

Staff memo



Prognoser och narrativ för styrräntan i en makroekonomisk modell med en realräntetrend

Vesna Corbo och Ingvar Strid

April 2025

Innehållsförteckning

1	Inledning	4
2	En trend för realräntan i en makroekonomisk modell	6
3	Prognoser och tolkningar av ekonomiska fluktuationer	10
3.1	Kalibrering och skattning av modellens parametrar	10
3.2	Den skattade realräntetrenden	10
3.3	Prognosutvärdering	12
3.4	Dekomponering av styrräntan	16
4	Hur <i>bör</i> vi göra prognoser på styrräntans trendnivå med MAJA?	19
5	Avslutande diskussion	23
	Referenser	25
	APPENDIX	29

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

Realräntor, och även centralbankernas styrräntor, föll trendmässigt i många länder under flera decennier innan de senaste årens uppgång i inflation och räntor. Detta har försvårat bedömningen av vad som är en normal nivå för styrräntan, och centralbankers och andra bedömares prognoser för styrräntan har ofta blivit för höga. I makroekonomiska konjunkturmodeller görs ofta det förenklande antagandet att centralbanken sätter styrräntan utifrån nivån på resursutnyttjandet och inflationen (en så kallad Taylorregel). Eftersom det inte finns någon tydlig trend i dessa variabler är det svårt för sådana modeller både att förklara trenden i styrräntorna och att göra bra prognoser på dessa. Röntetrenden förklaras till stor del av olika strukturella faktorer som vanligtvis inte ingår i konjunkturmodellen, exempelvis olika demografiska faktorer. Men även om den inte förklaras i modellen, är det viktigt att trender beaktas på rätt sätt för att konjunkturmodellens prognoser och policyanalyser ska vara användbara och trovärdiga.

I detta staff memo diskuterar vi hur man på ett enkelt och praktiskt användbart sätt kan bygga in en tidsvarierande trend för realräntan i Riksbankens makroekonomiska modell MAJA och skatta denna trend med makroekonomiska data. Istället för att anta att rörelserna i realräntan måste vara av konjunkturrell karaktär, beaktar vi nu alltså att den även kan påverkas varaktigt av strukturella faktorer. Vi visar att det finns tillräckligt med information för att skatta realräntans trend på ett tillförlitligt sätt med MAJA och i likhet med andra forskningsstudier finner vi att trendnivån har fallit under inflationsmålsperioden. Vi visar vidare att modellens tolkningar av rörelserna i styrräntan blir mer rimliga och att prognoser på denna blir mer träffsäkra jämfört med en modell utan en tidsvarierande trend. Vår ansats innebär att vi kan använda olika typer av information om realräntans trend när vi gör prognoser på styrräntan med modellen: dels modellens egna skattade trend baserad på data på exempelvis resursutnyttjandet och inflationen, dels information om realräntans strukturella drivkrafter och marknadsförväntningar på framtida räntor sammanfattade i en långsiktig nivå för styrräntan. Detta är en fördel jämfört med andra vanliga ansatser som använder mer begränsad information om trenden eller antar att trendnivån är konstant.

Författare: Vesna Corbo och Ingvar Strid, verksamma vid Avdelningen för penningpolitik.¹

[Klicka här för att ange text.](#)

¹ Vi tackar Mikael Apel, Mattias Erlandsson, Jens Iversen, 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 styrränta som krävs för att inflationen ska nå inflationsmålet inom rimlig tid, med hänsyn taget även till den realekonomiska utvecklingen.² För att göra den bedömningen behöver man ta ställning till vilken nivå på styrräntan som är normal i bemärkelsen att den är ungefär förenlig med ett normalt konjunkturläge och inflation på målet, vilket kan tolkas som styrräntans nivå på säg 3–10 års sikt. Denna långsiktiga nivå för styrräntan bestäms av olika strukturella faktorer som är utanför centralbankernas kontroll och den kan variera över tid. Att särskilja vilka ekonomiska fluktuationer i styrräntan och andra variabler som är av konjunkturrell och vilka som är av mer strukturell karaktär är en central del i förståelsen av drivkrafterna bakom den ekonomiska utvecklingen och därmed även utformningen av penningpolitiken.

Före de senaste årens inflations- och ränteuppgång hade reala räntor i såväl Sverige som många andra länder fallit trendmässigt i flera decennier och litteraturen som diskuterar orsakerna till nedgången är vid det här laget omfattande.³ Eftersom inflationsförväntningarna (och inflationen) i många länder har varit förhållandevis stationära under denna period så har nedgångarna i nominella och reala räntor varit i ungefär samma storleksordning.⁴ Att räntorna har trendat nedåt har utan tvekan försvårat bedömningen av vad som är en normal nivå för styrräntan och centralbanker och andra bedömare har reviderat ned sin syn på denna över tid.⁵ Det har också inneburit att man har haft svårt att göra träffsäkra styrränteprognoser, och istället har man under perioden efter den globala finansiella krisen 2007–2009 typiskt gjort för höga prognoser.⁶ Den största delen av dessa systematiska prognosfel har förmodligen att göra med felbedömningar av realräntans trendnivå.⁷

² Se Nyman och Söderström (2016) för en diskussion om hur Riksbankens inflationsmål påverkar prognoserna för inflationen och styrräntan.

³ Se Lundvall (2023) och Flodberg (2024) för en genomgång av olika förklaringar och för referenser till denna litteratur. Strukturella förklaringar till lägre realräntor som lyfts fram i litteraturen är bland annat olika demografiska faktorer, lägre produktivitetstillväxt, en högre efterfrågan på säkra tillgångar, ett högt sparande i Kina, ökad ojämlikhet och en lägre efterfrågan på investeringar.

⁴ Se till exempel Bean m.fl. (2015).

⁵ Flodberg (2024) visar hur Riksbanken, Federal Reserve, Bank of Canada och Norges bank har reviderat ned sin syn på styrräntans långsiktiga nivå i sina respektive länder de senaste 20 åren. Se även Sveriges riksbank (2024).

⁶ Se Alsterlind (2017) som visar att alla prognosmakare har gjort för höga prognoser på styrräntan i Sverige under perioden 2007–2016 och att prognosfelen sett ut på ett liknande sätt i andra länder där centralbanken publicerar en prognos för styrräntan.

⁷ En annan möjlig bidragande förklaring är att negativa störningar till ekonomin har varit vanligare än positiva under perioden efter den globala finanskrisen 2007–2009. Undantaget är de senaste årens inflationsuppgång, där positiva och stora chocker till inflationen istället gjort att prognoserna för räntan varit för låga. Här är det dock, av allt att döma, storleken på störningen och de stora prognosfelen för inflationen som varit det dominerande skälet till att prognoserna för räntan varit alltför låga, snarare än felbedömningar av realräntans trendnivå.

I detta staff memo visar vi hur man på ett enkelt och praktiskt användbart sätt kan inkorporera och skatta en tidsvarierande trend för realräntan i Riksbankens makroekonomiska modell MAJA (Modell för Allmän JämviktsAnalys).⁸ Vi diskuterar hur detta kan hjälpa Riksbanken att göra mer träffsäkra styrränteprogno­ser och att förstå drivkrafterna bakom den ekonomiska utvecklingen. I detta staff memo går vi inte igenom modellens olika byggblock utan fokuserar på vad antagandet om en tidsvarierande räntetrend har för implikationer för modellens egenskaper och hur modellen kan användas i praktiken.⁹ Vår ansats följer i stort sett litteraturen om skattning av realräntetrenden (eller den neutrala realräntans trend) i så kallade semi-strukturella makroekonomiska modeller.¹⁰ På ett mer allmänt plan är vår artikel relaterad till litteraturen om en mer realistisk modellering av trender i allmän jämviktsmodeller som syftar till att göra dessa modeller mer empiriskt relevanta.¹¹

Den semistrukturella ansatsen är ett användbart sätt att skapa sig en uppfattning om vad realräntetrenden har varit historisk och dess nivå idag. För att göra prognoser på styrräntan är det dock en fördel att kunna använda så mycket information som möjligt för bedömningen av dess långsiktiga nivå. En fördel med modelleringen av realräntans trend i MAJA är att vi kan utnyttja flera vanliga källor till information om realräntans trendnivå när vi gör prognoser med modellen: dels modellens egna skattade trendnivå för realräntan som baseras på makroekonomiska data för Sverige och omvärlden, dels ett antagande om realräntans normala nivå på lite längre sikt. Antagandet om den längre sikten baseras på data på de (främst globala) strukturella faktorer som antas påverka realräntan på lång sikt, andra centralbankers bedömningar och marknadsförväntningar på framtida räntor. Vår analys visar att de olika typerna av information om realräntans trendnivå kan bidra till att göra bättre prognoser på styrräntan.

Våra viktigaste slutsatser är följande. 1) MAJA med en tidsvarierande realräntetrend är att föredra framför en modell utan en sådan trend enligt vanliga modellutvärderingskriterier. Den förra kan fånga den nedåtgående trenden i realräntan och gör typiskt sett bättre prognoser på styrräntan. 2) Vi visar också att vår skattning av trenden är robust för olika antaganden och att vi har tillräckligt med information i data för att kunna skatta den.¹² Vidare fångar modellen med tidsvarierande realräntetrend på ett

⁸ Det är ett vanligt antagande i allmän jämviktsmodeller (eller DSGE-modeller) – som är den modellklass som MAJA tillhör, vilket vi diskuterar mer i detalj nedan – att realräntan antar röra sig kring en långsiktig jämvikt som inte varierar över tid. Se till exempel Smets och Wouters (2003), Adolfson m.fl. (2007) och Christiano m.fl. (2011), för exempel på modeller inom DSGE-litteraturen som varit inflytelserika på området och också haft bäring på Riksbankens penningpolitiska analys.

⁹ Se Corbo och Strid (2020) för en presentation av MAJA.

¹⁰ Se till exempel Laubach och Williams (2016), Holston m.fl. (2017) och Berger och Kempa (2014). Vi väljer att använda begreppet "trendrealränta" istället för "neutralräntans trendkomponent" här eftersom vi inte fokuserar på måttets eventuella användbarhet som ett mått på penningpolitikens inriktning, det vill säga om den är expansiv eller kontraktiv. Holston m.fl. (2017) anger exempelvis att de skattar den naturliga räntans "mycket persistenta komponent", eller "komponent på lägre frekvens". Dessa beskrivningar passar även in på vårt mått. Se även Kiley (2020) för en klagörande diskussion om begreppet "neutralränta".

¹¹ Se till exempel Lafourcade m.fl. (2012), Canova (2014 och 2019) och Coletti (2023). I allmän jämviktsmodeller har det varit vanligt att avtrenta variabler innan analysen med modellen, istället för att modellera trenderna explicit inom ramen för modellen.

¹² Vi visar att vår skattning uppfyller det grundläggande kravet på "recoverability" som lyfts fram i nyare forskning om skattning av icke-observerbara variabler i UC-modeller (unobserved component), se Buncic m.fl. (2024).

bättre sätt penningpolitikens systematiska komponent medan modellen utan en sådan trend härrör en större del av variationerna i styrräntan till penningpolitiska störningar. 4) Slutligen lämpar sig vår modell för styrräntans trendkomponent väl för praktiskt prognos- och policyarbete. Den är enkel och flexibel och skulle kunna användas för att göra prognoser på styrräntan även med enklare tidsseriemodeller än MAJA. Med andra ord kan den fungera som en mer allmän, och mycket enkel, tankesammanhang för hur man gör prognoser på styrräntan och dess trendkomponent.

2 En trend för realräntan i en makroekonomisk modell

I det här kapitlet visar vi hur man kan introducera en tidsvarierande trend för realräntan i en så kallad dynamisk stokastisk allmän jämviktsmodell (DSGE-modell). Vi fokuserar på Riksbankens makroekonomiska modell MAJA, som är en estimerad DSGE-modell för Sverige och våra viktigaste handelspartners, euroområdet och USA.

