

Påverkas den svenska neutrala räntan av omvärlden?

Hanna Armelius, Martin Solberger och Erik Spånberg*

Hanna Armelius är verksam vid Finansdepartementet och arbetade tidigare på Riksbankens penningpolitiska avdelning. Martin Solberger är affilierad doktor vid Statistiska institutionen på Uppsala universitet och var verksam vid Finansdepartementet när studien gjordes. Erik Spånberg är doktorand vid Statistiska institutionen på Stockholms universitet och är verksam vid Finansdepartementet.

I denna studie använder vi en liten makroekonomisk modell för att skatta en svensk "neutral" realränta. Med "neutral" menas här den ränta som enligt modellen är förenlig med ett normalt resursutnyttjande, vilket innebär att man kan jämföra den faktiska räntans nivå med den neutrala räntans för att se om penningpolitiken är expansiv eller åtstramande. I likhet med nyligen genomförda internationella studier finner vi att den svenska neutrala realräntan har fallit under de senaste decennierna och att den i dagsläget är negativ. En annan viktig slutsats är att den nedgång som skett i det svenska ränteläget sedan ett par decennier till stor del kan förklaras av nedgången i omvärldens neutrala räntor, där det största inflytandet kommer från ränteläget i USA.

1 Introduktion

Globala räntor är för närvarande mycket låga samtidigt som inflationen ligger under målen i många länder. Dagens låga räntor kan dock ses i ljuset av en nedgång i såväl nominella som reala räntor som har pågått under några decennier. I USA har nyligen Federal Reserve börjat höja styrräntan, men räntan är fortfarande onormalt låg givet den låga arbetslösheten. En möjlig förklaring till det låga ränteläget är att neutrala realräntor har fallit, något som har uppmärksammats stort internationellt i ett antal studier (se till exempel Rachel och Smith, 2015, Williams, 2016, Holston, Laubach och Williams, 2017 och Christensen och Rudebusch, 2017). Enligt den så kallade nykeynesianska teorin, som är den vanligaste modellen för penningpolitisk analys i den akademiska litteraturen, brukar den neutrala räntan definieras som den ränta som varken är expansiv eller åtstramande när ekonomin är nära sin potential. Konceptet med en neutral realränta går ända tillbaka till den framstående svenska nationalekonomen Knut Wicksell (1936), som i sitt mest inflytelserika arbete definierade den neutrala realräntan som den ränta som är förenlig med stabila priser och ett normalt resursutnyttjande i ekonomin (det vill säga då produktionen är på sin potentiella nivå och arbetslösheten befinner sig på sin jämviktsnivå). I den populära läroboken "Interest and Prices" visar Michael Woodford (2003) hur Wicksells koncept med en neutral realränta kan definieras och användas i moderna modeller. Det är därför inte förvånande att den tidigare ordföranden för amerikanska Federal Reserve, Janet Yellen, explicit hänvisat till den låga amerikanska neutrala räntan som en förklaring till dagens ovanligt låga ränteläge (se exempelvis Yellen, 2015). I Sverige har samtidigt Riksbanken i ett antal publikationer hänvisat

* Vi vill tacka Jesper Lindé, Marianne Nessén, Ingvar Strid, Paolo Bonomolo och Sune Karlsson för värdefulla kommentarer och användbara tips gällande modelleringen i denna artikel. Vi tackar även dem som medverkat i konferensen "Interest rates after the financial crisis" vid Örebro universitet 3–4 oktober 2017, samt deltagarna vid Konjunkturinstitutets seminarier. Tolkningarna i uppsatsen är våra egna och ska inte uppfattas som Riksbankens eller Finansdepartementets åsikter eller ståndpunkter.

till den globala räntenedgången för att förklara det onormalt låga svenska ränteläget (se till exempel Sveriges riksbank, 2017b).

Enligt den nykeynesianska teorin är det alltså nödvändigt att känna till nivån på den neutrala räntan för att kunna avgöra om penningpolitiken är expansiv eller åtstramande. När styrräntan befinner sig över den neutrala nivån är penningpolitiken åtstramande, och på motsvarande sätt måste styrräntan ligga under den neutrala nivån för att penningpolitiken ska vara stimulerande (se till exempel Giammarioli och Valla, 2004, för en översikt). Om den neutrala räntan har fallit trendmässigt så kan det därför innebära att reporäntan behöver sättas lägre än tidigare för att uppnå samma stimulans till ekonomin. Genom att skatta den neutrala räntan kan vi få ett kvantitativt mått på hur stor del av den svenska räntenedgången som beror på penningpolitik och hur stor del som beror på strukturella faktorer. Enligt den skattning vi presenterar i den här artikeln är penningpolitiken i dagsläget expansiv i Sverige, men det krävs en mycket låg styrränta för att den ska vara det. Vi analyserar också omvärldens påverkan på den svenska neutrala realräntan. Våra resultat tyder på att den svenska räntan är starkt påverkad av internationella neutrala räntor, i synnerhet den amerikanska.

Artikeln är upplagd på följande sätt: I avsnitt 2 beskriver vi vår modell, i avsnitt 3 redovisar vi resultaten av skattningarna, i avsnitt 4 analyserar vi internationella influenser och i avsnitt 5 sammanfattar vi våra slutsatser. Detaljer om skattningsmetoderna och vissa tillhörande resultat är placerade i ett appendix på slutet.

2 Den neutrala räntan måste skattas med hjälp av modeller

I enlighet med den nykeynesianska teorin som vi nämnde i det föregående avsnittet så antar vi att det finns en räntenivå som är förenlig med ett balanserat resursutnyttjande, men att denna "neutrala" nivå på räntan kan variera över tiden. Den neutrala räntan går inte att direkt observera, vilket gör att det kan vara svårt att veta vilken nivå den befinner sig på vid varje givet tillfälle. Därför använder vi statistiska metoder för att skatta den, ungefär på samma sätt som man brukar skatta den potentiella nivån på BNP för att bilda sig en uppfattning om produktionsgapets storlek.

Laubach och Williams (2003) metodik har blivit något av ett standardförfarande för att skatta den neutrala räntan. De utgår ifrån ett långsiktigt samband, som går att härleda från konsumenternas nyttofunktion, mellan den reala neutrala räntan (r^*) och den potentiella tillväxttakten (g) enligt

$$(1) \quad r^* = \frac{1}{\sigma} g + \rho,$$

där σ är den intertemporala substitutionselasticiteten och ρ mäter tidspreferensen (den subjektiva diskonteringsräntan).¹ Eftersom varken den neutrala räntan eller den potentiella tillväxttakten är observerbara så gör man vissa teoretiska antaganden om hur de påverkar inflationen, BNP och den nominella styrräntan. På så vis kopplas den neutrala räntan till den observerbara ekonomin.

