

Ekonomiska kommentarer

Att göra prognoser för kronan

Emil Askestad, Ana Maria Ceh, Paola Di Casola och Annukka Ristiniemi¹

Författarna är verksamma vid Riksbankens avdelning för penningpolitik²

"Vår analys av litteratur och data talar överlag för att svaret på frågan 'Är växelkurser förutsägbara?' är 'Det beror på.'" (Rossi, 2013)

Sedan 1993 har Sverige haft en rörlig växelkurs och en inflationsmålsregim. Det nya penningpolitiska ramverket har varit operativt sedan 1995, med ett inflationsmål på 2 procent. Sverige är en liten öppen ekonomi med en omfattande handel med omvärlden och kronans växelkurs är därför viktig för utvecklingen i svensk ekonomin och för inflationen. Växelkursen har en direkt påverkan på inflationen via importpriserna. Den har även en indirekt påverkan genom effekterna på realekonomin, till exempel efterfrågan på svenska varor utomlands.³ Med tanke på det nära sambandet mellan växelkursen och inflationen är det viktigt för en centralbank med ett inflationsmål, såsom Riksbanken, att ha en välgrundad syn på växelkursens framtida utveckling. Det är dock mycket svårt att göra prognoser för växelkursen, jämfört med för andra makroekonomiska variabler, vilket också framgår av den akademiska litteraturen.⁴ Under de senaste fem åren, exempelvis, har såväl Riksbanken som respondenterna i Prospera-undersökningen ofta förutspått en appreciering av kronan. Istället har utfallen visat på en allt svagare krona.

I denna kommentar diskuterar och jämför vi olika metoder för att göra prognoser för växelkursen samt visar vilken metod som ger bäst prognoser för kronans effektiva växelkurs, mätt med KIX-indexet.⁵ Vi inriktar analysen på en delmängd av KIX-indexet som endast omfattar Sveriges viktigaste handelspartner, euroområdet och USA, och som motsvarar mer än 50 procent av det fullständiga KIX-indexet. Med detta smala KIX-index tilldelas en vikt på cirka 85 procent till euroområdet och cirka 15 procent till USA. Som framgår av diagram 1 är dess variationer på kort till medellång sikt snarlika det fullständiga indexets (med en korrelation över 0,9), i och med att variationen i de bilaterala växelkurserna EUR/SEK och USD/SEK täcker in nästan hela variationen i de bilaterala växelkurserna mellan kronan och andra relevanta valutor.⁶ Det smala KIX-indexet

För en centralbank i en liten öppen ekonomi med ett inflationsmål, såsom Riksbanken, spelar växelkursens rörelser en viktig roll. Jämfört med andra makroekonomiska variabler är dock växelkursen svår att förutspå, eftersom den endast har en svag koppling till vad som kan förväntas utifrån ekonomisk teori. I denna ekonomiska kommentar presenterar vi en jämförelse och utvärdering av olika prognosmetoder för kronans växelkurs på kort och medellång sikt. Den bästa prognosen för kronans växelkurs på kort sikt är den vid prognostillfället aktuella nivån. På medellång sikt ger ekonomiska modeller som bygger på ett antagande om att växelkursen återgår till ett långsiktigt jämviktsläge bättre resultat. Riksbanken har nyligen infört en prognosmetod där slutsatserna från denna analys används som utgångspunkt för att göra prognoser för kronans effektiva växelkurs. Kronans anpassning mot det bedömda långsiktiga jämviktsläget antas nu ske i en betydligt långsammare takt än i tidigare prognoser.

¹ Författarna vill tacka Mikael Apel, Carl-Johan Belfrage, Vesna Corbo, Mattias Erlandsson, Jesper Hansson, Jens Iversen, Björn Lagerwall Åsa Olli Segendorf och Anders Vredin för värdefulla kommentarer. Åsikterna framförda i denna kommentar är författarnas egna och ska inte uppfattas som Riksbankens ståndpunkt. Originalartikeln är skriven på engelska och har blivit översatt till svenska.

² Annukka Ristiniemi var verksamma vid Riksbankens penningpolitiska avdelning när arbetet utfördes och är för närvarande verksam vid Europeiska centralbanken.