Det är vanligt att dela upp makroekonomiska variabler i två komponenter, trend och cykel (eller gap). Vissa variabler, exempelvis räntor, antas vanligtvis röra sig kring en konstant jämviktsnivå, eller *steady state*, vilket innebär att all variation i variabeln fångas av den cykliska komponenten.¹³ Andra variabler, exempelvis BNP, antas växa över tid längs med en jämviktstrend. DSGE-modeller är primärt konstruerade för att studera konjunkturella variationer, det vill säga sambanden mellan olika variablers cykliska komponenter. Men eftersom de antaganden man gör om trender interagerar med konjunkturanalysen är det numera vanligt att integrera trendantaganden i DSGE-modeller och skatta de båda komponenterna simultant.¹⁴

Syftet med att introducera en tidsvarierande trend för realräntan i MAJA är att kunna fånga upp (den nedåtgående) trenden i realräntan sedan 1990-talet, och därigenom också förbättra modellens styrränteprognoser och tolkningar av konjunkturella fluktuationer. En längre och mer detaljerad presentation både av modellen i sin helhet och modelleringen av trenden i realräntan ges i Corbo och Strid (2020). Här ger vi en kortfattad och något förenklad presentation i syfte att lyfta fram huvudtankegångarna.

I modellen påverkas olika ekonomiska beslut, exempelvis hushållens beslut om hur mycket de ska konsumera och spara, av realräntan (r), som är skillnaden mellan styrräntan (R) och den förväntade inflationen (π),

$$r_t = R_t - E_t \pi_{t+1}, \quad (1)$$

¹³ I modellen, som grundar sig i ekonomisk teori, bestäms realräntans jämviktsnivå av den genomsnittliga tillväxttakten i ekonomin samt diskonteringsfaktorn (som är tänkt att fånga hur mycket högre vi värderar nutiden jämfört med det vi förväntar oss vid olika tidpunkter i framtiden) – båda konstanta, så att räntetrenden är stationär. Sett över riktigt långa tidsperioder har realräntor i praktiken också varit stationära; se Del Negro m.fl. (2019), som tittar på hur globala räntetrender utvecklats från 1870-talet och framåt. Under kortare samplar kan räntor dock uppvisa en trend, såsom under inflationsmålsperioden som är den period vi studerar.

¹⁴ Detta innebär att DSGE-modellen kan ses som ett avancerat verktyg för en trend-cykel-dekomponering. Se till exempel Lafourcade m.fl. (2012) för en diskussion om modellering av trender i DSGE-modeller.

i förhållande till vad som uppfattas vara en normal nivå för denna – ett realräntegap.¹⁵ Om realräntans normala nivå antas vara konstant, påverkas besluten därmed av följande realräntegap

$$r_t^g = r_t - r, \quad (2)$$

där r är realräntans steady state. Ett positivt (negativt) realräntegap är exempelvis förknippat med ett lägre (högre) konsumtionsgap och en högre (lägre) förväntad konsumtionstillväxt (via Eulerekvationen).¹⁶ Vi låter nu istället den normala nivån vara tidsvarierande så att realräntegapet är

$$r_t^g = r_t - r_t^{tr}, \quad (3)$$

där r_t^{tr} är realräntans trend. Eftersom realräntor har fallit globalt och eftersom Sverige är en liten öppen ekonomi med fria kapitalrörelser och omfattande handel med omvärlden är det rimligt att anta att trenden för realräntan till stor del drivs av globala faktorer.¹⁷ Här gör vi det förenklande antagandet att trenden i den svenska realräntan är lika med trenden i omvärldens realränta:

$$r_t^{tr} = r_t^{tr,f}. \quad (4)$$

Det är vanligt att låta realräntans trend förklaras av olika strukturella faktorer, exempelvis produktivitetstillväxten eller demografiska faktorer.¹⁸ För att förenkla framställningen ytterligare väljer vi här att modellera trenden i realräntan som en exogen process (en AR(1)-process) som då antas fånga alla strukturella faktorer som påverkar trenden:

$$r_t^{tr,f} = r + z_t; \quad z_t = \rho_z z_{t-1} + \sigma_z \varepsilon_{z,t}, \quad (5)$$

där $\varepsilon_{z,t}$ är en innovation till trenden som antas vara standardnormalfördelad. Vår modellering av realräntetrenden påminner därför om hur realräntans trend brukar modelleras i semi-strukturella modeller.¹⁹ Att vi låter trenden vara exogen innebär att vi

¹⁵ I en enkel modell finns vanligtvis endast en ränta i ekonomin. Det är centralbankens styrränta och också den räntan som samtliga aktörer i ekonomin grundar sina beslut på. I verkligheten möter ekonomins aktörer förstås en rad olika räntor, beroende på graden av risk, huruvida det rör sig om spar- eller låneräntor etc. Även i en mer komplex modell, som MAJA, görs antaganden om att olika aktörer möter olika räntor. Modellen omfattar dessutom två olika ekonomier (Sverige respektive handelsviktad omvärld), och räntorna skiljer sig åt mellan länderna. Samtliga räntor samvarierar dock över tid med centralbankens styrränta och drivs av samma trend. I MAJA görs även antagandet att räntetrenden är global, det vill säga gemensam för de bägge ekonomierna.

¹⁶ Konsumtionsgapet är konsumtionens avvikelse från sin trend.

¹⁷ Se Del Negro m.fl. (2019) för ett långsiktigt och globalt perspektiv på räntetrenden. En av slutsatserna där är att alltmer integrerade internationella kapitalmarknader lett till att globala faktorer varit en alltmer dominerande drivkraft bakom realräntetrender i olika länder från 1980-talet och framåt. På kortare sikt är det dock rimligt att anta att det finns andra, och ibland land- eller regionspecifika, drivkrafter bakom mer tillfälliga rörelser i räntetrender; se exempelvis Platzer m.fl. (2022) och Flodberg (2024) för en diskussion.

¹⁸ En diskussion av drivkrafterna bakom trender i realräntan och den tillhörande akademiska litteraturen finns i exempelvis Lundvall (2023).

¹⁹ Se exempelvis Laubach och Williams (2003), Laubach och Williams (2016) och Holston, Laubach och Williams (2017). Kiley (2020) väljer liksom vi att modellera trendräntan som en exogen process medan Pescatori och Turunen (2016) låter trenden påverkas av ett större antal förklarande variabler. Corbo och Strid

inte kommer kunna använda modellen för att säga något om drivkrafterna bakom trenden (vilket inte heller är vårt syfte) och att den inte heller påverkas av andra störningar eller variabler i modellen. Vi noterar också att det vanliga antagandet om en konstant trendränta fås genom att låta $\rho_z = 0$ och $\sigma_z = 0$ (så att $z_t = 0$), vilket också innebär att det är enkelt att testa om det finns statistiskt stöd för den tidsvarierande realräntetrenden när modellen skattas på data.²⁰

Vi antar vidare att realräntetrenden är stationär, det vill säga att $\rho_z < 1$.^{21,22} Med detta antagande behöver vi skilja på realräntans trendnivå, r_t^{tr} , och dess långsiktiga jämviktsnivå (eller steady state), r . Vi argumenterar senare för att det ger oss en möjlighet att på ett praktiskt sätt väga samman olika källor till information om realräntans trendnivå när vi gör prognoser med modellen (se vidare diskussion i avsnitt 4 nedan).

Vårt centrala antagande ovan är alltså att de ekonomiska beslut som olika aktörer i ekonomin fattar påverkas av realräntan i förhållande till en trendmässig nivå som tillåts variera över tid (istället för en konstant nivå). Detta innebär exempelvis att en viss nivå för realräntan har olika implikationer för hushållens konsumtions- och sparandebeslut vid olika tidpunkter historiskt eftersom referenspunkten för vad som är en normal nivå för realräntan har ändrats över tid. Det innebär också att effekten av en viss nivå för styrräntan på ekonomin har varierat över tid.²³

Centralbanken i modellen sätter styrräntan utifrån vad som uppfattas vara en normal nivå för styrräntan samt arbetslöshetens och inflationens avvikelser från sina normala nivåer, en så kallad reaktionsfunktion eller Taylorregel. Vi antar att centralbanken, liksom hushållen och företagen, tar hänsyn till trenden i realräntan när den fattar sina beslut om styrräntan. Vi gör detta genom att låta styrräntans normala nivå (interceptet i Taylorregeln) ges av

$$R_t^{tr} = r_t^{tr} + \pi \quad (6)$$

(2020) tillåter även produktivitetstillväxten och skillnaden mellan en företagslåneränta och styrräntan (en så kallad riskpremie) påverka realräntans trend, vilket också innebär att det finns en viss skillnad mellan trenderna för Sverige och omvärlden. De finner dock att produktivitetstillväxten inte har någon viktig påverkan på realräntetrenden; se även Hamilton m.fl. (2015) för en diskussion kring det svaga sambandet mellan realräntor och BNP-tillväxt i tvärsnittsdata för ett stort antal länder. Eftersom dessa skillnader i specifikationen av realräntetrenden inte har någon viktig betydelse för analysen och slutsatserna i detta staff memo bortser vi ifrån dem här.

²⁰ Modellen utan realräntetrend är alltså kapslad ("nested") i modellen med realräntetrend.

²¹ I den ekonometrisk litteraturen används begreppet "trend" i allmänhet för stokastiska processer som är icke-stationära, se till exempel Harvey (1989). Med ett enhetsrottest (augmented Dickey-Fuller, ADF) kan vi inte förkasta nollhypotesen att realräntan har en enhetsrot. Men enhetsroten är å andra sidan inte strukturell. Se exempelvis Mosconi och Paruolos (2022) intervju med Katarina Juselius för resonemang kring valet att modellera en process som $I(0)$ eller nära $I(1)$.

²² Laubach och Williams (2003) antar exempelvis att neutralräntan är en summa av två $I(1)$ -komponenter för produktivitetstillväxten respektive en residual ("z-termen") och att den därmed är icke-stationär. Lewis och Vazquez-Grande (2019) undersöker hur olika antaganden om neutralräntan i Laubach och Williams modell påverkar skattningen och finner att en stationär specifikation av processen för z är att föredra framför en icke-stationär på statistiska grunder.

²³ Det finns naturligtvis även andra skäl till att effekterna av en styrränteförändring kan ändras över tid än de som explicit modelleras i MAJA, exempelvis en ökad räntekänslighet till följd av ökad skuldsättning. Se till exempel Berggren m.fl. (2024) och referenser däri.

där $\pi = 2\%$ är centralbankens inflationsmål. Detta är alltså den nivå på styrräntan som centralbanken sätter då resursutnyttjandet och inflationen är nära sina normala nivåer, vad vi kallar styrräntans trendnivå.²⁴ Mer allmänt kan vi tolka den skattade nivån för r_t^{tr} som den nivå som bäst passar ihop med observerade data och modellen över ekonomin. Trenden identifieras främst av de variabler som ingår i reaktionsfunktionerna för centralbankerna i omvärlden och Sverige i modellen, det vill säga data på styrräntan, inflationen och arbetslösheten för euroområdet, USA respektive Sverige.²⁵ Eftersom realräntetrenden, liksom alla andra trender som exempelvis potentiell BNP, är icke observerbar antas aktörerna i modellen skatta denna utifrån sin bild av hur ekonomin fungerar och data. Eftersom aktörerna antas ha rationella, det vill säga modellkonsistenta, förväntningar, är aktörernas bild av ekonomins funktionssätt densamma som modellens.

En viktig konsekvens av vårt antagande om penningpolitiken är att en störning till realräntans trend ($\varepsilon_{z,t}$) inte har några effekter på andra variabler än räntorna i modellen – eftersom räntetrenden R_t^{tr} utgör interceptet i Taylorregeln antas penningpolitiken anpassas för att neutralisera effekterna av dessa störningar. Om realräntans trendnivå faller och centralbanken däremot *inte* beaktar detta fullt ut när den sätter styrräntan blir realräntegapet högre. Detta får åtstramande effekter på resursutnyttjandet och inflationen (en negativ efterfrågestörning) vilket i sin tur, och med viss fördröjning, leder till att styrräntan sänks. Men om centralbanken, som vi antar, anpassar styrräntan i linje med fallet i realräntans trendnivå så påverkas inte realräntegapet och därmed får störningen inga effekter på övriga variabler.²⁶ Att realräntetrenden i Sverige antas följa den i omvärlden innebär vidare att den inte påverkar den reala växelkursen.²⁷ Responserna till en störning till realräntetrenden ($\varepsilon_{z,t}$) med dessa båda antaganden om hur penningpolitiken reagerar visas i avsnitt A i appendix. Vad gäller övriga störningar i modellen gäller det omvända förhållandet – de antas påverka realräntegapet men inte realräntans trendnivå. Dessa mer kortvariga störningar antas då påverka penningpolitiken via sina effekter på resursutnyttjandet och inflationen.