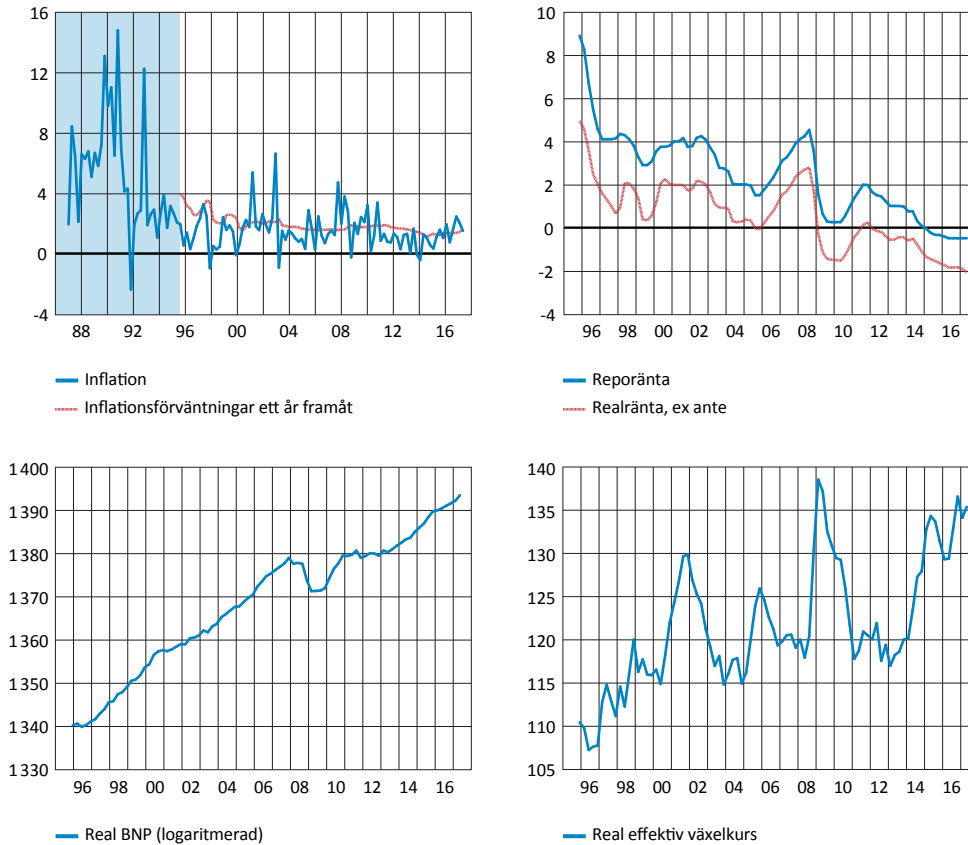
Vår modell har samma teoretiska utgångspunkt som Laubach och Williams modell. I linje med Berger och Kempa (2014) gör vi dock två tillägg till grundmodellen. För det första så lägger vi till en växelkurskanal för att fånga att Sverige är en liten, öppen ekonomi. För det andra så använder vi Bayesianska skattningsmetoder, vilket kan underlätta att identifiera kopplingarna mellan modellens potentiella variabler (som skattas) och de variabler som går att observera (se till exempel Pedersen, 2015).

1 Vi bortser här från befolkningstillväxt.

2.1 Data

Vi använder oss av kvartalsdata för säsongjusterad real BNP, KPIF-inflationen², reporäntan och växelkursindexet KIX³. Vi definierar realräntan som den nominella reporäntan minus förväntad inflation ett år framåt. I likhet med Laubach och Williams (2003) skattar vi inflationsförväntningarna vid en given tidpunkt med prognosen för inflationen fyra kvartal framåt från en enkel regression på tidigare inflationsutfall.⁴ Skattningsperioden startar det fjärde kvartalet 1995 och sträcker sig fram till det andra kvartalet 2017. Data visas i diagram 1, tillsammans med de skattade inflationsförväntningarna och realräntan.

Diagram 1. BNP, växelkurs, reporänta, inflation och skattade inflationsförväntningar



2.2 Modell

Vi antar att real BNP (y_t), realräntan (r_t) och den reala effektiva växelkursen (q_t) består av två komponenter: en jämviktsnivå (eller en *potentiell* nivå) som uttrycks med en stjärna, och ett gap som uttrycks med ett tilde enligt

$$(2) \quad y_t = y_t^* + \tilde{y}_t,$$

$$(3) \quad r_t = r_t^* + \tilde{r}_t,$$

$$(4) \quad q_t = q_t^* + \tilde{q}_t,$$

där y_t^* är potentiell BNP (i logaritmisk form), r_t^* är den neutrala realräntan och q_t^* är jämviktsväxelkursen. Baserat på ekvation (1) antar vi att det finns ett samband mellan den neutrala

2 KPIF är KPI med fast ränta, vilket sedan september 2017 är Riksbankens officiella målvariabel, och fungerade även som implicit målvariabel en tid innan dess (Sveriges riksbank, 2017a).

3 För en beskrivning av KIX, se Erlandsson och Markowski (2006) och Alsterlind (2006). Vi skapar en real effektiv växelkurs genom att deflatera KIX med en serie som uttrycker den relativa skillnaden i konsumentpriser mellan omvärlden och Sverige, där omvärdens priser är ett vägt genomsnitt (med samma vikter som används för att beräkna KIX) av konsumentpriser i olika länder.

4 Regressionen är utformad enligt en AR(3)-process med ett rullande estimeringsfönster på 40 kvartal.

realräntan och den potentiella tillväxten g_t (definierad i modellen som första-differensen av y_t^* plus en störningsterm, se ekvation (8)), men där det kan förekomma avvikelser från sambandet. De avvikelserna modelleras med ytterligare en icke-observerbar tidsvarierande serie z_t . Komponenterna z_t kan tänkas bestå av faktorer som påverkar räntan men inte är direkt kopplade till inhemsk potentiell tillväxt, som ett ökat globalt sparande, en ökad global efterfrågan på säkra tillgångar, strukturella förändringar i finanspolitiken etcetera (se Armelius m.fl., 2014, Rachel och Smith, 2015, och Bean m.fl., 2015, för utförligare diskussioner). I linje med Laubach och Williams (2003) antar vi följande samband mellan den neutrala realräntan r_t^* , den potentiella tillväxttakten g_t och komponenten z_t :

$$(5) \quad r_t^* = c g_{t-1} + z_{t-1},$$

$$(6) \quad z_t = z_{t-1} + \varepsilon_t^z,$$

där c är en parameter och ε_t^z är en störningsterm. Komponenterna z_t antas alltså följa en process där förändringen från föregående period bestäms av en annan, oberoende, slumpvariabel. En sådan process brukar kallas för en slumpvandring.

