baselinemodellen skattas med maximum likelihood**



Anm. I diagrammet visas effekter av en penningpolitisk störning i baselinemodellen när den skattas med bayesiansk metod (baseline) respektive med maximum likelihood. Den initiala effekten på styrräntan har normaliserats till en procentenhet. Modellen är skattad på svenska data för perioden 1995kv1-2022kv4. KPIF visas i årlig procentuell förändring och övriga variabler i nivå. De röda linjerna är percentilerna 5, 15, 25, 75, 85 och 95 i sannolikhetsfördelningen för baseline-responsen och de färgade linjerna visar medianresponserna (percentil 50). Osäkerhetsbanden tillhör baselinemodellen.

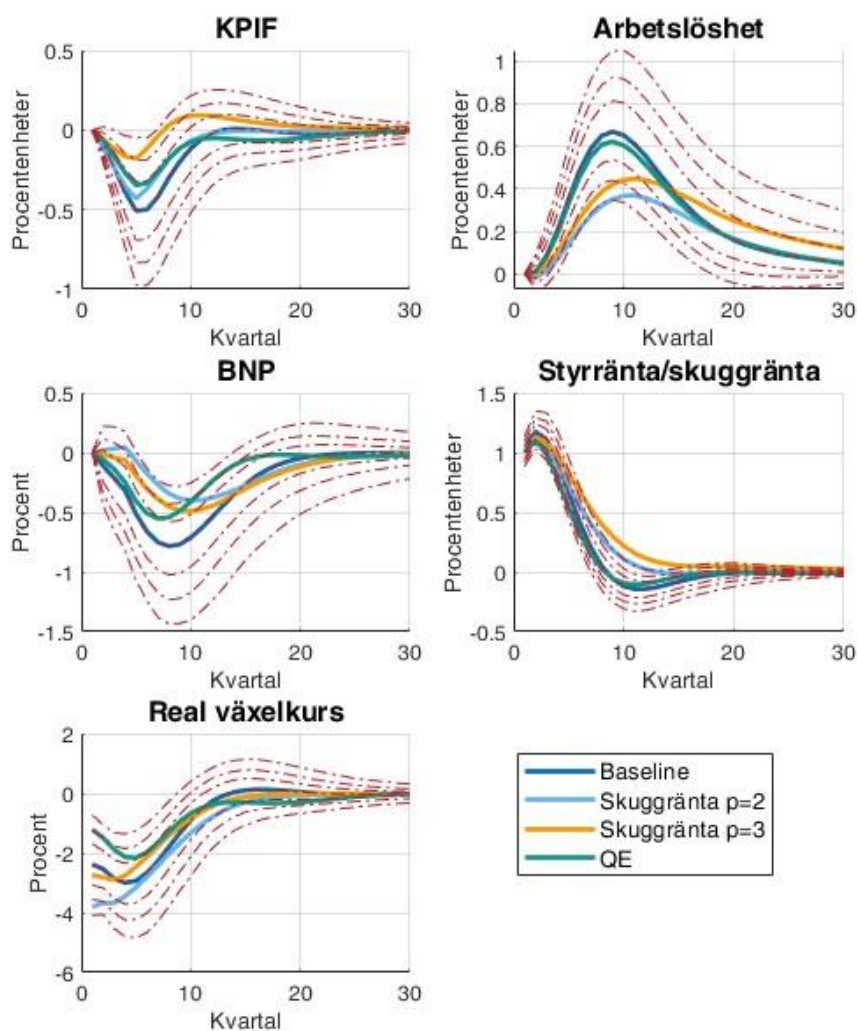


**Diagram 23. Effekter av en styrräntehöjning när baselinemodellen skattas med maximum likelihood och med styrränteresponsen från Bayesianska metoden**