²⁴ Detta innebär också att realräntans trendnivå kan tolkas som *en neutral nivå på längre sikt* i meningen att det är den nivå som är förenlig med normalt resursutnyttjande och inflation på målet, vilket motsvarar ett läge då effekterna av cykliska störningar på ekonomin har klingat av. Denna tolkning är exempelvis i linje med den som Kiley (2020) gör.

²⁵ Identifikationen av trenden kan beskrivas som "indirekt" i meningen att vi inte använder direkta data på de strukturella faktorer som bestämmer realräntans trendnivå. Se exempelvis Taylor och Wieland (2016) för en intuitiv diskussion om identifikation av trendräntan i semi-strukturella modeller. Även om realräntans trend enligt vår modell antas bestämmas globalt kan data för Sverige alltså ge oss kunskap om dess nivå.

²⁶ Det råder inget tvivel om att centralbanker har anpassat sig till strukturellt lägre realräntor. Men man kan naturligtvis diskutera hur snabbt detta sker i praktiken och vårt antagande ska ses som en förenkling.

²⁷ En störning till realräntetrenden påverkar realräntorna i Sverige och omvärlden på samma sätt och enligt realränteparitetsvillkoret i modellen påverkas då inte den reala växelkursen.

3 Prognoser och tolkningar av ekonomiska fluktuationer

3.1 Kalibrering och skattning av modellens parametrar

Vi skattar MAJA med två olika antaganden om realräntetrenden: med respektive utan en tidsvarierande trend och jämför sedan de båda modellernas prognosförmåga. I det senare fallet antar vi alltså $\rho_z = 0$ och $\sigma_z = 0$ så att $z_t = 0$, vilket innebär att realräntans trendkomponent är konstant, $r_t^{tr,f} = r$. Skattningsmetoden följer i allt väsentligt den i Corbo och Strid (2020), med den viktigaste skillnaden att vi här förlänger sam-pelperioden till 2023kv4 (istället för till 2018kv4 som i tidigare skattning). Vi redogör inte i detalj för de skattade parametrarna här utan fokuserar helt på de delar som be-rör realräntetrenden. I avsnitt B i appendix ges mer information om skattningen och i avsnitt C i appendix redovisar vi även en analys av hur känslig skattningen av realräntetrenden är för alternativa antaganden om dess specifikation.

Vi antar att den reala styrräntans konstanta steady state-nivå är $r = 0,5$ procent och att inflationens normala nivå är 2 procent i linje med inflationsmålet, så att styrräntans steady state-nivå är 2,5 procent. Vi väljer detta värde för styrräntans steady state då det är ungefär i linje med Riksbankens bedömning av styrräntans långsiktiga nivå de senaste fem åren.²⁸ Vår skattning av realräntetrenden ger en väldigt persistent process – vi har $\rho_z = 0.995$, vilket alltså innebär att processen för realräntetrenden är nära en enhetsrot (near unit root). Detta innebär naturligtvis också att modellen med en realräntetrend föredras på statistiska grunder.²⁹ En viktig konsekvens av denna pa-rameterskattning är vidare att prognosen för realräntans trendnivå kommer vara nära en slumpvandring (random walk).

3.2 Den skattade realräntetrenden

Ny forskning har visat att möjligheten att skatta realräntetrenden (eller icke-observerbara variabler mer allmänt) på ett tillförlitligt sätt varierar kraftigt mellan olika mo-deller. Detta kan undersökas med statistiska mått på så kallad "recoverability" som mäter populationskorrelationen mellan den sanna icke-observerbara variabeln och skattningen (smoothed estimate) av denna. Ett värde nära 0 innebär att modellen sak-nar möjlighet att skatta den icke observerbara variabeln medan ett värde närmare 1

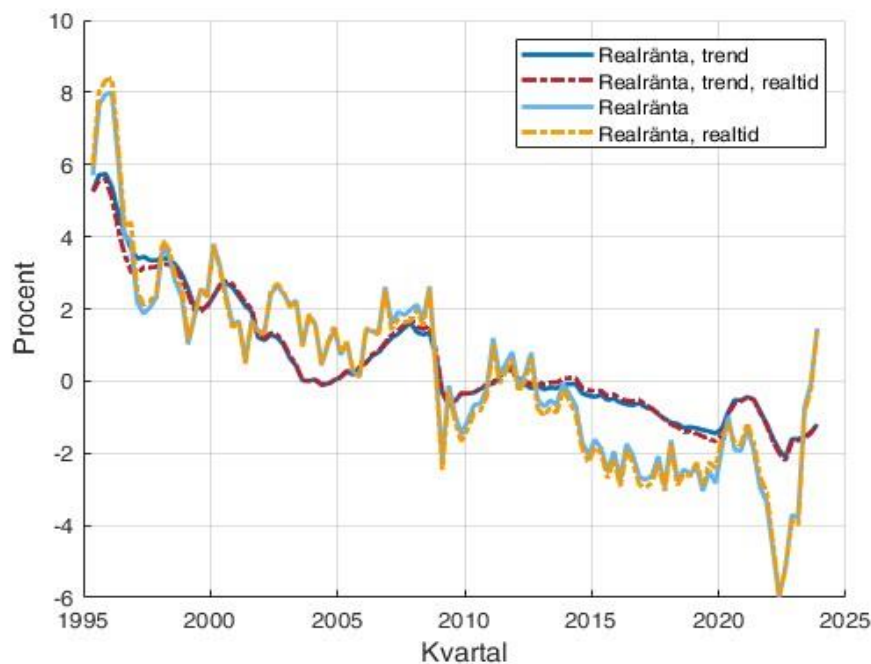
²⁸ Riksbanken kommunicerade 2017 ett intervall för den långsiktiga styrräntan mellan 2,5 och 4,0 procent och 2019 och 2022 kommunicerade man att det är sannolikt att nivån ligger i den nedre delen, eller något under, intervallet från 2017; se Sveriges riksbank (2017, 2019 respektive 2022). I slutet av 2024 kommuni-cerade Riksbanken ett intervall för den långsiktiga styrräntan mellan 1,5 och 3,0 procent, se Seim (2024) och Sveriges riksbank (2024). Vårt antagande är också i linje med andra centralbankers antaganden om styr-räntans långsiktiga nivå det senaste decenniet, se Flodberg (2024) och Sveriges riksbank (2024).

²⁹ En vanlig jämförelse av log marginal likelihood för de båda modellerna ger en skillnad (log Bayes factor) i storleksordningen 54, vilket innebär att modellen med en realräntetrend starkt föredras. Detta resultat är också i linje med Cúrdia m.fl. (2015) som visar att för en nykeynesiansk modell skattad på data för USA före-dras en specifikation där penningpolitiken antas följa den neutrala räntan.

innebär att det är möjligt att återfå (recover) variabeln. För förändringen i realräntetrenden i MAJA är korrelationen 0,94, vilket innebär en god förmåga att skatta denna variabel med modellen.³⁰

I Diagram 1 visas den reala styrräntan (se ekvation 1) och den skattade realräntetrenden. Vi visar dels en skattning som använder data för hela sampelperioden, dels en skattning som baseras på tillgängliga data vid en viss tidpunkt (betecknad "realtid").³¹ Vi ser att realräntans trendnivå har rört sig från en nivå runt 2 procent i början av 2000-talet till negativa nivåer under det senaste decenniet. Vi ser vidare att realtids-skattningen är i linje med skattningen som baseras på data för hela sampelperioden, vilket kan tolkas som att det är möjligt för aktörerna i ekonomin att upptäcka förändringar i realräntans trendnivå när de sker. Vår skattade trend för realräntan är också på ett övergripande plan i linje med skattningar för Sverige och andra länder med liknande metoder.³²

Diagram 1. Realräntetrend i MAJA, 1995–2023



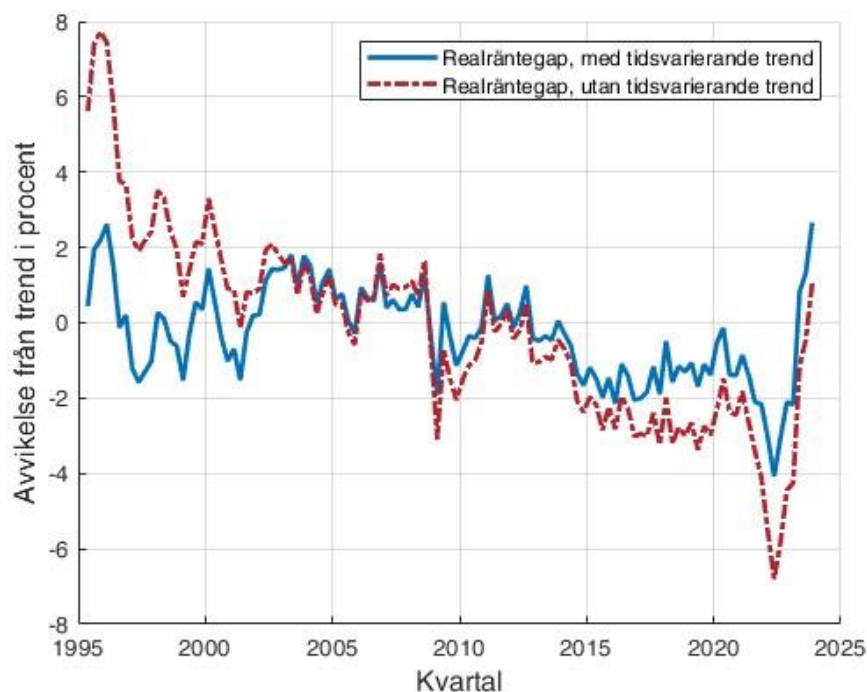
³⁰ Se Buncic m.fl. (2024). De visar exempelvis att denna korrelation är 0,1–0,2 för olika varianter av Laubach och Williams modell vilket innebär att det saknas tillräckligt med information för att skatta trendräntan tillförlitligt med denna modell. Vi simulerar ett sampel av längd 10 000 observationer från MAJA för posterior mode-parametervektorn. Vi skattar sedan modellens icke-observerbara variabler (med state-smoothern och innovations-smoothern) och beräknar korrelationen mellan den sanna (det vill säga simulerade) och den skattade förändringen i realräntetrenden.

³¹ Vi visar dels en skattning som baseras på data för hela sampelperioden 1995kv2–2023kv4, $r_{t|T}^{tr,f} = E(r_t^{tr,f} | D_{1:T})$, där D betecknar data i modellen och $T=2023kv4$, ett så kallat "smoothed estimate", dels ett så kallat "filtered estimate" (eller realtidssestimat), $r_{t|t}^{tr,f} = E(r_t^{tr,f} | D_{1:t})$, som alltså baseras på data till den aktuella tidpunkten. Dessa skattas med Kalmanfiltret respektive state smoothern.

³² Se exempelvis Armelius m.fl. (2018) och Armelius m.fl. (2024) för Sverige och Meyer m.fl. (2022) för Norge.

I Diagram 2 visas realräntegapet, skillnaden mellan realräntan och dess trendnivå, i modellerna med respektive utan en tidsvarierande realräntetrend. I modellen utan en tidsvarierande trend utvecklas realräntegapet i linje med realräntan eftersom trendnivå antas vara konstant (se röd linje). I modellen med en tidsvarierande trend fångar denna upp en större del av variationen i realräntan så att gapet blir mindre (i absoluta tal) och ser mer stationärt ut (se blå linje). Den tidsvarierande realräntetrenden gör det därför enklare att exempelvis rationalisera att BNP-gapet och inflationen har varit stationära trots att realräntan trendat nedåt.