Eftersom vi inte har någon stark uppfattning om jämviktsväxelkursen så modellerar vi även den med hjälp av en slumpvandring,

$$(7) \quad q_t^* = q_{t-1}^* + \varepsilon_t^q,$$

där ε_t^q är en störningsterm. I likhet med Laubach och Williams (2003) antar vi också att potentiell BNP följer en trend, men att det kan förekomma slumpmässiga störningar ($\varepsilon_t^{y^*}$ och ε_t^g) både till nivån och tillväxttakten enligt

$$(8) \quad y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} + \varepsilon_t^{y^*},$$

$$(9) \quad g_t = (1 - \varphi_2)\varphi_1 + \varphi_2 g_{t-1} + \varepsilon_t^g,$$

där φ_1 och φ_2 är parametrar.⁵

De olika gapen i modellen antas påverka varandra dynamiskt. När produktionsgapet \tilde{y}_t är positivt förväntas det till exempel leda till en starkare växelkurs och en högre ränta. Samspelet mellan gapen skattas med en vektorautoregressiv modell (VAR hädanefter) enligt

$$(10) \quad \tilde{x}_t = \Psi \tilde{x}_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t,$$

där $\tilde{x}_t = (\tilde{y}_t, \tilde{r}_t, \tilde{q}_t)'$ är en vektor med tidsserier av gapen, Ψ är en 3x3-matris med parametrar som fångar hur variablerna påverkas dynamiskt av föregående periods gap och $\tilde{\varepsilon}_t = (\varepsilon_t^{\tilde{y}}, \varepsilon_t^{\tilde{r}}, \varepsilon_t^{\tilde{q}})'$ är en vektor med störningstermer. Första ekvationen i detta system kan ses som en slags dynamisk efterfrågekurva, eller IS-kurva,

$$\tilde{y}_t = \psi_{11} \tilde{y}_{t-1} + \psi_{12} \tilde{r}_{t-1} + \psi_{13} \tilde{q}_{t-1} + \varepsilon_t^{\tilde{y}},$$

där produktionsgapet påverkas av växelkursgapet och räntegapet från föregående period.⁶ När styrräntan är högre än den neutrala räntan så är penningpolitiken åtstramande, vilket så småningom minskar produktionsgapet. Vi förväntar oss därför att produktionsgapet ska ha

5 Detta betyder alltså att log-BNP i nivå följer en slumpvandring med stokastisk drift g_t , men att tillväxttakten är stationär. Det är också i linje med vad som vanligtvis förväntas inom euroområdet (se till exempel Mésonnier och Renne, 2007). Vi förväntar oss därför att φ_2 är mindre än 1 i absolutvärde, så att g_t är en stationär process med väntevärde φ_1 . I Armelius, Solberger och Spånberg (2018) prövas i en känslighetsanalys några olika specifikationer på både g_t och z_t , som bl.a. leder till att log-BNP är integrerad av andra ordningen. Resultaten av känslighetsanalysen tyder på att de olika specifikationerna är av mindre betydelse för skattningen av den neutrala räntan.

6 Vår modellering av gapen avviker något från Laubach och Williams (2003) och Berger och Kempas (2014). De låter gapen interagera mer restriktivt.

en negativ korrelation med tidigare värden på räntegapet. På samma sätt borde en starkare växelkurs så småningom leda till lägre export och därmed även lägre produktion. Den neutrala räntan är på så vis den ränta som är förenlig med ett balanserat resursutnyttjande (det vill säga ett slutet produktionsgap) när växelkursen varken är över- eller undervärderad, i avsaknad av andra störningar.

Slutligen använder vi oss av en Philipskurva som beskriver hur inflationen och resursutnyttjandet antas hänga ihop,

$$(11) \quad \pi_t = \delta_1 + \delta_2 \pi_{t-1} + \delta_3 \Delta q_{t-1}^n + \delta_4 \tilde{y}_t + \varepsilon_t^n,$$

där π_t är inflationen vid tidpunkten t , som förutom att den är bakåtblickande (det vill säga beror på föregående periods inflation) också beror på förändringar i nominell växelkurs (q_t^n) och produktionsgapet.⁷ Den nominella växelkursen fångar här förändringar i internationella priser och bidraget från import. Ekvationen (11) innehåller fler centrala detaljer. Till att börja med bör inte inflationen ha någon trend om den är väl förankrad runt Riksbankens inflationsmål. Vi förväntar oss därför att δ_2 är större än 0 men mindre än 1 så att inflationen är stationär runt målet men att det också tar viss tid att återföra inflationen till målet när en avvikelse uppstår. Vidare medför en depreciering av växelkursen (det vill säga $\Delta q_t^n > 0$) att utländska varor blir dyrare, vilket med en viss tidsfördröjning förväntas leda till ökad inflation i Sverige. Vi förväntar oss därför att tecknet för δ_3 är positivt. Eftersom den ekonomiska aktiviteten bör samvariera med inflationstrycket så förväntar vi oss slutligen att δ_4 är positiv, men samtidigt inte speciellt stor. Notera att växelkursen påverkar inflationen direkt i Phillipskurvan (11) i nominella termer, och BNP-gapet i VAR-systemet (10) i reala termer eftersom produktionsgapet och räntegapet är uttryckta i reala termer. Penningpolitiken å andra sidan påverkar inflationen endast via produktionsgapet i vår modell.

3 Resultaten visar en låg svensk neutral ränta i dagsläget

Vi skattar modellen som utgörs av ekvationerna (2) till (11) med Bayesianska metoder (se appendix A). I Bayesiansk metodik utgår användaren från sina föruppfattningar om det som ska skattas, för att sedan uppdatera föruppfattningarna med hjälp av data.⁸ I diagram 2 visas väntevärden och 90-procentiga sannolikhetsintervall för skattningarna av tidsserierna r_t^* , \tilde{r}_t , z_t och g_t (se avsnitt 2.2). I den övre vänstra panelen framgår tydligt att den svenska neutrala realräntan har haft en nedåtgående trend sedan mitten av 1990-talet, och att den i dagsläget är mycket låg. Det syns heller inga tecken på att den neutrala räntan skulle ha bottnat och vara på väg upp i slutet av skattningsperioden. Den svenska neutrala räntan tycks alltså följa samma mönster som ett antal studier har visat för andra länder (se exempelvis Rachel och Smith, 2015, Laubach och Williams, 2016 och Holston, Laubach och Williams, 2017), trots att vi enbart använt svenska data i vår estimering.

Om vi studerar det estimerade realräntegapet i den övre högra panelen i diagram 2 så ser vi att penningpolitiken enligt modellen var klart åtstramande under åren före den internationella finanskrisen 2008, för att sedan vända och bli tydligt stimulerande efter krisen. När räntan därefter höjdes 2010 så blev räntegapet något positivt igen. Vi ser också att penningpolitiken, enligt våra skattningar, har varit expansiv i Sverige sedan 2014. Det bör

7 Här betecknar Δ differensoperatoren sådan att $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$, för en tidsserie x_t .