³ Hur växelkursen mer specifikt påverkar ekonomin beror på vad som orsakar dess rörelser. Se Sveriges Riksbank (2016), Corbo och Di Casola (2018) med vidare referenser.

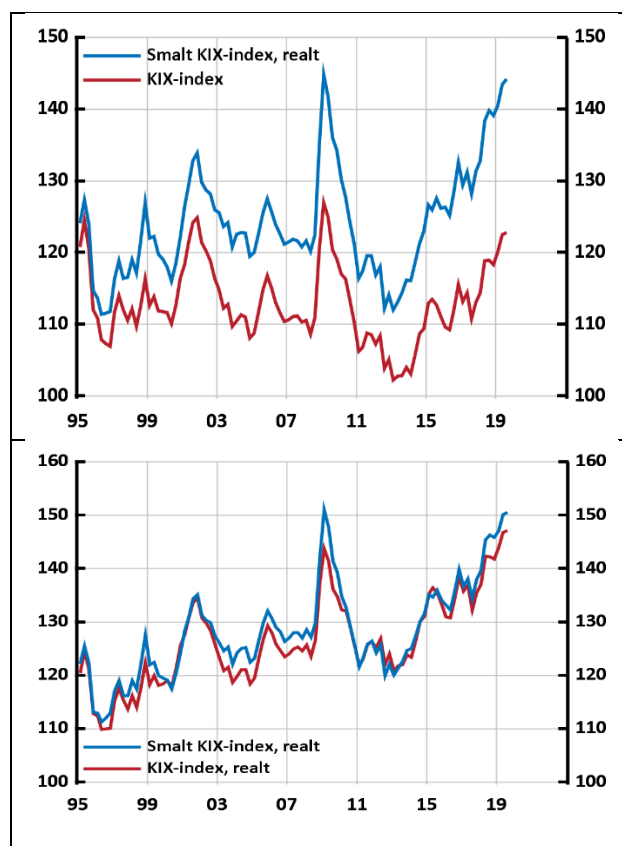
⁴ En genomgång av den ekonomiska litteraturens försök och misslyckanden att prognostisera växelkursen finns i Rossi (2013) och Cheung m.fl. (2019).

⁵ KIX-index avser Sveriges 32 främsta handelspartner. KIX-index är ett geometriskt index av bilaterala växelkurser för den svenska kronan i förhållande till andra valutor, där vikterna bygger på totala flöden av bearbetade varor och råvaror och tar hänsyn till såväl export-, import- som tredjeländseffekter. Dessa konkurrensbaserade vikter uppdateras varje år och beräknas av Riksbanken.

⁶ Att det fullständiga respektive det smala indexet ligger på olika nivåer för den reala kontra den nominella effektiva växelkursen beror på att det fullständiga KIX-indexet även omfattar tillväxtekonomier, som i genomsnitt har högre inflation än de utvecklade ekonomier som ingår i både det fullständiga och det smala indexet.

är också det valutakursindex som normalt ingår i de makroekonomiska modeller med en stor mängd omvärldsvariabler som används på Riksbanken, på grund av god datatillgänglighet för euroområdet och USA i kombination med deras stora vikt i KIX. I följande analys är också de omvärldsvariabler vi beaktar viktade genomsnitt av variablerna för euroområdet och USA, med samma vikter som i det smala KIX-indexet. Givet den höga korrelationen mellan det fullständiga och det smala indexet bör de generella slutsatserna av vår analys gälla även för det fullständiga KIX-indexet.

Diagram 1. Kronans nominella och reala effektiva växelkurs, smalt och fullständigt KIX-index (1992-11-18=100).



Anm. En ökning i växelkursen motsvarar en depreciering av den svenska valutan.

Vilken metod som fungerar bäst för att göra prognoser för växelkursen beror, vilket också Rossi (2013) har påpekat, på många olika faktorer, exempelvis den prognoshorisont och prognosperiod som används för analysen. Av det skälet delar vi upp vår analys i två delar. Den första delen omfattar det kortsiktiga perspektivet – upp till ett år framåt – och inriktas på kronans nominella effektiva växelkurs, det vill säga den svenska valutans relativpris i förhållande till andra valutor. Den andra delen omfattar det medelsiktiga perspektivet – från ett till tre år framåt – och inriktas på kronans reala effektiva växelkurs, det vill säga prisnivån i omvärlden relativt den i Sverige, omräknat i gemensam valuta. I varje del diskuterar vi hur resultaten skiljer sig åt när prognosperioden inkluderar respektive exkluderar finanskrisen. Innan vi redogör för våra resultat beskriver vi vilka kriterier som har använts för att utvärdera prognosmetoderna.