Diagram 2. Realräntegap i MAJA med respektive utan en tidsvarierande realräntetrend



3.3 Prognosutvärdering

I det här avsnittet jämför vi prognoserna från modellerna med respektive utan en tidsvarierande trend för realräntan. Vi väljer att börja prognosutvärderingen i mitten av 2010-talet eftersom frågan om trendmässigt fallande och låga räntor då fick mer uppmärksamhet.³³

Vi gör prognoser med första prognoskvartal 2015kv1–2022kv1, och därmed prognoser på två års sikt för perioden 2016kv4–2023kv4. Prognoserna skiljer sig från realtidsprognoser i två avseenden och kan därför betecknas som pseudo-realtidsprognoser ("pseudo out-of-sample forecasts"). Dels skattas modellens parametrar på data fram

³³ En artikel som hade stort inflytande vid denna tid var Rachel och Smith (2015). Se även exempelvis Armelius m.fl. (2018) för en diskussion om neutralräntan i Sverige vid denna tid och Yellen (2015, 2017) för diskussioner om neutralräntan i USA.

till 2023kv4, dels använder vi inte realtidsdata – det vill säga de data som var tillgängliga vid respektive prognostillfälle – för att generera prognoserna utan istället data av årgång ("vintage") 2024. Vår bedömning är att dessa förenklingar förmodligen inte har någon stor betydelse för våra resultat eller slutsatser.³⁴

För att förstå hur realräntetrenden påverkar styrränteprognosen kan vi uttrycka prognosen för trenden h kvartal framåt, $r_{t+h|t}^{tr}$, som ett viktat medelvärde av den skattade trendnivån då prognosen görs, $r_{t|t}^{tr}$, och steady state-nivån, r :

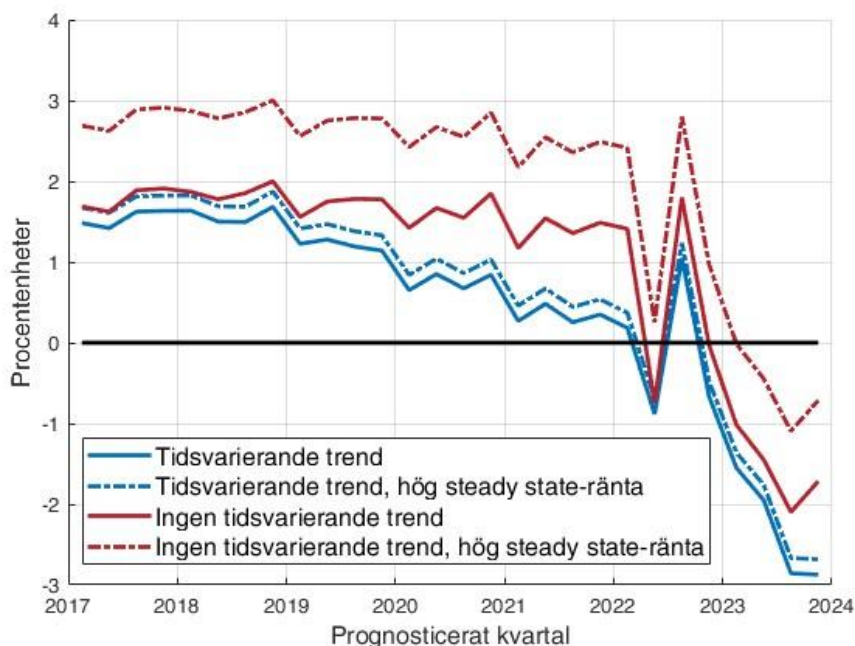
$$r_{t+h|t}^{tr} = \rho^h r_{t|t}^{tr} + (1 - \rho^h)r \quad (7)$$

där $\rho = \rho_z$ är persistensen i realräntetrenden eftersom vi antar att den ges av AR(1)-processen i ekvation 5. I modellen utan tidsvarierande realräntetrend har vi $r_{t+h|t}^{tr} = r_{t|t}^{tr} = r$ eftersom trendnivån antas vara konstant. I modellen med realräntetrend kommer vikterna, och därmed prognosen för realräntetrenden, bero på den skattade persistensen. Med en väldigt högt skattad persistens, nära 1, har vi då $r_{t+h|t}^{tr} \approx r_{t|t}^{tr}$ för de prognoshorisonter vi är intresserade av. Prognoserna för realräntans trend med $\rho \ll 1$ respektive $\rho \approx 1$ skulle kunna beskrivas som "snabb återgång till steady state" (mean reversion) respektive slumpvandring (random walk), där det senare fallet alltså är vad vi får när modellen skattas på data.³⁵ Prognosen för den reala styrräntan rör sig, i sin tur, mot prognosen för realräntetrenden. I modellen utan en tidsvarierande realräntetrend kommer prognosen för den reala styrräntan typiskt närma sig den konstanta steady state-nivån relativt snabbt.

³⁴ När vi skattar MAJA på sampel med slutkvartal 2019kv4 respektive 2023kv4 ser vi inga stora skillnader i parameterskattningarna. Vidare är både styrräntan, det vill säga den variabel vi fokuserar på här, och KPIF-inflationen (som är viktig för styrräntans nivå) variabler som inte revideras över tid.

³⁵ Ett sätt att beskriva hastigheten i återgången till steady state är i termer av halveringstiden, $-\frac{\ln(2)}{\ln(\rho)}$. Om exempelvis $\rho = 0.84$ kommer hälften av avståndet mellan dagens nivå, $r_{t|t}^{tr}$, och steady-state-nivån, r , ha slutits efter cirka fyra kvartal.

Diagram 3. Prognosfel för styrränteprognoiser på två års sikt med olika antaganden om realrätntetrenden i MAJA



I Diagram 3 visar vi prognosfelen (prognos minus utfall) för styrränteprognoserna med de båda modellerna på två års sikt.³⁶ Modellerna gör relativt likartade prognoser för arbetslösheten (vårt mått på resursutnyttjandet) och KPIF-inflationen, och skillnaderna i styrränteprognoserna beror därför till största del på skillnaderna i prognoserna för realrätntans trendnivå. Vi ser att modellen med en tidsvarierande realrätntetrend (heldragen blå linje) har ett mindre prognosfel än modellen utan en tidsvarierande trend (heldragen röd linje) under perioden då styrräntan var persistent låg, fram till och med 2022. Skattningen av en negativ nivå för realrätntans trendnivå under denna period (se Diagram 1) och slumpvandringsskomponenten i styrränteprognosens trendkomponent (R_t^{tr}) var alltså till fördel för prognosernas träffsäkerhet under perioden då styrräntan var relativt oförändrad.³⁷

Under sex av de sju år vi studerar gör alltså modellen med en tidsvarierande realrätntetrend mer träffsäkra prognoser på styrräntan. Men under det sista året i vår utvärdering, 2023, gäller istället det omvända – prognosfelen för modellen med en tidsvarierande realrätntetrend (heldragen blå linje) är då större än prognosfelen för modellen utan en tidsvarierande trend (heldragen röd linje). Den huvudsakliga förklaringen till detta är dock inte kopplad till realrätntetrenden, utan till räntegapet i modellen. Under år 2021, då de prognoser för 2023 som visas i diagram 3 gjordes, steg inflationen i många länder snabbt till höga nivåer vilket överraskade de flesta prognosmakare, och

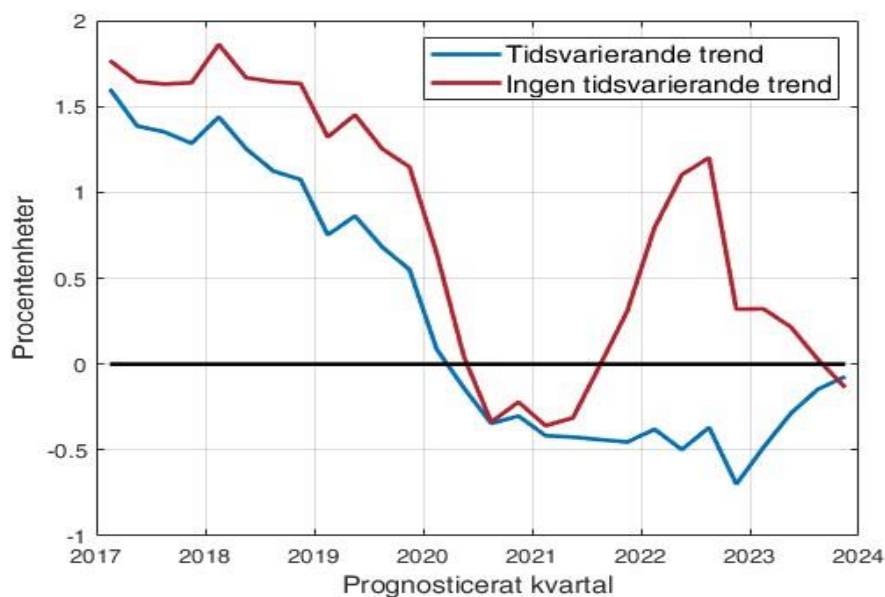
³⁶ Prognoser visas i avsnitt D i appendix. Vi får en liknande bild av modellernas relativa träffsäkerhet om vi studerar prognoserna på exempelvis ett års sikt.

³⁷ En liknande slutsats dras av Alsterlind (2017) som undersöker prognosförmågan hos en persistent AR(1)-modell för styrräntan och finner att denna har gjort relativt bra prognoser under perioden med fallande räntor.

många centralbanker höjde sina styrräntor som följd.³⁸ Vi ser att båda modellerna har kraftigt negativa prognosfel, vilket innebär att utfallen för styrräntan under 2023 blev betydligt högre än de prognoser som de båda modellerna gjorde två år tidigare. I modellen utan tidsvarierande trend blev prognosfelet för just denna episod mindre, då räntan i alla lägen snabbt väntas återgå till sin steady state nivå som under lång tid legat högre än den skattade trenden.

För 2023 speglar prognosfelen för styrräntan alltså primärt prognosfelen för inflationen. Ett sätt att belysa vilken betydelse prognosfelen i andra variabler har för prognosfelen för styrräntan är med så kallade betingade prognoser.³⁹ I Diagram 4 visar vi hur prognosfelen för styrräntan ser ut när vi ger modellen perfekt information om den framtida inflationsutvecklingen i Sverige och i omvärlden. Vi ser att prognosfelen för båda modellerna i genomsnitt är mindre än de prognosfel som visades i Diagram 3 vilket är följdriktigt då de betingas på utfall för inflationen. Vi ser också att prognosfelen för modellen med en tidsvarierande trend är mindre än de för modellen utan en tidsvarierande trend för de flesta prognostillfällen.⁴⁰ Sammantaget förstärker detta bilden av att modellen med en tidsvarierande trend för realräntan i allmänhet gör bättre prognoser på styrräntan.

Diagram 4. Prognosfel för betingade styrränteprognoser på två års sikt med olika antaganden om realräntetrenden i MAJA



³⁸ Håkanson och Laséen (2024) visar att varken centralbanker eller andra prognosmakare förutsåg den snabba inflationsuppgången och att prognosfelen därför blev stora.

³⁹ En betingad modellprognos innebär att man gör antaganden om prognosbanorna för ett antal variabler i modellen och behandlar dessa som data. I vår analys betingar vi på utfall för ett urval av variabler, vilket i allmänhet förbättrar prognosförmågan. Se Ringqvist m.fl. (2020) för en diskussion om betingade prognoser med MAJA.

⁴⁰ Vi väljer här att betinga på inflationsutvecklingen i omvärlden och i Sverige och därutöver ett antal omvärldsvariabler. Vi har studerat olika antaganden för betingningen och slutsatsen att modellen med en tidsvarierande trend för realräntan i allmänhet gör bättre styrränteprognoser är robust för olika alternativ.

I Diagram 3 visar vi även prognosfelen när vi antar en högre steady state-nivå för styrräntan i de båda modellerna. Denna övning är intressant dels eftersom centralbanker länge antog att räntans steady state-nivå var förhållandevis hög, dels eftersom en högre nivå enligt standardteorin är mer förenlig med våra antaganden om den normala produktivitetstillväxten och inflationsnivån. Vi antar här att styrräntans steady state-nivå är 3,8 procent istället för 2,5 procent.⁴¹ Vi ser att antagandet om steady state-nivån är viktigt för prognosförmågan i modellen utan en tidsvarierande realräntetrend. Med ett antagande om ett högre steady state blev prognosfelen större under perioden då styrräntan var låg (streckad röd linje). I modellen med en tidsvarierande realräntetrend spelar antagandet om räntans steady state-nivå mindre roll (streckad blå linje). Detta beror på realräntetrendens höga persistens (nära en enhetsrot) som gör att betydelsen av styrräntans steady state-nivå för prognoser på två års sikt är mycket begränsad (med vår skattade persistens är vikten på steady state-nivån i ekvation 7 ungefär 4 procent för tvåårsprognosen).

Avslutningsvis undersöker vi även prognosförmågan för tre andra centrala variabler – BNP-tillväxten, KPIF-inflationen och förändringen i den reala växelkursen – genom att jämföra rotmedelkvadraten för prognoserna på dessa variabler i de båda modellerna. Vi finner att prognosförmågan för dessa variabler i stort sett är likvärdig för modellerna med respektive utan en tidsvarierande realräntetrend (se tabell 1 i appendix).