8 Föruppfattningarna uttrycks som sannolikhetsfördelningar, vilka sedan uppdateras med hjälp av Bayes sats när data studeras (se till exempel Gelman m.fl., 2013).

dock noteras att osäkerheten kring skattningarna är ganska stor, vilket är vanligt i denna typ av modeller.⁹ Det var till exempel en av huvudslutsatserna av Laubach och Williams (2003).

I de nedre panelerna av diagram 2 kan vi se att delkomponenten z_t har en tydlig nedåtgående trend, medan den potentiella tillväxten g_t är mer stabil. Totalt sett har den neutrala räntan fallit från 3 procent i slutet av 1995 till -1,8 procent i början av 2017. Den absolut största andelen av nedgången (motsvarande ungefär 4 procentenheter) förklaras i modellen av komponenten z_t . Det trendmässiga fallet i den neutrala räntan beror alltså på en nedgång i strukturella faktorer som är oberoende av såväl penningpolitiken som inhemsk potentiell tillväxt (vi återkommer till detta i nästa avsnitt). Det talar för att Riksbanken har haft rätt när de i sin analys av det svenska ränteläget har hävdat att den trendmässiga nedgången i realräntan orsakats av strukturella globala faktorer (se till exempel Sveriges riksbank, 2017b).

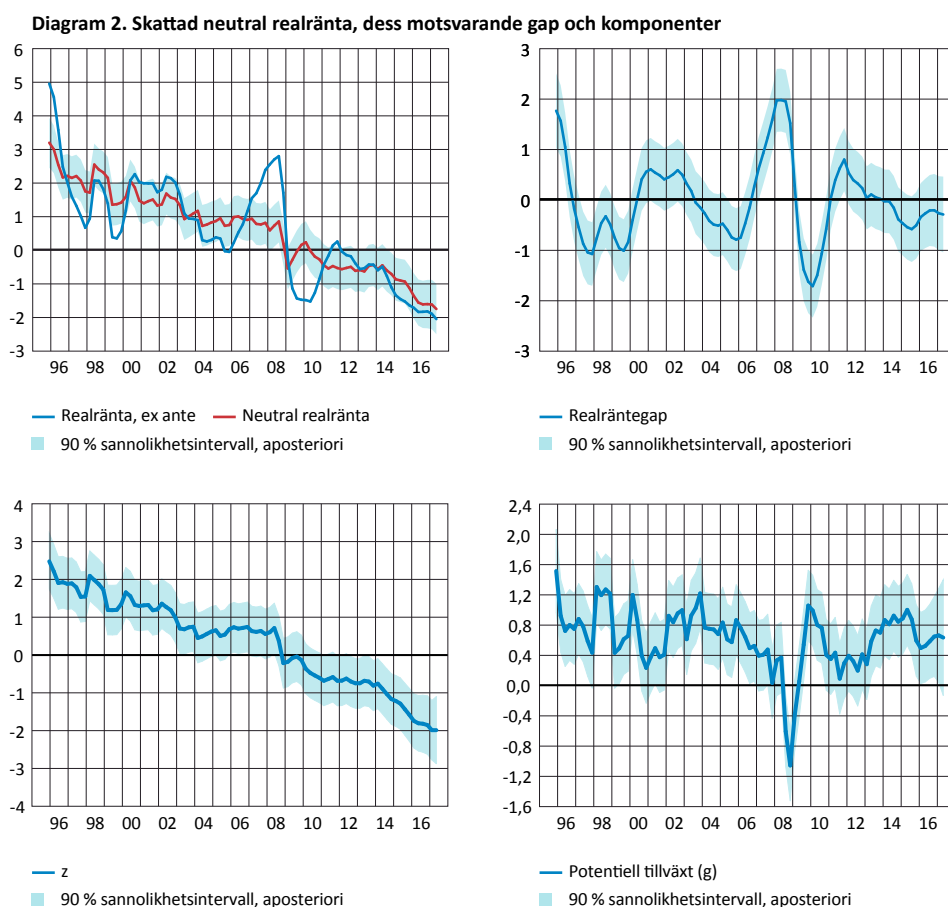


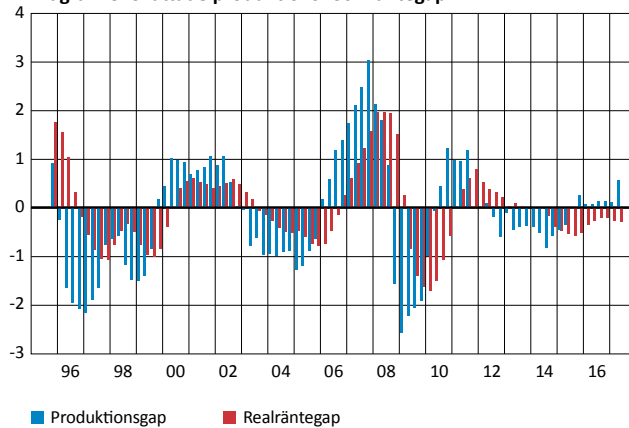
Diagram 3 visar hur skattningarna av produktionsgapet \tilde{y}_t och räntegapet \tilde{r}_t interagerar med varandra enligt den dynamik som ges av modellen.¹⁰ När ett produktionsgap öppnas upp så svarar Riksbanken genom att förändra penningpolitikens inriktning. Det leder till att ett räntegap skapas, vilket i sin tur gör att produktionen så småningom hamnar tillbaka i balans. Till exempel skapades ett kraftigt negativt produktionsgap i samband med finanskrisen 2008, vilket strax åtföljdes av att det tidigare åtstramande räntegapet övergick till att bli

9 Det är värt att påpeka att det i litteraturen finns de som tycker att man ska vara försiktig med att använda inflationen som en bra signal på produktionsgapets storlek, vilket vi indirekt gör i vår modell. Juselius m.fl. (2016) och Borio (2017) menar till exempel att finansiella obalanser kan göra de makroekonomiska sambanden mer komplicerade. Enligt dem kan inte produktionen anses vara i balans så länge finansiella obalanser håller på att byggas upp.