Hur utvärderas prognoser?

När olika metoder används för att göra prognoser kan deras relativa prognosförmåga utvärderas med hjälp av prognosfel, det vill säga skillnaden mellan prognoser och utfall. Det finns många olika kriterier för att värdera prognosfelens storlek och vilket kriterium som anses vara lämpligt beror på vad som är syftet med jämförelsen. Här fokuserar vi på två kriterier: rotmedelkvadratfel (RMSE) och medelfel, även kallat bias. RMSE mäter prognosavvikelse från utfallen och ger större avvikelse en större vikt. Ju lägre RMSE-värde, desto exaktare är prognosmetoden. RMSE innehåller ingen information om huruvida avvikelsen är systematisk, det vill säga om prognoserna ligger konsekvent över eller konsekvent under de realiserade utfallen. Biasen mäter de systematiska komponenterna i prognosfelen. En prognosmetod kan till exempel generera stora prognosfel och därmed också ett högt RMSE-värde. Men om prognoserna har samma sannolikhet för att ligga högre som lägre än utfallen kan felen ta ut varandra och biasen ligga nära noll.

För merparten av de prognosmetoder som har använts i analysen produceras prognoserna ”out-of-sample”, vilket innebär att samtliga data fram till ett visst datum används för att skatta sambandet mellan växelkursen och dess förklarande variabler. Sedan görs prognoser för efterföljande perioder.⁷ Observera emellertid att framtida realiserade värden av de förklarande variablerna används då betingade prognoser tas fram, det vill säga för framskrivningar där utvecklingen i vissa förklarande variabler tas för given. Detta innebär att vår övning inte fullt ut replikerar hur prognosprocessen såg ut vid en viss tidpunkt, eftersom de förklarande variablernas framtida värden inte är tillgängliga när de faktiska prognoserna tas fram. På detta sätt kan vi jämföra olika metoders växelkursprognoser, utan att påverkas av tänkbara prognosfel för de förklarande variablerna. Denna metod är lämplig för att jämföra den relativa prognosprecisionen för olika metoder, men det finns en begränsning. Om en komplex modell med många förklarande variabler presterar bättre än en mindre och enklare modell, behöver förbättringen i prognosförmåga vägas mot de högre krav som då ställs på prognosprocessen i praktiken. Skälet till detta är att prognoser då behöver göras även för de förklarande variablerna och att deras prognosprecision också kommer att spela in.

Att göra prognoser på olika prognoshorisonter

Prognosprocessen på Riksbanken omfattar två steg: 1) utvärdering av var ekonomin befinner sig just nu och 2) prognos av var ekonomin kommer att befinna sig under de kommande åren. Eftersom data publiceras med viss eftersläpning och det därmed tar tid innan vi har utfall för det aktuella ekonomiska läget, behöver prognosmakaren först bedöma prognosens startpunkt, något som ofta brukar kallas ”nuläget”.⁸ Dessa prognoser för den aktuella perioden och den närmaste framtiden baseras på ett stort antal variabler, och använder indikatormodeller och högfrekvensdata. Prognoserna på medellång sikt baseras istället på makroekonomiska modeller som ofta härleds från ekonomisk teori.

Riksbankens prognosprocess för växelkursen delas också upp i en kort- och en medelsiktig del. Den kortsiktiga prognosen för den nominella effektiva växelkursen beräknas med hjälp av data på hög frekvens. Eftersom priserna på varor och tjänster inte omedelbart anpassas till föränderliga ekonomiska förhållanden, blir rörelser i den nominella växelkursen nästan till fullo till rörelser i den reala växelkursen på kort sikt. Den medelsiktiga prognosen för den

⁷ Ett undantag är den prognos som tas fram med DSGE-modellen, som diskuteras vidare under ”Medelsiktiga prognoser”. Eftersom skattningen av DSGE-modellen är såpass komplex genomför vi analysen med parametrar som har skattats endast en gång, för hela urvalsperioden. För DSGE-modeller gör vi en så kallad ”in-sample”-övning.