3.4 Dekomponering av styrräntan

DSGE-modeller är väl lämpade inte bara för att göra prognoser utan också för att tolka utvecklingen i ekonomin. Variablerna i modellen kan dekomponeras på olika sätt så att det blir tydligt vilka drivkrafter som ligger bakom de ekonomiska skeenden vi observerar. Hur stor betydelse olika drivkrafter får kommer dels att bero på vilka data modellen använder, dels på hur modellen är specificerad. Två olika modellspecifikationer – i vårt fall med eller utan tidsvarierande realräntetrend – kommer alltså att resultera i två olika tolkningar av den ekonomiska utvecklingen, även om de använder samma data.

I modellen antas centralbanken sätta styrräntan utifrån vad som uppfattas vara en normal nivå för styrräntan samt arbetslöshetens och inflationens avvikelser från sina normala nivåer. En sådan reaktionsfunktion ger en förenklad beskrivning av hur penningpolitiken bedrivs men bör förklara den absoluta merparten av variationerna i styrräntan. Avvikelser från denna så kallade systematiska penningpolitik förekommer förstås och benämns i modellen som penningpolitiska störningar. Givet att penningpolitiken förs på ett förutsägbart och trovärdigt sätt – vilket antas i modellen – ska de penningpolitiska störningarna dock inte vara en dominerande drivkraft bakom rörelserna i styrräntan, om modellen är väl specificerad i detta avseende.

⁴¹ Detta är styrräntans teoretiska steady state-värde i MAJA, då vi antar ett inflationsmål på 2 procent, en produktivitetstillväxt på 1,4 procent och en diskonteringsfaktor $\beta=0,999$ så att $400\ln(\beta)=-0,4$. För att få ett steady state på 2,5 procent har vi adderat en så kallad "excess trend" för styrräntan, se Corbo och Strid (2020).

I diagram 5 och 6 visas dekomponeringar av styrräntan utifrån reaktionsfunktionen, i MAJA med respektive utan tidsvarierande realräntetrend. Styrräntans nivå delas då upp i bidrag från inflationen, arbetslösheten, realräntetrenden och penningpolitiska störningar.⁴² Vi ser först att bidragen från inflationen och arbetslösheten i de båda modellerna är likartade vilket följer av att de skattade parametrarna framför dessa båda variabler i de båda modellerna är någorlunda lika (blåa och röda staplar i Diagram 5 och Diagram 6).⁴³ I modellen utan en tidsvarierande trend ser vi vidare att bidraget från penningpolitiska störningar är betydande – i slutet av 2010-talet är bidraget exempelvis större än två procentenheter (lila staplar i diagram 6).⁴⁴ Den systematiska delen av centralbankens reaktionsfunktion ger helt enkelt inte en bra beskrivning av hur penningpolitiken har förts i praktiken. I modellen med en tidsvarierande trend förklaras istället en större del av styrräntans nivå av trendkomponenten, och därmed i förlängningen av de strukturella faktorer som påverkar realräntan (gula staplar i Diagram 5). Bidraget från penningpolitiska störningar är här avsevärt mindre.

Sammanfattningsvis visar detta hur tolkningen av den förda penningpolitiken påverkas av trendantagandet. I modellen utan en tidsvarierande trend blir tolkningen att styrräntan under en längre tid varit på en betydligt lägre nivå än vad som ges av (den systematiska delen av) reaktionsfunktionen, vilket skulle kunna tolkas som att penningpolitiken varit betydligt mer expansiv än vanligt.⁴⁵ Men detta kan i ljuset av modellen med en tidsvarierande trend snarare ses som ett uttryck för "omitted variable bias" – den penningpolitiska störningen fångar helt enkelt upp variation i styrräntan som istället bör hänföras till de strukturella faktorer som påverkar realräntan.

⁴² Vi har ränteutjämning (interest rate smoothing) i reaktionsfunktionen. Vi löser reaktionsfunktionen baklänges i tiden så att styrräntan kan uttryckas i bidrag från ett initialtillstånd (initial state), en trendkomponent, inflation, arbetslöshet och penningpolitiska störningar.

⁴³ Koefficienten framför inflationen i reaktionsfunktionen skattas något högre i modellen utan en tidsvarierande trend (1,6) jämfört med modellen med en tidsvarierande trend (1,4).

⁴⁴ Den penningpolitiska störningen modelleras som vitt brus (white noise), det vill säga utan autokorrelation. De skattade störningarna (smoothed estimates) i modellen utan en tidsvarierande trend är dock under långa perioder negativa och starkt korrelerade, vilket innebär att reaktionsfunktionen är felspecificerad.

⁴⁵ Det är inte bara tolkningen av räntan som påverkas, utan de drivkrafter som tolkas ut har effekt på samtliga (inhemska) variabler i modellen. Även för KPIF-inflationen, till exempel, blir de penningpolitiska störningarna viktiga som drivkrafter – under senare halvan av samplet främst inflationsdrivande sådana. För att sedan förklara exempelvis varför inflationen ändå blev så låg under andra halvan av 2010-talet tar modellen istället till andra störningar som haft en återhållande effekt på inflationen. Sammantaget ger de två olika modellerna olika bilder eller tolkningar av vad som pågick i ekonomin i sin helhet. Dessa tolkningar får i sin tur bäring på hur penningpolitiken bäst ska utformas för att uppfylla inflationsmålet.

Diagram 5. Dekomponering av styrräntan i reaktionsfunktionens olika komponenter, i MAJA med tidsvarierande realräntetrend

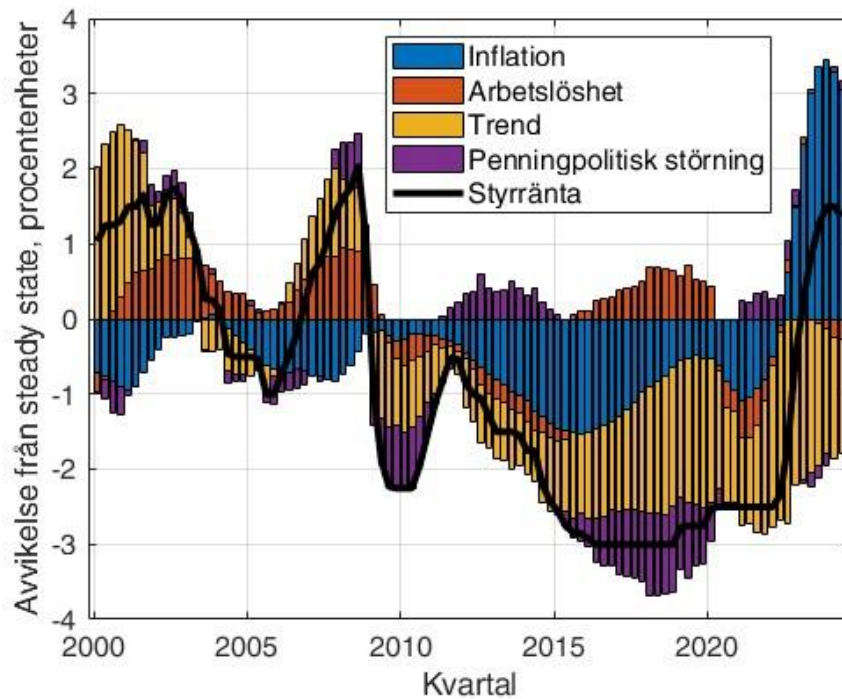
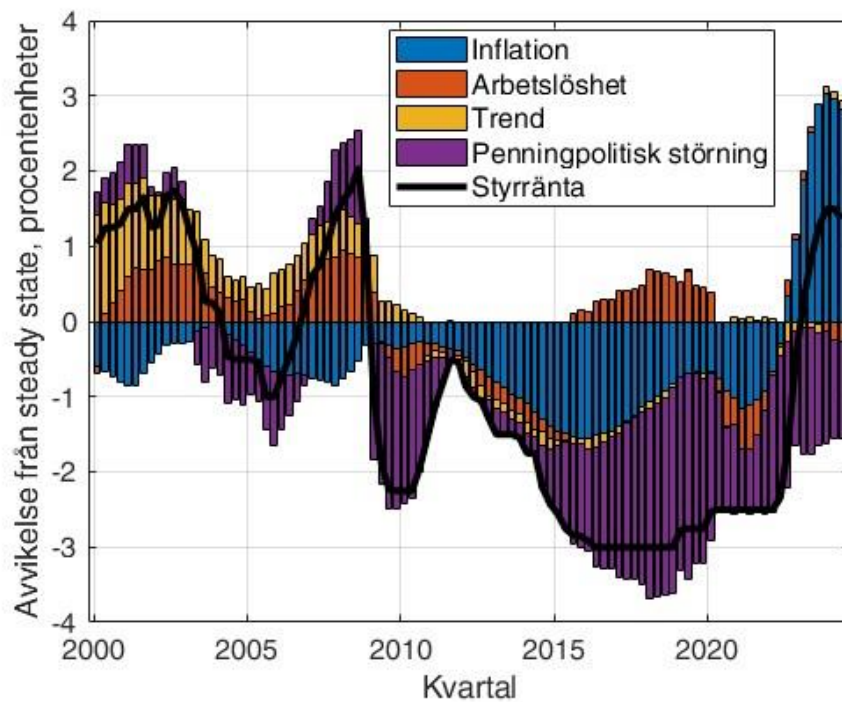


Diagram 6. Dekomponering av styrräntan i reaktionsfunktionens olika komponenter, i MAJA utan tidsvarierande realräntetrend



4 Hur *bör* vi göra prognoser på styrräntans trendnivå med MAJA?

Ovan har vi jämfört styrränteprognoser från två skattade versioner av MAJA, med respektive utan en tidsvarierande realräntetrend. De båda modellerna kan sägas ge upphov till två extrema prognoser för realräntan på längre sikt: $r_{t+h|t}^{tr} = r$ (utan tidsvarierande trend) respektive $r_{t+h|t}^{tr} \approx r_{t|t}^{tr}$ (med en väldigt persistent trend, ρ nära 1). Vi föreslår nu en prognosmetod som innebär att vi använder modellen med en tidsvarierande trend men låter persistensen i trenden under prognosperioden vara lägre än den skattade persistensen. Om vi exempelvis gör bedömningen att det är troligt att variationen och persistensen i realräntan kommer vara mindre framöver jämfört med hur det sett ut de senaste decennierna kan det vara rimligare att anta en lägre persistens.

En utgångspunkt är att centralbanker, och även Riksbanken, gör bedömningar av realräntans långsiktiga jämviktsnivå, r , och att det därför är rimligt att anta att vi bör ha $r_{t+h|t}^{tr} \approx r$ på en medellång horisont, säg 3–10 år. Samtidigt kan historiken av systematiska överskattningar av styrräntorna och återkommande nedrevideringar av realräntans långsiktiga nivå, r , de senaste decennierna tala för att låta skattningen av realräntetrenden med en makroekonomisk modell (i vårt fall MAJA), $r_{t|t}^{tr}$, ha en viss påverkan på prognosen på kortare sikt. En viktig fördel med skattningarna baserade på makroekonomiska modeller är att de antagligen är betydligt mer snabbfotade än direkta skattningar baserade på strukturella faktorer.⁴⁶ Sammantaget talar detta för att göra prognoser där nivån på $r_{t|t}^{tr}$ påverkar prognosen men där realräntetrenden återgår snabbare till den långsiktiga nivån, r , i prognoserna, det vill säga där värdet för persistensparametern ρ sätts lägre än det skattade värdet på parametern (som är nära 1). Detta är ett pragmatiskt sätt att kombinera flera källor till information om styrräntans långsiktiga nivå, och det är särskilt intressant när $r_{t|t}^{tr}$ avviker från r .