10 Till skillnad från Berger och Kempa (2014) har vi inte satt vår apriori-uppfattning till att räntegapet ska ha en effekt på produktionsgapet (se tabell A1 i appendix A). En sådan effekt hittar vi dock i våra skattningar (se även impulsresponsanalys i Armelius, Solberger och Spånberg, 2018).

stimulerande. Under senare år har både produktions- och räntegapen varit relativt små enligt dessa skattningar. Eftersom förändringar i produktionsgapet oftast verkar inträffa före förändringar i räntegapet så tyder våra skattningar på att penningpolitiken inte varit drivande i att skapa produktionsgapen i Sverige, trots att vi hållit den möjligheten öppen i modellen. Penningpolitiken verkar snarare ha reagerat efter att produktionsgapet har öppnats av andra anledningar.¹¹

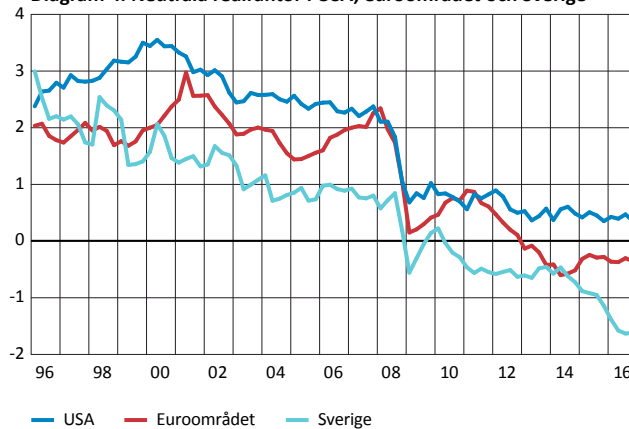
Diagram 3. Skattade produktions- och räntegap



4 Internationella influenser är viktiga för Sveriges neutrala ränta

I förra avsnittet kunde vi konstatera att en stor del av nedgången i den svenska neutrala realräntan verkar bero på strukturella faktorer som i vår modell fångas upp av komponenten z_t . För en liten och öppen ekonomi är det möjligt att dessa faktorer kommer från omvärlden, speciellt med tanke på att realräntor är låga i många andra avancerade ekonomier. I det här avsnittet analyserar vi därför omvärldens påverkan på den svenska neutrala räntan. För att göra det använder vi oss av skattade neutrala räntor för euroområdet och USA från en ny studie av Holston, Laubach och Williams, (2017).¹² Dessa räntor visas i diagram 4, tillsammans med vår skattning av den svenska neutrala räntan.

Diagram 4. Neutrala realräntor i USA, euroområdet och Sverige



11 Lindé (2003) visar till exempel att utländska chocker kan förklara en betydande del av den svenska konjunkturcykeln.

12 De skattade neutrala räntorna för USA och euroområdet finns att ladda ner från John Williams personliga sida på San Francisco Feds hemsida: <http://www.frbsf.org/economic-research/economists/john-williams>. Där finns även räntor för Kanada och Storbritannien, men inte för Sverige.

De neutrala räntorna uppvisar trender genom hela tidsperioden. Därför kan vi inte förlita oss på enkla statistiska metoder som till exempel korrelationsanalys eller principalkomponentanalys för att fånga eventuell samvariation mellan räntorna, eftersom sådana metoder förutsätter att tidsserierna är stationära och rör sig kring stabila medelvärden. Det naturliga valet är istället att använda felkorrigeringsmodeller, som tillåter att tidsserierna präglas av trender.¹³ I den här artikeln använder vi en enkel ansats som bygger på Engle och Granger (1987). Metoden utgår ifrån följande tidsserieregression:

$$(12) \quad r_{SE,t}^* = \beta_0 + \beta_{US} r_{US,t}^* + \beta_{EA} r_{EA,t}^* + \varepsilon_t^j$$

där β_j är parametrar, $r_{SE,t}^*$ är vår skattade neutrala realränta för Sverige, $r_{US,t}^*$ och $r_{EA,t}^*$ är de skattade neutrala realräntorna för USA respektive euroområdet och ε_t^j är en störningsterm. Ekvation (12) kan skrivas om så att störningstermen placeras i vänsterledet enligt

$$(13) \quad \varepsilon_t^j = r_{SE,t}^* - \beta_0 - \beta_{US} r_{US,t}^* - \beta_{EA} r_{EA,t}^*$$

vilket beskriver en möjlig jämviktsekvation standardiserad på den svenska neutrala räntan. Om de neutrala räntorna i ekvation (12) var för sig är icke-stationära men störningstermen ε_t^j är stationär, så säger vi att de neutrala räntorna är *kointegrerade*. Det skulle innebära att minst en av räntorna justerar (felkorrigerar) gentemot avvikelser från den jämvikt som uppstår när $\varepsilon_t^j = 0$. I tabell 1 visas ett test för att se om de neutrala räntorna är kointegrerade. Vi ser att vi med hjälp av ett test för enhetsrötter inte kan förkasta att de neutrala räntorna var för sig är icke-stationära, men att vi samtidigt kan förkasta att störningstermen är icke-stationär, vilket alltså talar för att de neutrala räntorna är kointegrerade.¹⁴

Tabell 1. Enhetsrottest

	$r_{SE,t}^*$	$r_{US,t}^*$	$r_{EA,t}^*$	ε_t^j
p-värden	0,968	0,959	0,810	0,019

Anm. Nollhypotesen är att tidsserien har en enhetsrot, det vill säga är icke-stationär.

Utifrån jämviktsekvationen (13) kan vi nu gå vidare och skatta en felkorrigeringskvation för den svenska neutrala räntan enligt

$$(14) \quad \Delta r_{SE,t}^* = \mu + \gamma_{SE} \Delta r_{SE,t-1}^* + \gamma_{US} \Delta r_{US,t-1}^* + \gamma_{EA} \Delta r_{EA,t-1}^* + \alpha \varepsilon_{t-1}^j + v_t$$

där $\Delta r_{SE,t}^*$ är förändringen i den svenska neutrala realräntan, μ är en konstant, γ_j är kortsiktsparametrar som relaterar till förändringar i de respektive neutrala räntorna vid föregående period, α är en felkorrigeringskoefficient som bestämmer hur förändringen i den svenska neutrala räntan beror av avvikelser gentemot jämvikten vid föregående period (det vill säga räntans förhållande till att ε_{t-1}^j avviker från 0) och v_t är en störningsterm.

Felkorrigeringsmodeller baserade på ekvationerna (12)–(14) skattar på detta vis en långsiktig jämvikt mellan tidsserierna och avvikelser från den långsiktiga jämvikten i ett kortsiktssamband.¹⁵ Med hjälp av sådana modeller kan vi mäta hur stor påverkan tidsserierna har på jämvikten, samt hur snabbt en tidsserie går tillbaka till denna jämvikt vid en

13 Eftersom räntorna i sig är estimerade så bör vi tolka ytterligare estimeringar, givet de skattade räntorna, med viss försiktighet.

Vi förväntar oss dock att den statistiska analys vi använder är giltig i tillräckligt stora stickprov.