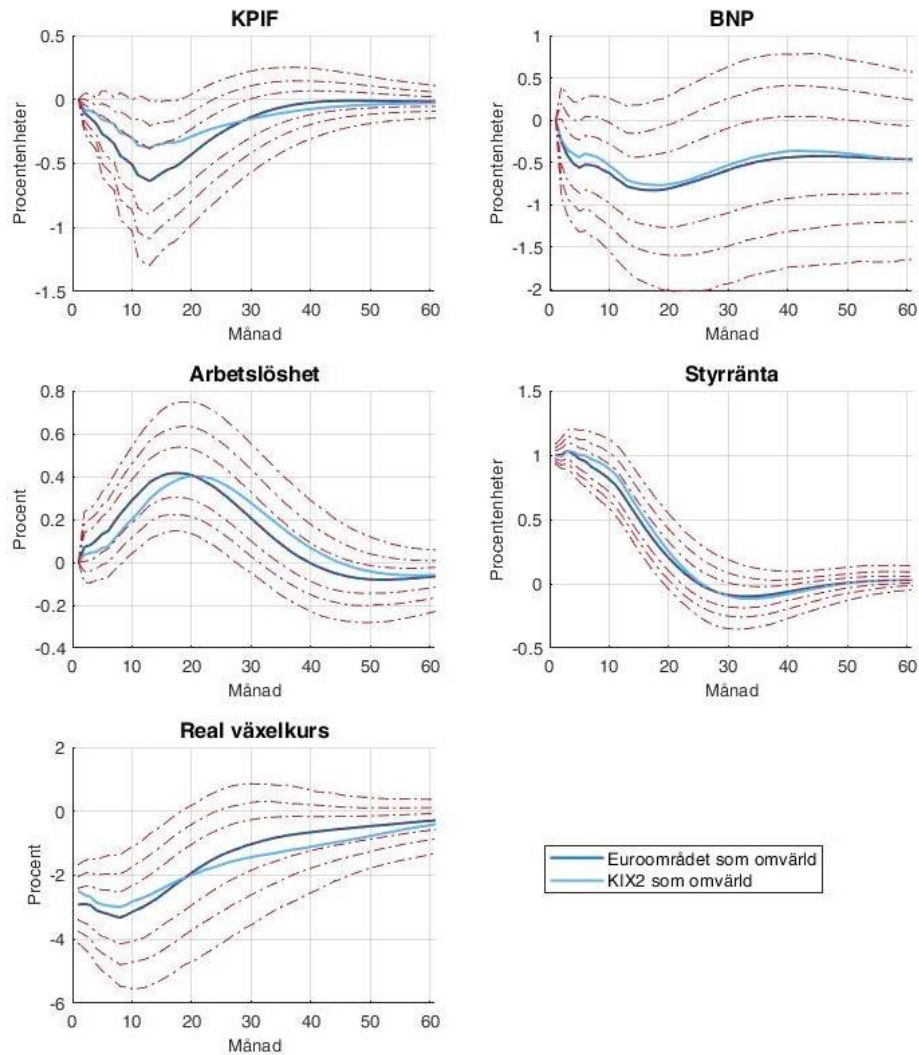
Anm. I diagrammet visas effekter av en penningpolitisk störning i baselinemodellen när den skattas med bayesiansk metod (baseline) respektive med maximum likelihood. Styrränteresponsen är normaliserad till den respons som fås då modellen skattas med Bayesianska metoder, den initiala effekten på styrräntan har normaliserats till en procentenhet. Modellen är skattad på svenska data för perioden 1995kv1-2022kv4. KPIF visas i årlig procentuell förändring och övriga variabler i nivå.

**Diagram 24. Effekter av en styrräntehöjning när baselinemodellen skattas med skuggräntor respektive en variabel som mäter Riksbankens statsobligationsköp (QE)**



Anm. I diagrammet visas effekter av en penningpolitisk störning i baselinemodellen när den skattas med två skuggräntor (konstruerade med antingen två eller tre faktorer,  $p$ ) istället för styrräntan respektive då en variabel som mäter Riksbankens statsobligationsköp (QE) inkluderas i modellen. Den initiala effekten på styrräntan (eller skuggräntan) har normaliserats till en procentenhet. Modellen är skattad på svenska data för perioden 1995kv1-2022kv4. KPIF visas i årlig procentuell förändring och övriga variabler i nivå. De röda linjerna är percentilerna 5, 15, 25, 75, 85 och 95 i sannolikhetsfördelningen för baseline-responsen och de färgade linjerna visar medianresponserna (percentil 50). Osäkerhetsbanden tillhör baselinemodellen.

**Diagram 25. Effekter av en höjning av styrräntan i baselinemodellen skattad på månadsdata**



Anm. I diagrammet visas effekter av en penningpolitisk störning i baselinemodellen skattad på månadsdata där den initiala effekten på styrräntan har normaliserats till en procentenhet. Modellen skattas för perioden 2000m1-2023m12. KPIF visas i årlig procentuell förändring och övriga variabler i nivå. De röda linjerna är percentilerna 5, 15, 25, 75, 85 och 95 i sannolikhetsfördelningen för responsen och de blå linjen visar medianresponserna (percentil 50).



**SVERIGES RIKSBANK**

Tel 08 - 787 00 00

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

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

PRODUKTION SVERIGES RIKSBANK)