I Diagram 7 illustrerar vi hur prognosen för realräntetrenden och styrräntan påverkas när vi varierar persistensen, ρ , i realräntetrenden. För samtliga prognoser antar vi att den skattade trendnivån för realräntan i 2023kv4 är $r_{23kv4|23kv4}^{tr} = -1,2$ procent, i enlighet med modellens estimat som visas i Diagram 1, vilket innebär att styrräntans trendnivå (se ekvation (6)) i 2023kv4 är $R_{23kv4|23kv4}^{tr} = (-1,2 + 2) = 0,8$ procent. Vi antar vidare att realräntan i steady state är $r = 0,5$ procent, så att styrräntans steady state-nivå är $R = 2,5$ procent. Vi har således en relativt stor avvikelse mellan (den tidsvarierande) trendnivån och den antagna steady state-nivån på lång sikt. Vi gör sedan prognoser med första prognoskvartal 2024kv1 och 5 år framåt. Prognoserna från modellen utan en tidsvarierande trend för realräntan visas i ljusblått och vi ser att prognosen för styrräntan med detta antagande når steady state-nivån på 2,5 procent

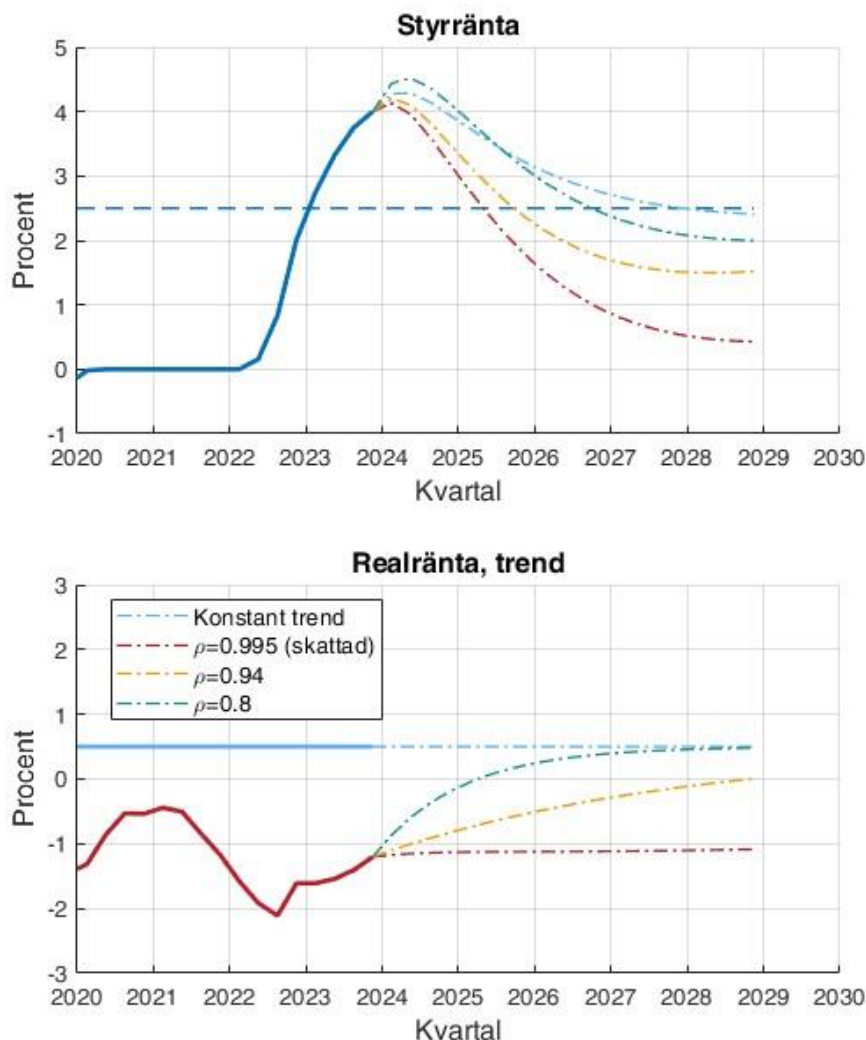
⁴⁶ I diagram 1 ser vi exempelvis att MAJA:s skattning av trendnivån för den reala styrräntan var runt 0 under perioden 2010–2015 medan Riksbankens bedömning av den långsiktiga reala styrräntan var 1,5–2,5 procent under denna period. Som vi såg i avsnitt 3.2 ovan, pekade modellens skattning på att det är möjligt att upptäcka förändringar i realräntans trendnivå när de sker.

efter 3–4 år. Prognoserna från modellen med en realräntetrend och med skattad persistensparameter visas i rött. Här ser vi att prognosen för realräntans trendnivå är nära en slumpvandring och därmed ligger nära –1 procent hela vägen, vilket innebär att prognosen för styrräntan rör sig mot ungefär 1 procent på 5–10 års sikt. Denna prognos kan sägas anta att realräntans trendnivå i praktiken har blivit permanent negativ.

Vi visar även två prognoser där vi varierar persistensen i realräntetrenden under prognosperioden. Om vi exempelvis låter persistensen vara $\rho = 0,8$ ser vi att realräntans trendnivå har konvergerat till steady state-nivån efter ungefär tre år (grön linje). Styrränteprognosen på medellång sikt skiftar då upp i motsvarande utsträckning, med ungefär 1,5 procentenheter på 3–5 års sikt jämfört med slumpvandringens prognos. Om vi istället antar $\rho = 0,94$ fås en prognos som ligger ungefär mittemellan de båda extrema prognoserna efter 5 år (gul linje). Ingen av prognoserna för realräntans trend som visas i diagrammet kan sägas vara uppenbart osannolik.⁴⁷ De olika styrräntebatterna som visas kan därför sägas reflektera den osäkerhet som naturligen följer av osäkerheten om realräntans trendmässiga utveckling framöver. I praktiken skulle en prognos för realräntans trend någonstans mellan de gula och gröna alternativen kunna vara en bra utgångspunkt för MAJA:s prognos eftersom dessa prognoser innebär att steady state-nivån nås på 3–10 års sikt.

⁴⁷ IMF (2023) finner exempelvis att realräntans långsiktiga nivå i utvecklade länder år 2022 låg mellan –0,7 och 0,7 procent, och att ungefär dessa nivåer kommer bestå under kommande decennier. Det spann av prognoser för realräntans trend som visas i diagram 7 är i stort sett i linje med denna bedömning. IMF använder en version av modellen i Platzer och Peruffo (2022) där realräntans trendnivå bestäms av ett stort antal strukturella faktorer.

Diagram 7. Modellprognoser för styrräntan 2023kv4 med olika antaganden om realräntans trendnivå



Sammantaget är en viktig fördel med vår prognosmetod i MAJA att vi väger samman flera källor till information om realräntans nivå på längre sikt, summerade i $r_{t|t}^{tr}$ respektive r . Den förra skattas här med MAJA och data på centrala makroekonomiska tidsserier (indirekt inferens), medan bedömningar av den senare baseras på data för de strukturella faktorer som antas påverka realräntan på längre sikt och data på marknadens förväntningar på framtida räntor (direkt inferens). När det gäller bedömningen av r , baseras denna naturligen på flera olika ansatser och en stor mängd data.⁴⁸ Men även skattningen av trendräntan i nuläget, $r_{t|t}^{tr}$, skulle kunna baseras på skattningar med flera olika modeller istället för endast MAJA i syfte att reducera modellosäkerheten i skattningen.⁴⁹ Att i praktiskt policyarbete kunna göra alternativa an-

⁴⁸ Se Lundvall (2023) och Flodberg (2024) för skattningar och vidare referenser till litteraturen.

⁴⁹ Se till exempel Meyer m.fl. (2022) som använder flera semi-strukturella modeller och tar fram en genomsnittlig skattning av neutralräntan för Norge. Ett alternativ till att utgå från den realräntetrend som skattats i

taganden om trendräntan kan vara aktuellt också i perioder då de ekonomiska sambanden inte ser ut som vanligt.⁵⁰ Ett tydligt exempel på detta var pandemin, då tillfälligt ändrat beteende och åtgärder såsom nedstängningar av hela eller delar av ekonomin resulterade i att de vanliga sambanden inte höll. Under åren då ekonomin var som mest påverkad av pandemin, 2020–2022, ser vi att modellen skattar en tillfällig uppgång i realräntans trendnivå (se Diagram 1). Specifikt ser modellen att räntan rörde sig onormalt lite givet den stora nedgången i ekonomisk aktivitet, i förhållande till hur den brukar röra sig. För att förklara detta blir tolkningen att realräntans trendnivå måste ha stigit. Givet den uppenbara förändringen i ekonomins funktionssätt finns det dock skäl att i sådana lägen göra en annan bedömning av hur trendräntan utvecklats.⁵¹

Avslutningsvis diskuterar vi kort två praktiska alternativ till den prognosmodell för styrräntans trendkomponent som presenterats ovan. Ett första alternativ är att göra en (nära) slumpvandringsskattning utifrån modellens egen skattning av realräntans trendnivå (se röda linjer i Diagram 7). Detta är den vanliga ansatsen i semi-strukturella modeller och den bygger på antagandet att realräntetrenden är icke-stationär och därmed saknar en konstant långsiktig jämviktsnivå.⁵² En uppenbar nackdel med denna ansats är att det är svårt att betinga på extern information om den reala styrräntans nivå på längre sikt.

Ett andra alternativ är att utgå ifrån modellen utan en tidsvarierande realräntetrend men att mer frekvent uppdatera sin syn på realräntans steady state-nivå i syfte att undvika stora och persistenta avvikelser mellan realräntans aktuella nivå och den antagna steady state-nivån. I praktiken innebär detta att man använder ett antagande för steady state som lägger större vikt vid mer aktuella data, vad vi skulle kunna kalla ett "framåtblickande steady state". En nackdel med denna ansats är alltså att den nedåtgående trenden i realräntan under dataperioden inte kan hanteras och att modellens tolkning av historien därför blir mindre tillförlitlig. En sådan ansats kan också vara problematisk om den används vid skattning av modellens parametrar.

MAJA är att använda en sådan ansats för att ta fram ett "externt estimat" som sedan kan användas i MAJA för prognos- och policyarbete i praktiken. Realräntans trend används då som data i MAJA, istället för att skattas med modellen.

⁵⁰ Skattningen av makroekonomiska modeller som MAJA förutsätter att de grundläggande sambanden i ekonomin är bestående över tid, inklusive hur penningpolitiken svarar på rörelser i inflation och resursutnyttjande eller ekonomisk aktivitet. Hur olika variabler i ekonomin förhåller sig till varandra ändras ständigt i och med att ekonomin vid olika tidpunkter påverkas av olika typer av ekonomiska störningar. Det som är konstant är hur de olika aktörerna i ekonomin fattar sina beslut och formar sina förväntningar, det vill säga att hushåll optimerar sin nytta, företag vinstmaximerar och centralbanken anpassar penningpolitiken så att inflationsmålet uppfylls och dess trovärdighet bevaras – så kallade mikrofundament.

⁵¹ I speciella situationer då modellens grundläggande samband inte gäller blir alltså tolkningen missvisande. Detta är inte specifikt för MAJA, utan gäller för alla modeller där indirekt inferens används. New York Fed har exempelvis regelbundet publicerat skattningar av trendräntan med Laubach och Williams modell men upphörde tillfälligt med detta under pandemin eftersom skattningarna inte längre bedömdes vara tillförlitliga. Givet hur realräntetrenden i MAJA är konstruerad är det enkelt att i praktiken använda andra mått för trenden än modellens egna, för känslighetsanalys eller då modellens grundläggande antaganden inte bedöms hålla.

⁵² Detta innebär att trendnivån idag definieras som den långsiktiga (oändlig horisont) prognosen på realräntan, vilket är konsistent med Beveridge och Nelsons (1981) dekomponering. Även om vi antar att realräntetrenden är stationär blir prognosen med vår skattade, mycket höga, persistens i praktiken mycket lik en slumpvandringsskattning.

5 Avslutande diskussion

Antaganden om att realräntan skulle återgå till en relativt hög nivå bidrog till att många centralbanker och andra bedömare under lång tid gjorde för höga prognoser på styrräntor. Att skatta realräntans trendnivå och att låta denna vara en utgångspunkt för prognoserna på styrräntan har varit ett sätt att minska prognosfelen och förbättra vår förståelse av utvecklingen i ekonomin. I detta staff memo har vi diskuterat hur man kan inkorporera en tidsvarierande trend för realräntan i Riksbankens makroekonomiska modell MAJA. Vi har visat att det finns tillräckligt med information för att skatta trenden på ett tillförlitligt sätt med modellen, att modellens prognoser på styrräntan förbättras och att en större del av rörelserna i denna kan förklaras utifrån Taylorregeln, i jämförelse med en modell utan en sådan trend.