14 Vi använder Dickey-Fuller-testet, med kritiska värden som är beräknade utifrån resultaten i MacKinnon (1996).

15 I detta fall tittar vi endast på kortsiktssambandet för den svenska räntan. En mer utförlig analys med kortsiktssamband också för de internationella räntorna finns i Armelius, Solberger och Spånberg (2018), där det även tas hänsyn till att det kan finnas fler än en jämvikt.

avvikelse.¹⁶ Om vår hypotes stämmer och den svenska neutrala räntan har fallit på grund av faktorer som har sitt ursprung i omvärlden så borde vi alltså hitta statistiskt stöd för ett samband mellan den svenska neutrala räntan och utlandets neutrala räntor. Exempel på sådana faktorer kan vara en ökad global vilja att spara eller minskad efterfrågan på investeringar i världsekonomin. Vi testar sambandet mellan den svenska neutrala räntan och de neutrala räntorna i euroområdet – dit den största delen av svensk export går – och USA, eftersom den amerikanska dollarn är en viktig valuta för internationella finansiella flöden.

Resultaten av felkorrigeringskattningarna visas i tabell 2. Den övre delen av tabellen visar på ett statistiskt signifikant samband på lång sikt mellan förändringar i den amerikanska neutrala räntan och förändringar i den svenska neutrala räntan. Dessutom visar den nedre delen av tabellen på ett kortsiktigt signifikant samband, där ungefär 40 procent av förändringar i den amerikanska neutrala räntan spiller över på den svenska räntan på kort sikt (skattningen av γ_{US} är 0,393). Den svenska räntan hämtar även in cirka en femtedel av avvikelser i nivå mot omvärldsräntorna varje kvartal (skattningen av α är -0,181). På strax över ett års sikt har alltså normalt sett den svenska neutrala räntan gått tillbaka till den nivå som impliceras av den skattade jämvikten.

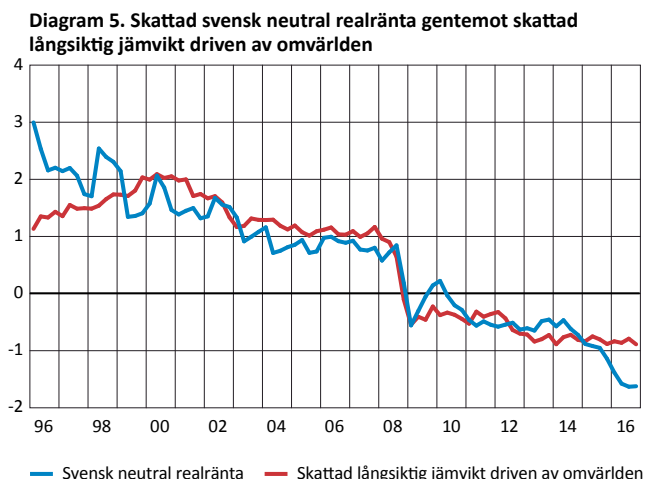
Tabell 2. Kointegrationsanalys av neutrala realräntor

	Parameter	Skattning	Medelfel	p-värde
Jämviktsekvation	β_0	-1,127	0,114	0,000
	β_{US}	0,815	0,124	0,000
	β_{EA}	0,158	0,135	0,244
Felkorrigerings- ekvation	μ	-0,043	0,048	0,084
	γ_{SE}	0,083	0,109	0,449
	γ_{US}	0,393	0,172	0,025
	γ_{EA}	-0,116	0,142	0,418
	α	-0,181	0,054	0,001

Diagram 5 visar den skattade jämvikten från ekvation (13) tillsammans med den skattade svenska neutrala räntan.¹⁷ Vi ser att den svenska neutrala räntan sedan 2015 ligger något lägre än vad som kan förklaras av den internationella modellen. Den största delen av nedgången i den svenska neutrala räntan beror dock på nedgången i omvärldens neutrala räntor.

16 De sammanvävda begreppen kointegration och felkorrigering beskrivs utförligt i till exempel Hatanaka (1996). En lättillgänglig beskrivning på svenska finns i Englund, Persson och Teräsvirta (2005).

17 Jämviktsekvationen (13) beskriver avvikelserna i det kointegrerade systemet $r_{SE,t}^i - \beta_0 - \beta_{US} r_{US,t}^i - \beta_{EA} r_{EA,t}^i$ från dess jämvikt 0. Eftersom jämviktsförhållandet är normaliserat på den svenska neutrala räntan, så kan vi uttrycka avvikelserna från jämvikten i termer av avvikelser i den svenska neutrala räntan $r_{SE,t}^i$ från tidsserien $m_t = \beta_0 + \beta_{US} r_{US,t}^i + \beta_{EA} r_{EA,t}^i$. Den senare tidsserien visas därför tillsammans med den svenska neutrala räntan i diagram 5.



Avslutningsvis och för att ge ytterligare perspektiv på hur svenska och internationella neutrala räntor hänger ihop så undersöker vi om det finns Grangerkausalitet (Granger, 1969) mellan de neutrala realräntorna, det vill säga om förändringar i någon av räntorna föregår (och på så vis kan användas för att förutse) förändringar i de andra räntorna. Vi säger till exempel att den amerikanska neutrala räntan *Grangerorsakar* den svenska neutrala räntan om minst en av koefficienterna $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_k$ är signifikant skild från noll i regressionen

$$(15) \quad r_{SE,t}^* = \lambda + \phi_1 r_{US,t-1}^* + \dots + \phi_k r_{US,t-k}^* + \theta_1 r_{EA,t-1}^* + \dots + \theta_k r_{EA,t-k}^* + \omega_1 r_{SE,t-1}^* + \dots + \omega_k r_{SE,t-k}^* + u_t$$

där λ är en konstant, $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$ är koefficienter för laggade värden på den neutrala räntan i euroområdet, $\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_k$ är koefficienter för laggade värden på den svenska neutrala räntan och u_t är en störningsterm.

För att ta hänsyn till att räntorna eventuellt är icke-stationära så använder vi de robusta metoderna av Toda och Yamamoto (1995).¹⁸ Deras metod innebär att till exempel nollhypotesen "den amerikanska neutrala räntan Grangerorsakar inte den svenska neutrala räntan", det vill säga hypotesen att $\phi_1 = \phi_2 = \dots = \phi_k = 0$ i ekvation (15), kan testas med ett konventionellt chi-2-test.