⁸ För mer information om hur nulägesbedömningar kommer in i prognosprocessen på Riksbanken, se Andersson och den Reijer (2015).

reala effektiva växelkursen beräknas istället med kvartalsfrekvens, med den kortsiktiga prognosen som startpunkt. Skälet till att vi väljer att i första hand prognostisera den reala effektiva växelkursen på medellång sikt är att ekonomisk teori ger vägledning om den jämvikt som den reala effektiva växelkursen bör röra sig mot på sikt under antagande om en inflationsmålsregim, medan den nominella växelkursen inte har något långsiktigt ankare.⁹

Kortsiktiga prognoser

Analysen av hur olika metoder för att göra växelkursprognoser presterar på kort sikt baseras på kronans nominella effektiva växelkurs på månadsfrekvens.¹⁰ Vi undersöker olika samband och ekonomiska modeller som används för att göra prognoser för kronans växelkurs. Modellerna skattas först på data från januari 1999 fram till december 2006, varpå prognoser för de påföljande tolv månaderna tas fram. Efter detta skattas modellerna på nytt. Varje gång läggs ytterligare en månad till och nya prognoser tas fram för tolv månader framåt, fram till december 2018.

Utgångspunkten för jämförelsen är en så kallad slumpvandring (vanligtvis förkortat RW efter engelskans "random walk"). Slumpvandring implicerar att växelkursen förväntas ligga kvar på den vid prognostillfället aktuella nivån även i framtiden. Skälet till att vi väljer slumpvandringen som riktmärke för vår analys är att en återkommande slutsats i den ekonomiska litteraturen har varit att den bästa prognosen för växelkursen på kort sikt normalt bygger på antagandet om en slumpvandring (se Meese och Rogoff, 1983). Även "out-of-sample"-prognoser som tas fram med makroekonomiska modeller, som betingats på framtida realiserade värden av förklarande variabler, har vanligtvis visat sig hamna längre från utfallen för växelkursen än prognoser som baseras på en oförändrad nivå.¹¹

Ett samband som ofta används för att göra växelkursprognoser är "öppen ränteparitet" (förkortat UIP, efter engelskans "uncovered interest rate parity"), som kopplar växelkursen mellan inhemska och utländska valutor till ränteskillnaden mellan inhemska och utländska ekonomier. Enligt detta villkor resulterar en positiv ränteskillnad mellan den inhemska och utländska ekonomin i en förväntad depreciering av den inhemska valutan under de påföljande perioderna. I många empiriska studier konstateras dock att denna teoretiska relation saknar stöd i data.¹² Mot denna bakgrund inkluderar vi även en modell som är inspirerad av UIP-villkoret, men där de parametrar som bestämmer sambandet mellan ränteskillnaden och växelkursen skattas på data.

Till följd av det bristande empiriska stödet för UIP har många studier föreslagit alternativa modeller för att förklara rörelserna i växelkursen. En sådan modell är "öppen avkastningsparitet" (förkortat URP, efter engelskans "uncovered return parity"), som bygger på idén att finansiella flöden till och från en ekonomi påverkar dess växelkurs.¹³ Investeringar kräver en premie för att hålla tillgångar i en viss valuta. URP bygger på antagandet att rörelser i växelkursen som inte förklaras av UIP-villkoret kan förklaras av avkastningen på investeringar på den inhemska aktiemarknaden i förhållande till investeringar på

⁹ Det begrepp som oftast används för att fastställa den reala växelkursens långsiktiga värde eller jämviktsnivå är köpkraftspariteten, som implicerar att kostnaden för varor och tjänster är densamma i olika länder efter en omvandling till samma valuta. Se Rogoff (1996) och Taylor (2006) för närmare diskussioner. Riksbanken (2018) innehåller en diskussion om den långsiktiga jämvikten för kronans växelkurs.

¹⁰ Dagsnoteringar vid varje månads utgång används.