Den praktiska användbarheten för mått på realräntans trendnivå (eller räntans neutrala nivå) diskuteras flitigt både på centralbanker och av forskare. Diskussionen handlar både om ekonomisk-teoretiska och ekonometriska frågor. Den teoretiska diskussionen handlar främst om olika begrepp för neutralräntan och deras användbarhet som mått på penningpolitikens inriktning.⁵³ Även centralbankers möjlighet att genom sin penningpolitik påverka räntetrender är ett ämne som diskuterats de senaste åren.⁵⁴ Dessa diskussioner kretsar dock i första hand kring världens största ekonomier – för en liten öppen ekonomi som Sverige är de långsiktiga rörelserna i realräntetrenden en i stort sett exogent given förutsättning att förhålla sig till.⁵⁵ Den ekonometriska diskussionen handlar bland annat om modellspecifikation, skattningsmetoder, frågor om information/identifikation och osäkerheten i skattningarna. Vissa bedömare har dragit slutsatsen att trendmått, exempelvis från semi-strukturella modeller, inte är användbara för den praktiska penningpolitiken. Ny forskning lyfter fram att några av de mest frekvent refererade skattningarna av realräntetrenden baseras på alltför knapphändig information för att vara tillförlitliga.⁵⁶ Vi har visat att skattningar med Riksbankens makroekonomiska modell MAJA inte är känsliga för denna kritik. Modellen använder mer information än mindre, semi-strukturella modeller och skattningarna är därtill robusta för alternativa antaganden om specifikationen av trendräntan. Men eftersom olika modeller baseras på olika antaganden bör skattningarna med MAJA jämföras med andra ansatser för att ge en bredare bild av modellosäkerheten. Centralbanker har också betonat osäkerheten i måtten och intagit en försiktig hållning vad gäller användbarheten för policy.⁵⁷

Vår praktiska utgångspunkt är att centralbanker behöver ha en uppfattning om realräntans normala nivå, trots de många svårigheterna som är förknippade med att skatta en sådan. Riksbankens räntebana kommer exempelvis alltid, uttryckligen eller

⁵³ Se till exempel Taylor och Wieland (2016) för ett kritiskt perspektiv på neutralräntans användbarhet för i praktiskt policyarbete. Se också Lundvall m.fl. (2025) för vidare diskussioner kring den svenska neutrala räntan.

⁵⁴ Se Borio m.fl. (2022) för en diskussion om att globala långsiktiga realräntor kan påverkas av stora centralbankers penningpolitik.

⁵⁵ Armelius m.fl. (2018) visar att räntetrenden i Sverige till stor del förklaras av rörelser i omvärldens räntor, vilket också diskuteras vidare i Armelius m.fl. (2024).

⁵⁶ Se Buncic m.fl. (2024).

⁵⁷ Se till exempel Sveriges riksbank (2024), Meyer m.fl. (2022) och Brand m.fl. (2018).

inte, baseras på ett antagande om styrräntans normala nivå. I praktiskt policyarbete används vanligen en mer omfattande mängd information om den ekonomiska utvecklingen än vad som kan fångas av en enskild modell. Men att ha en tydlig tanke-ram, eller modell, att utgå ifrån gör att analyser och bedömningar görs på ett strukturerat och över tid konsistent sätt. Vår modell för realräntetrenden är enkel och flexibel och gör det möjligt att inkorporera många olika källor till information om trendnivån. Detta skapar goda förutsättningar för att den ska vara användbar för bedömningar av räntetrender och i diskussioner om den makroekonomiska utvecklingen och penningpolitiken i praktiken.

Referenser

Adolfson, Malin., Stefan Laséen, Jesper Lindé och Mattias Villani (2007), "Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through", *Journal of International Economics*, 72(2), s. 481-511.

Alsterlind, Jan (2017), "Common features in short maturity interest rate forecasts", Riksbank, Staff memo, Sveriges riksbank.

Armeliuss, Hanna, Martin Solberger och Erik Spånberg (2018), "Påverkas den svenska neutrala räntan av omvärlden?", *Penning- och valutapolitik*, 2018:1, Sveriges riksbank.

Armeliuss, Hanna, Martin Solberger, Erik Spånberg och Pär Österholm (2024), "The evolution of the natural rate of interest: evidence from the Scandinavian countries", *Empirical Economics* (2024) 66, s. 1633-1659.

Armeliuss, Hanna, Stefan Laséen och Stefania Mammos (2024), "Ett överraskande samband döljer sig bakom trenden i räntor med lång löptid", Ekonomisk kommentar nr 7, Sveriges riksbank.

Bean, Charles R, Christian Broda, Takatoshi Ito och Randal Kroszner (2015), "Geneva 17: Low for long?: Causes and consequences of persistently low interest rates", CEPR Press, Paris & London, 2015.

Berggren, Erik, Stefania Mammos och Ingvar Strid (2024), "Penningpolitikens effekter i Sverige under inflationsmålsperioden: skattningar med strukturella VAR-modeller", Staff memo, Sveriges riksbank.

Berger, Tino och Bernd Kempa (2014), "Time-varying equilibrium rates in small open economies: Evidence for Canada", *Journal of Macroeconomics*, 39 (2014), s. 203-214.

Beveridge, Stephen och Charles R. Nelson (1981), "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle'", *Journal of Monetary Economics*, 7 (1981), s. 151-174.

Borio, Claudio, Piti Disyatat, Mikael Juselius och Phurichai Rungcharoenkitkul (2022), "Why So Low for So Long? A Long-Term View of Real Interest Rates", *International Journal of Central Banking*, vol. 18, No. 3, s. 47-87.

Brand, Claus, Marcin Bielecki och Adrian Penalver (2018), "The natural rate of interest: estimates, drivers, and challenges to monetary policy", ECB occasional paper series, nr 217, december 2018.

Buncic, Daniel, Adrian Pagan och Tim Robinson (2024), "Recovering stars in macroeconomics", manuscript.

Canova, Fabio. "Bridging DSGE models and the raw data" *Journal of Monetary Economics* 67 (2014), s. 1-15.

- Canova, F. 2019. "Practical DSGE Models", presentation, Norwegian Business School and CEPR, september.
- Christiano, Lawrence, Mathias Trabandt och Karl Walentin (2011), "Introducing Financial Frictions and Unemployment into a Small Open Economy Model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(12), s. 1999-2041.
- Coletti, Don (2023), "A blueprint for the fourth generation of Bank of Canada projection and policy analysis models", Staff Discussion Paper, 2023-23, Bank of Canada.
- Corbo, Vesna och Ingvar Strid (2020), "MAJA: A two-region DSGE model for Sweden and its main trading partners", Sveriges Riksbank Working Paper Series, No. 391.
- Cúrdia, Vasco, Andrea Ferrero, Ging Cee Ng och Andrea Tambalotti (2015), "Has U.S. monetary policy tracked the efficient interest rate?", *Journal of Monetary Economics*, 70 (2015), s. 72-83.
- Del Negro, Marco, Domenico Giannone, Marc P. Giannoni och Andrea Tambalotti (2019), "Global trends in interest rates", *Journal of International Economics*, 118, s. 248-262.
- Flodberg, Caroline (2024), "Strukturella faktorer bestämmer ränteläget på sikt", Ekonomisk kommentar nr 5, Sveriges Riksbank.
- Hamilton, James D., Ethan S. Harris, Jan Hatzius och Kenneth D. West (2015), "The equilibrium real funds rate: Past, present and future", Working Paper No. w21476. National Bureau of Economic Research.
- Harvey, Andrew C. (1989), "Forecasting, structural time series models and the Kalman filter", Cambridge University Press.
- Holston, Kathryn, Thomas Laubach och John Williams (2017), "Measuring the natural rate of interest: International Trends and Determinants", *Journal of International Economics*, 108, s. 59-75.
- Håkanson, Christina och Stefan Laséen (2024), "Defilering in i mål eller ett dött lopp? Centralbanksmästerskapet i prognosförmåga 2021 och 2022", Ekonomiska kommentarer, nr 1 2024, Riksbanken.
- IMF (2023), "The natural rate of interest: drivers and implications for policy", World Economic Outlook, april 2023, kapitel 2.
- Kiley, Michael T. (2020), "What can the data tell us about the equilibrium real interest rate?", *International Journal of Central Banking*, juni 2020.
- Lafourcade, Pierre och Joris de Wind (2012), "Taking trends seriously in DSGE models: An application to the Dutch economy", Working Paper no. 345, De Nederlandsche bank, juli 2012.

- Laubach, Thomas och John C. Williams (2003), "Measuring the natural rate of interest", *Review of Economics and Statistics*, 85.4, s. 1063-1070.
- Laubach, Thomas och John C. Williams (2016), "Measuring the natural rate of interest redux", *Business Economics* 21, s. 57-67.
- Lewis, Kurt F. och Francisco Vazquez-Grande (2019), "Measuring the Natural Rate of Interest: A note on transitory shocks", *Journal of Applied Econometrics*, 34, s. 425-436.
- Lundvall, Henrik (2023), "Drivkrafter bakom globala trender i den neutrala räntan", Bilaga 2 till Långtidsutredningen, SOU 2023:87.
- Lundvall, Henrik, Ingvar Strid och David Vestin (2025), "The neutral rate of interest – theory and evidence for Sweden", Staff memo, Sveriges riksbank.
- Meyer, Sara S., Pål B. Ulvedal och Erik S. Wasberg (2022), "The neutral real interest rate: an updated view of R^* ", Staff memo no. 7, Norges Bank.
- Mosconi, Rocco och Paolo Paruolo (2022), "A conversation with Katarina Juselius", *Econometrics*, 10: 20.
- Nyman, Christina och Ulf Söderström (2016), "Prognoser och penningpolitik", Ekonomiska kommentarer nr 6, Sveriges riksbank.
- Pescatori, Andrea och Jarkko Turunen (2016), "Lower for longer: Neutral rate in the U.S.", *IMF Economic Review*, Vol. 64, No. 4, Internationella Valutafonden.
- Platzer, Josef och Marcel Peruffo (2022), "Secular drivers of the natural rate of interest in the United States: a quantitative evaluation", IMF Working Paper, nr. 30 2022.
- Platzer, Josef, Robin Tietz och Jesper Lindé (2022). "Natural versus neutral rate of interest: parsing disagreement about future short-term interest rates." VoxEU Column, 26 juli 2022.
- Rachel, Lukasz och Thomas D. Smith (2015), "Secular drivers of the global real interest rate", Bank of England Staff Working Paper No 571, December 2015.
- Ringqvist, Mattias, Pär Stockhammar och Ingvar Strid (2020), "Assessing the foreign linkages in MAJA - a conditional forecast evaluation approach", Staff memo, Sveriges riksbank.
- Seim, Anna (2024), "Neutral ränta – betydelse, begränsningar och bedömning", anförande vid Sveriges riksbank, 26 november.
- Smets, Frank och Raf Wouters (2003), "An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area", *Journal of the European Economic Association*, 1(5), s. 1123-1175.
- Sveriges riksbank (2017), "Reporäntan på lång sikt", fördjupning i Penningpolitisk rapport februari 2017, Sveriges riksbank.

Sveriges riksbank (2019), "Reporäntan på lång sikt", faktaruta i Penningpolitisk rapport juli 2019, Sveriges riksbank.

Sveriges riksbank (2022), Penningpolitisk rapport april 2022, Sveriges riksbank.

Sveriges riksbank (2024), "Riksbankens bedömning av den långsiktiga neutrala räntan", fördjupning i Penningpolitisk rapport december 2024, Sveriges riksbank.

Taylor, John och Volker Wieland (2016), "Finding the Equilibrium Real Interest Rate in a Fog of Policy Deviations", *Business economics*, vol. 51, s. 147-154.

Yellen, Janet (2015), "Normalizing Monetary Policy: Prospects and Perspectives", anförande på konferensen "The New Normal Monetary Policy" på Federal Reserve Bank of San Francisco, 27 mars 2015.