Resultatet av detta test visas på den första raden i tabell 3. Där kan vi se att skattningarna tyder på att USA:s neutrala ränta har ett statistiskt signifikant inflytande på den svenska neutrala räntan. Tabell 3 visar även tester av några andra Grangerkausalitetshypoteser där vi i vissa fall har bytt ut vänsterledsserien i ekvation (15) till någon av de internationella neutrala räntorna. Ingen av de andra nollhypoteserna i tabell 3 kan förkastas, det vill säga vi hittar inget statistiskt stöd för att euroområdets neutrala ränta Grangerorsakar den svenska neutrala räntan, eller att den svenska räntan Grangerorsakar någon av de andra två räntorna. Det kan tyckas märkligt att inflytandet från euroområdets neutrala ränta inte blir signifikant i dessa tester. Om vi studerar diagram 4 så kan vi dock se att den har haft stora rörelser som inte direkt föregått rörelser i den svenska neutrala räntan. Till exempel så har euroområdets neutrala ränta haft en tendens att stiga mer i uppgångarna som inletts kring 2000, 2005 och 2009.

¹⁸ Metoden innefattar att skatta en VAR-modell med räntorna där en extra lag används för att anpassa modellen innan Grangerkausalitetshypoteserna testas under det ordinarie antalet laggar. Metoden medför att konventionell statistisk inferens kan genomföras oavsett om serierna är stationära eller icke-stationära. Vi väljer antalet laggar k enligt Schwarz informationskriterium.

Tabell 3. Grangerkausalitetsanalys av neutrala realräntor

Nollhypotes	Chi-2-statistika	p-värde
$r_{US,t}^*$ Grangerorsakar inte $r_{SE,t}^*$	8,740	0,003
$r_{EA,t}^*$ Grangerorsakar inte $r_{SE,t}^*$	0,216	0,642
$r_{SE,t}^*$ Grangerorsakar inte $r_{US,t}^*$	0,221	0,638
$r_{SE,t}^*$ Grangerorsakar inte $r_{EA,t}^*$	0,013	0,911

Sammantaget tyder analysen i detta avsnitt på att den svenska neutrala räntan påverkas både kortsiktigt och långsiktigt av rörelser i internationella neutrala räntor, framför allt den amerikanska.

5 Slutsatser

I den här artikeln har vi skattat den svenska neutrala realräntan i en liten makroekonomisk modell med svenska data. Våra resultat tyder på att den svenska neutrala räntan har haft en nedåtgående trend under de senaste decennierna och att den i dagsläget är negativ. Enligt våra skattningar krävs det i dagsläget en mycket låg reporänta för att penningpolitiken ska vara expansiv, vilket den har varit sedan 2014. Den största delen av nedgången i den neutrala räntan förklaras i modellen av komponenter som är oberoende av såväl penningpolitiken som inhemsk potentiell tillväxt. Den svenska neutrala räntan har därmed följt ungefär samma mönster som flertalet studier funnit för neutrala räntor i andra utvecklade länder.

Vi har också undersökt om nedgången i den svenska neutrala räntan kan förklaras av internationella samband. Realräntor har fallit världen över och Riksbanken brukar i sin kommunikation hävda att nedgången i det svenska ränteläget hänger samman med strukturella faktorer i omvärlden. Vi har därför analyserat omvärldens påverkan genom att skatta ett långsiktssamband mellan vår skattade svenska neutrala ränta och skattade neutrala räntor för USA och euroområdet. Våra resultat indikerar att strukturella faktorer kan förklara större delen av nedgången i det svenska ränteläget. Vi finner statistiskt stöd för ett globalt inflytande från omvärldens neutrala räntor på den svenska neutrala räntan på såväl lång som kort sikt. Skattningarna visar också att den svenska neutrala räntan följer rörelser i framför allt den amerikanska neutrala räntan, medan inflytandet från euroområdet är mindre.

Referenser

- Alsterlind, Jan (2006), "Effektiva växelkurser – i teori och praktik", Penning- och valutapolitik, nr. 1, s. 58–76, Sveriges riksbank.
- Armelius, Hanna, Martin Solberger och Erik Spånberg (2018), "Domestic policy or global influences? The Swedish natural rate of interest and international spill-overs", Research Report, Department of Statistics, Stockholm University.
- Armelius, Hanna, Paolo Bonomolo, Magnus Lindskog, Julia Rådahl, Ingvar Strid och Karl Walentin (2014), "Lägre neutral ränta i Sverige?", Ekonomisk kommentar nr. 8, Sveriges riksbank.
- Bean, Charles, Christian Broda, Takatoshi Ito och Randall Kroszner (2015) "Low for long? Causes and consequences of persistently low interest rates", Geneva Reports on the World Economy No. 17, International Center for Monetary and Banking Studies.
- Berger, Tino och Bernd Kempa (2014), "Time-varying equilibrium rates in small open economies: evidence for Canada", *Journal of Macroeconomics*, vol. 39, s. 203–214.
- Borio, Claudio (2017), "Through the looking glass", Official Monetary and Financial Institutions Forum City Lecture, 22 September, London.
- Christensen, Jens H. E. och Glenn D. Rudebusch (2017), "New evidence for a lower new normal in interest rates", *Economic Letter* 2017:17, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Durbin, James och Siem J. Koopman (2012), *Time Series Analysis by State Space Methods*, Oxford University Press: Oxford.
- Engle, Robert F. och Clive W. J. Granger (1987), "Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing", *Econometrica*, vol. 55, no. 2, s. 251–276.
- Englund, Peter, Torsten Persson och Timo Teräsvirta (2003), "Statistiska metoder för ekonomiska tidsserier", *Ekonomisk Debatt*, vol. 31, nr 8, s. 5–15.
- Erlandsson, Mattias och Alek Markowski (2006), "The effective exchange rate index KIX – theory and practice", Working Paper No. 95, National Institute of Economic Research.
- Gelman, Clive W. J., John B. Carlin, Hal S. Stern, David B. Dunson, Aki Vehtari och Donald B. Rubin (2013), *Bayesian Data Analysis*, Ed. 3, Chapman & Hall: London and New York.
- Giammarioli, Nicola och Natacha Valla (2004), "The natural real interest rate and monetary policy: a review", *Journal of Monetary Policy*, vol. 26, s. 641–660.
- Granger, Clive W. J. (1969), "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, vol. 37, no. 3, s. 424–438.
- Hatanaka, Michio (1996), *Time-Series-Based Econometrics: Unit Roots and Cointegration*, Oxford University Press: Oxford.
- Holston, Kathryn, Thomas Laubach och John C. Williams (2017), "Measuring the natural rate of interest: international trends and determinants", *Journal of International Economics*, vol. 108, s. S59–S75.
- Juselius, Mikael, Claudio Borio, Piti Disyatat och Mathias Drehmann (2016), "Monetary policy, the financial cycle and ultra-low interest rates", Working Papers No. 569, Bank for International Settlements.
- Laubach, Thomas och John C. Williams (2003), "Measuring the natural rate of interest", *Review of Economics and Statistics*, vol. 85, no. 4, s. 1063–1070.
- Laubach, Thomas och John C. Williams (2016), "Measuring the natural rate of interest redux", Finance and Economics Discussion No. 11, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Lindé, Jesper (2003), "Monetary policy shocks and business cycle fluctuations in a small open economy: Sweden 1986–2002", Working Paper No. 153, Sveriges Riksbank.
- MacKinnon, James G. (1996), "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests",

Journal of Applied Econometrics, Vol. 11, No. 6, s. 601–618.