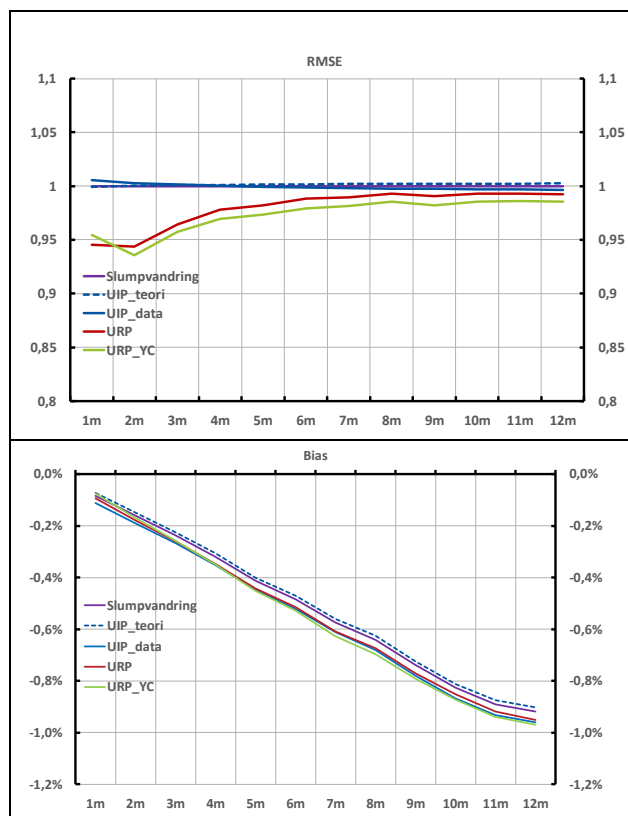
¹¹ Utmaningen att åstadkomma kortsiktiga prognoser för växelkurser med hjälp av ekonomiska modeller har kommit att kallas "the Meese and Rogoff forecasting puzzle" (se Obstfeld och Rogoff, 2001). Många andra studier har gjorts i spåren av Meeses och Rogoffs (1983) banbrytande arbete, men dessa har endast bekräftat deras slutsatser. För en översikt av forskningslitteraturen, se Rossi (2013). I senare studier hävdas emellertid att vissa ekonomiska modeller implicerar att växelkursen rör sig mycket likt en slumpvandring, vilket innebär att dess förändringar inte är förutsägbara (Engel m.fl., 2008). På längre sikt kan dock makroekonomiska modeller generera bättre prognoser än de som impliceras av en slumpvandring.

¹² UIP håller under följande förutsättningar: riskneutrala investeringar, inga handelskostnader eller handelshinder på de finansiella marknaderna samt samma likviditet, löptid och risk för betalningsinställelse för tillgångarna som det handlas med. Se Engel (2014) för en genomgång av rapporter som inte finner stöd för det öppna ränteparitetsvillkoret i data.

¹³ Se Hau och Rey (2006), Capiello och De Santis (2007) samt Djeutem och Dunbar (2018).

aktiemarknader i utlandet. Vi inkluderar även en modifierad URP-modell (URP-YC) som beaktar den information som finns i inhemska och utländska avkastningskurvor. Avkastningskurvan beskriver sambandet mellan avkastningen på tillgångar och deras återstående löptid. Den varierar över tid med marknadsförväntningarna på ekonomins framtida utveckling.¹⁴ Våra växelkursprognoser som bygger på URP-modeller är betingade på de realiserade värdena av de inkluderade finansiella variablerna.

Diagram 2. Rotmedelkvadratfel (RMSE) och medelfel (bias) i kortsiktiga prognosmodeller, 2007-2018.



Anm. RMSE (relativ slumpvandringen) och bias för prognoser av kronans nominella effektiva växelkurs relativt euron och den amerikanska dollarn 1–12 månader framåt i tiden. Realiserade värden används för framtida värden av de förklarande variablerna.