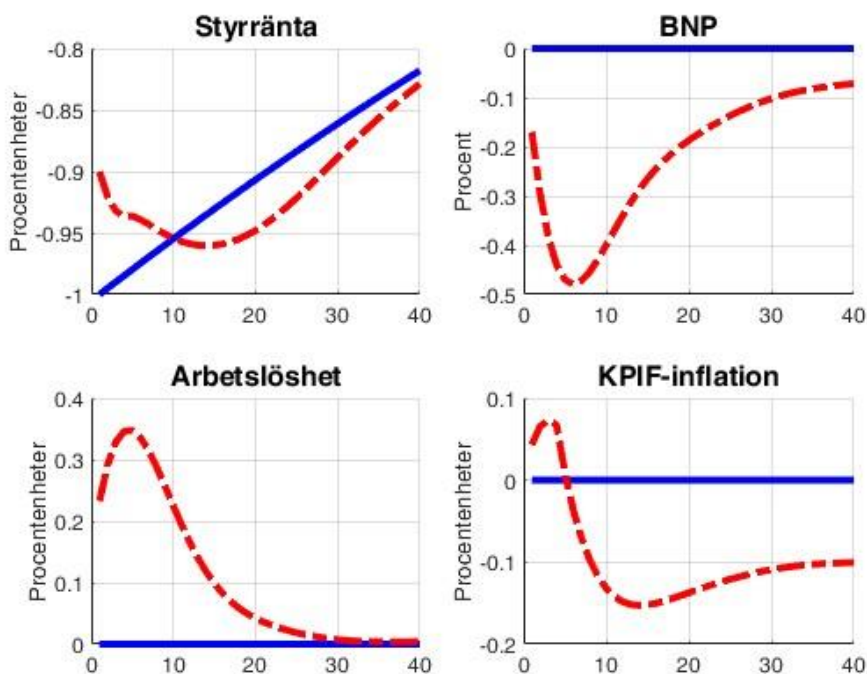
Yellen, Janet (2017), "From Adding Accommodation to Scaling It Back", kommentarer på Executives Club of Chicago, 3 mars 2017.

APPENDIX

A. Effekter av en störning till realräntans trendnivå

I Diagram 8 visar vi responserna för några få centrala makroekonomiska variabler till en negativ störning till realräntans trendnivå, $\varepsilon_{z,t}$, med två olika antaganden om hur penningpolitiken reagerar på störningen. I modellen med en tidsvarierande realräntetrend som beskrivs i huvudtexten antar vi att centralbanken helt neutraliserar effekterna av en störning till trenden genom att sänka styrräntan i linje med nedgången i trendnivå (blåa linjer). Vi normaliserar effekten så att störningen ger upphov till en sänkning av styrräntan med 1 procentenhet initialt. Vi antar sedan istället att centralbanken sänker styrräntan med endast 0,9 procentenheter initialt så att störningen inte neutraliseras helt och hållet. Detta gör att realräntegapet blir positivt, och BNP faller och arbetslösheten stiger (röda linjer). Inflationen stiger initialt men faller sedan. Om centralbankens respons är "för svag" får alltså störningen karaktären av en negativ efterfrågestörning. Eftersom resursutnyttjandet och inflationen faller behöver styrräntan i detta fall vara lägre under en längre tid jämfört med fallet då penningpolitiken reagerar starkare initialt på störningen.

Diagram 8. Responser till en störning till realräntetrenden med två olika antaganden om hur penningpolitiken reagerar



B. Skattningen av modellen

Här beskriver vi kortfattat den Bayesianska skattningen av modellen. Vi följer metoden i Corbo och Strid (2020) (hädanefter CS) nära och läsaren hänvisas till nämnda artikel för en mer ingående beskrivning. Här fokuserar vi på de viktigaste skillnaderna i vår uppdaterade skattning. Vi redovisar inte kalibrerade värden eller prior- och posterfördelningar för modellens samtliga parametrar här men dessa kan fås från oss efter förfrågan.

Vi skattar MAJA på data för perioden 1995kv2–2023kv4. Vi använder samma 25 data-serier som CS för skattningen. Vi skattar 87 parametrar medan CS skattade 91 parametrar. Vi har valt att kalibrera två indexeringsparametrar ($\kappa_d=1$, $\kappa_f=1$) och andelen konsumtionsvaror i exportefterfrågefunktionen ($\omega_c^x = 1/4$) baserat på preliminära skattningar av dessa parametrar, som ett led i att förenkla skattningen. Vi har även valt att modellera störningen till trendrealräntan, z_t , som en AR(1)-process istället för en ARMA(1,1)-process som i CS ($\theta_{\varepsilon_z} = 0$).

Bland de skattade parametrarna noterar vi främst att variationen i inflationstrenderna (som modelleras som exogena AR(1)-processer) och de penningpolitiska störningarna i både omvärlden och Sverige är större i modellen utan en tidsvarierande realräntetrend jämfört med modellen med en sådan trend. Dessa störningar fungerar alltså som ”substitut” till störningen till realräntans trend.

När det gäller de kalibrerade parametrarna i modellen noterar vi främst att steady state-nivån för styrräntorna i omvärlden och i Sverige nu har kalibrerats till 2,5 procent (jämfört med 3 procent i CS).

C. Känslighetsanalys – alternativa antaganden om realräntetrenden

Här skattar vi några olika varianter av MAJA och visar hur skattningen av realräntans trend ser ut för dessa. Vi skattar först en alternativ specifikation där realräntans trend antas bero på den årliga tillväxten i permanent teknologi (i avvikelse från sitt steady state).⁵⁸

$$r_t^{tr} = r + c\mu_{z,t}^4 + z_t$$

Vi undersöker sedan hur skattningen påverkas om vi använder Riksbankens bedömning av BNP-gapet som data när modellen skattas. Avslutningsvis undersöker vi hur skattningen av standardavvikelsen för störningen till realräntetrenden, σ_z , påverkas när vi ändrar dess prior. I baseline-skattningen antas priorfördelningen för denna parameter vara invers gamma med typvärde 0,002 (vilket är en vanlig prior för störningarnas standardavvikelser i DSGE-modeller).

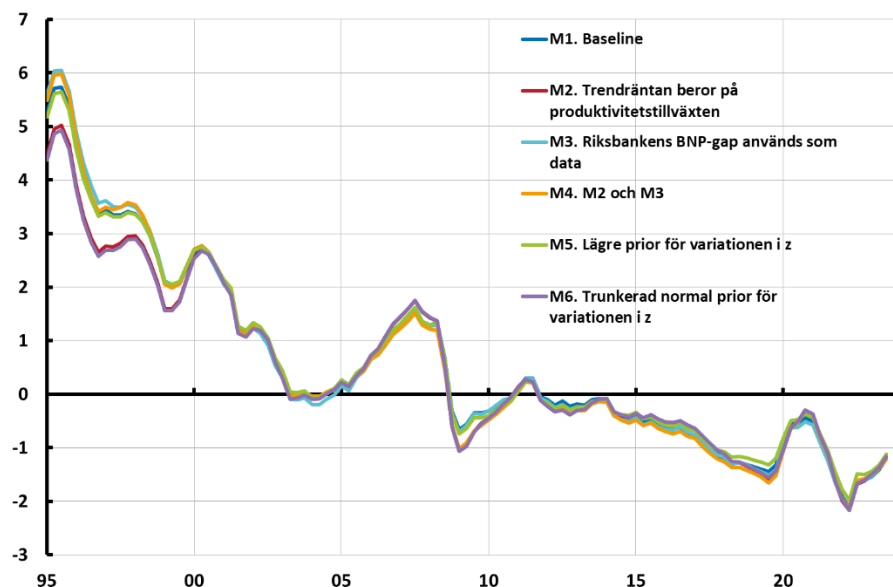
De modeller som skattas är då:

⁵⁸ Vi väljer att relatera realräntans trend till den årliga procentuella förändringen i permanent teknologi eftersom kvartalsförändringen är förhållandevis volatil och därför ger ett lågt skattat värde för parametern c .

- M1. Baseline: $\rho_z = 0.995$, $\sigma_z = 0.00059$.
- M2. Neutralräntan beror på tillväxten i permanent teknologi: $c = 1.04$, $\rho_z = 0.994$, $\sigma_z = 0.00035$.
- M3. Riksbankens mått på BNP-gapet används som data i skattningen: $\rho_z = 0.995$, $\sigma_z = 0.00060$.
- M4. M2 och M3 samtidigt: $c = 1.79$, $\rho_z = 0.989$, $\sigma_z = 0.00037$.
- M5. Mindre variation i realräntetrenden. Priorn för σ_z antas ha typvärde 0.0002 (en faktor 10 mindre än i baseline): $\rho_z = 0.995$, $\sigma_z = 0.00058$.
- M6. Neutralräntan beror på tillväxten i permanent teknologi: Priorn för σ_z antas vara en trunkerad normalfördelning som tillåter skattningen att komma godtyckligt nära 0: $c = 1.08$, $\rho_z = 0.994$, $\sigma_z = 0.00033$.

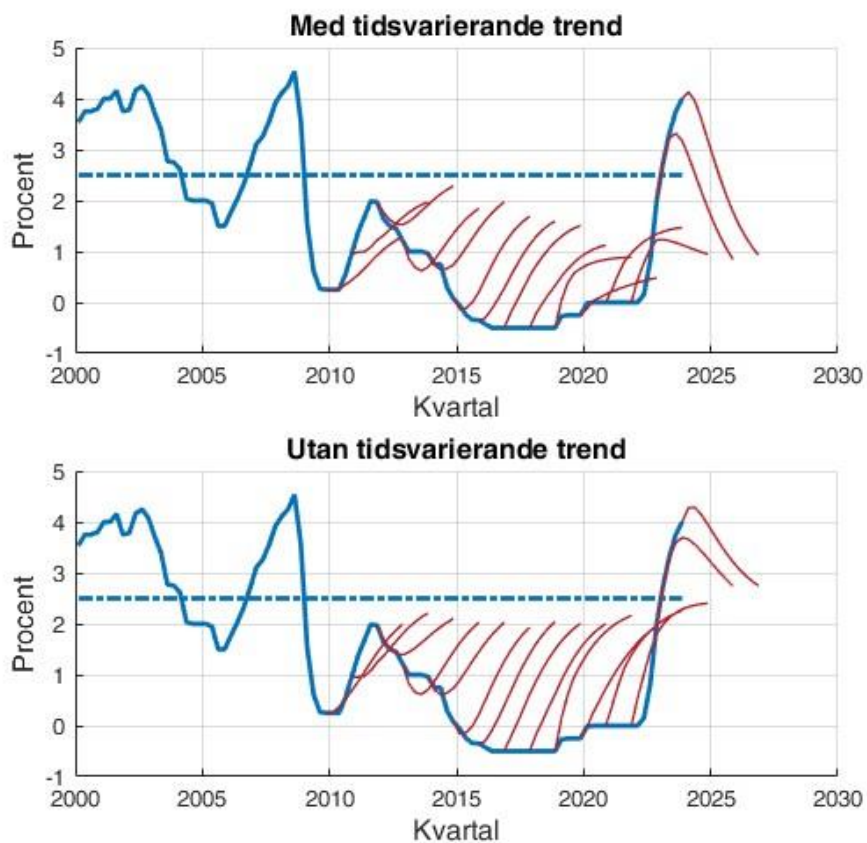
Vi noterar att skattningen av σ_z är okänslig för valet av priorfördelning (vilket exempelvis ses genom att jämföra M1, M3 och M5 som har samma specifikation för realräntetrenden; alternativt kan vi jämföra M2, M4 och M6.). I Diagram 9 visas den skattade realräntetrenden för de olika varianterna av modellen. Vi ser där att den skattade trenden är förhållandevis robust för en rad alternativa antaganden om dess specifikation, priorfördelningen för nyckelparametrar respektive data som används i skattningen.

Diagram 9. Skattningar av realräntetrenden i MAJA med olika antaganden



D. Prognoser

Diagram 10. Styrrenteprognoser i MAJA med respektive utan en tidsvarierande trend för realräntan och långsiktig nivå för styrrentan lika med 2,5 procent



Tabell 1. Rotmedelkvadratfel

			Tidsvarierande realräntetrend		Utan tidsvarierande realräntetrend				
		Horisont	Låg steady state	Hög steady state	Låg steady state	Hög steady state		Relativ RMSE	
			A	B	C	D		C/A	D/B
Styrränta		1 år	0,9	1,0	1,0	1,4		1,1	1,5
		2 år	1,4	1,5	1,6	2,4		1,2	1,6
KPIF		1 år	2,2	2,2	2,2	2,2		1,0	1,0
		2 år	2,5	2,5	2,5	2,5		1,0	1,0
BNP		1 år	3,4	3,4	3,8	4,0		1,1	1,2
		2 år	3,0	3,0	3,0	3,0		1,0	1,0
Real växelkurs		1 år	7,4	7,7	6,4	6,6		0,9	0,9
		2 år	6,5	6,7	5,9	5,8		0,9	0,9



SVERIGES RIKSBANK

Tel 08 - 787 00 00

registratorn@riksbank.se

www.riksbank.se

PRODUKTION SVERIGES RIKSBANK)