Mesonnier, Jean-Stéphane och Jean-Paul Renne (2007), "A time-varying "natural" rate of interest for the euro area", *European Economic Review*, Vol. 51, s. 1768–1784.

Pedersen, Jesper (2015), "The Danish natural real rate of interest and secular stagnation", Working Papers No. 94, Danmarks Nationalbank.

Lukasz, Rachel och Thomas D. Smith (2015), "Secular drivers of the global real interest rate", Working Paper No. 571, Bank of England.

Sveriges riksbank (2017a), KPIF målvariabel för penningpolitiken. Pressmeddelande nr. 21, september 2017.

Sveriges riksbank (2017b), Penningpolitisk rapport, februari 2017.

Toda, Hiro Y. och Taku Yamamoto (1995), "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes", *Journal of Econometrics*, vol. 66, s. 225–250.

Wicksell, Knut (1936), *Interest and Prices*, Macmillan: London.

Williams, John C. (2016), "Monetary policy in a low r-star world", Economic Letter No. 2, Federal Reserve Bank of San Francisco.

Yellen, Janet L. (2015), "The economic outlook and monetary policy", tal vid Economic Club of Washington 2 december, Washington, D.C.

Appendix A

I detta appendix redovisar vi apriori- och aposteriorifördelningar för modellens parametrar. Ekvationerna (2)–(11) i avsnitt 2.2 kan skrivas som en tillståndsmo­dell och skattas med Kalmanfiltret.¹⁹ Våra skattningsmetoder, vilka i stort sett följer Berger och Kempa (2014), är utförligt beskrivna i Armelius, Solberger och Spånberg (2018). Varje störningsterm antas ha en varians som betecknas med ett sigma, σ_j , där j antar den tillhörande seriebeteckningen. För dessa variansparametrar använder vi gammafördelningar. För de övriga parametrarna i modellen använder vi normalfördelningar. Apriori- och aposteriorifördelningarna sammanfattas i tabell A1.

Aprioriväntevärdet för tillväxtkoefficienten c i ekvation (5) sätts till 4, vilket approximerar ett 1-till-1-förhållande mellan den neutrala reala räntan och den årliga potentiella tillväxten. I ekvation (9) sätts aprioriväntevärdet för parametern φ_1 till 0,57, motsvarande en årlig jämviktstillväxttakt på cirka 2,3 procent (φ_1 är processens väntevärde), och aprioriväntevärdet för parametern φ_2 till 0,8, i linje med en persistent potentiell tillväxt. För samtliga gap i VAR-systemet (10) sätts aprioriväntevärdena till 0,5 för koefficienter till egna laggar och till 0 för koefficienter till resterande laggar, så att gapen på förhand är dynamiskt oberoende. I Phillipskurvan (11) sätts aprioriväntevärdet för lutningen δ_2 till 0,5, medan aprioriväntevärdena för de övriga koefficienterna sätts så att de 90-procentiga intervallen täcker 0.

Aposteriorifördelningarna i tabell A1 är i stort sett i linje med våra förväntningar. Aposterioriväntevärdena för koefficienterna i Phillipskurvan (11) har till exempel de tecken som på förhand kan anses vara rimliga (se avsnitt 2.2). De 90-procentiga sannolikhetsintervallen är i huvudsak ganska vida. Samtidigt är aposteriorifördelningarna för störningstermernas variansparametrar betydligt mer sammandragna än deras apriorifördelningar, vilket antyder att data tillför värdefull information i vår modell.

¹⁹ Se till exempel Durbin och Koopman (2012) för en grundlig genomgång av tillståndsmo­deller och underliggande skattningsmetoder såsom Kalmanfiltret.

Tabell A1. Apriori- och aposteriorfördelningar

		Apriorifördelning		Aposteriorfördelning	
Ekvation	Parameter	Väntevärde	90-procentigt intervall	Väntevärde	90-procentigt intervall
Potentiell produktion och tillväxt	$\sigma_{y^*}^2$	0,50	[0,06; 1,28]	0,146	[0,061; 0,304]
	φ_1	0,57	[0,41; 0,73]	0,569	[0,504; 0,634]
	φ_2	0,80	[0,64; 0,96]	0,687	[0,627; 0,746]
	σ_g^2	0,25	[0,11; 0,43]	0,147	[0,102; 0,241]
Neutral ränta	c	4,00	[2,34; 5,65]	0,333	[0,231; 0,441]
	σ_z^2	0,25	[0,11; 0,43]	0,063	[0,048; 0,082]
Jämviktsväxelkurs	σ_q^2	0,25	[0,11; 0,43]	0,236	[0,160; 0,346]
Produktionsgap	ψ_{11}	0,50	[0,09; 0,91]	1,011	[0,937; 1,086]
	ψ_{12}	0	[-0,41; 0,41]	-0,389	[-0,492; -0,290]
	ψ_{13}	0	[-0,41; 0,41]	0,011	[0,002; 0,020]
	$\sigma_{\bar{y}}^2$	0,50	[0,06; 1,28]	0,245	[0,167; 0,354]
Räntegap	ψ_{21}	0	[-0,41; 0,41]	0,306	[0,243; 0,370]
	ψ_{22}	0,50	[0,09; 0,91]	0,627	[0,557; 0,697]
	ψ_{23}	0	[-0,41; 0,41]	-0,016	[-0,024; -0,009]
	$\sigma_{\bar{r}}^2$	0,50	[0,06; 1,28]	0,006	[0,001; 0,029]
Växelkursgap	ψ_{31}	0	[-0,41; 0,41]	-0,114	[-0,290; 0,073]
	ψ_{32}	0	[-0,41; 0,41]	0,257	[0,095; 0,419]
	ψ_{33}	0,50	[0,09; 0,91]	0,916	[0,882; 0,949]
	$\sigma_{\bar{q}}^2$	1,00	[0,13; 2,57]	5,727	[5,165; 6,350]
Phillipskurva	δ_1	1,00	[0,18; 1,82]	1,298	[1,154; 1,444]
	δ_2	0,50	[0,09; 0,91]	0,120	[0,043; 0,193]
	δ_3	0,25	[-0,16; 0,66]	0,050	[0,012; 0,086]
	δ_4	0,25	[-0,16; 0,66]	0,180	[0,094; 0,272]
	$\sigma_{\bar{\pi}}^2$	2,00	[0,68; 3,88]	1,419	[1,277; 1,578]