Diagram 2 visar RMSE och bias för de prognosmodeller som beskrivs ovan. Tabeller med underliggande data för detta och följande diagram finns i appendix. Endast de modeller som bygger på avkastningsparitetsvillkoret presterar något bättre än slumpvandringen i termer av RMSE. Skillnaderna är dock inte statistiskt signifikanta.¹⁵ Vi drar därför slutsatsen att slumpvandringen har en god prognosförmåga på kort sikt. Vi noterar även att samtliga modeller som beaktats, inklusive slumpvandringen, presterar svagt i termer av bias. I genomsnitt underskattar de växelkursen, vilket innebär att de systematiskt har förutspått en för stark växelkurs jämfört med utfallet under vår urvalsperiod. Detta resultat är specifikt för

¹⁴ I vår specificering av URP inkluderar vi de tre faktorer som bäst sammanfattar en avkastningskurva: nivåfaktorn, som ofta är kopplad till aktörernas långsiktiga förväntningar, samt kurvans lutning och kurvatur, som ofta är kopplade till konjunkturcykeln och centralbankens penningpolitiska inriktning. Litterman och Scheinkman (1991) samt Diebold och Li (2006) var några av de första studier som gjorde tolkningen att de huvudfaktorer som sammanfattar avkastningskurvan är nivå-, lutnings- och kurvaturfaktorer, medan Dewachter och Lyrio (2006) samt Rudebush och Wu (2007, 2008) gav dem en ekonomisk tolkning. En mer detaljerad diskussion om avkastningskurvor och hur en centralbank använder sig av denna information finns i De Rezende (2017). Chen och Tsang (2013) konstaterar ett samband mellan avkastningskurvans tre faktorer och växelkursens förutsägbarhet.

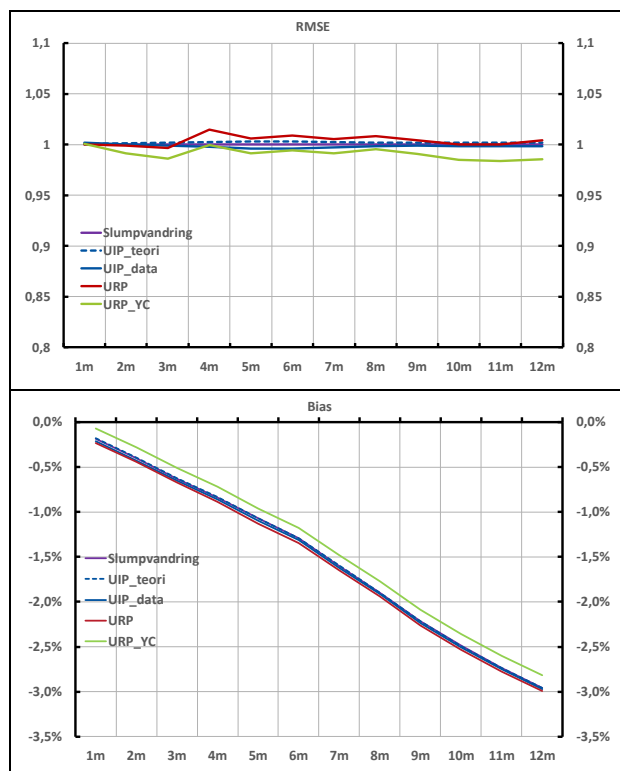
¹⁵ För att testa den statistiska signifikansen av RMSE-differensen i olika modeller och relationer använde vi en variant av det test som presenteras i Diebold och Mariano (1995).

den beaktade urvalsperioden, under vilken det varit vanligare med deprecieringar än apprecieringar av växelkursen.

En annan faktor som avgör hur framgångsrika modellernas prognoser för växelkursen visar sig vara är vilken urvalsperiod som används för att skatta modellerna, något som också diskuteras i Rossi (2013). Om vi upprepar vår prognosövning med en kortare urvalsperiod, som inleds 2012 så att prognosen för perioden för finanskrisen och den europeiska statskuldskrisen exkluderas, blir resultaten något annorlunda. När vi jämför diagram 2 och diagram 3 kan vi se att URP-modellernas fördel i termer av RMSE försvinner med en kortare urvalsperiod och att slumpvandringens överlägsenhet blir ännu tydligare. URP-modellen presterar visserligen bra när det gäller att förutspå kronförstärkningen efter finanskrisen, men dessa resultat bygger på att man har använt information om de framtida realiserade värdena av modellens finansiella förklarande variabler under en period av finansiell oro. Vad gäller bias får vi fortfarande resultatet att samtliga modeller prognostiserar en i genomsnitt starkare växelkurs än utfallet. Vi noterar dock att biasens storlek (i absoluta termer) är tre gånger större än när prognosperioden inbegriper finanskrisen. Detta beror på att den stora kronapprecieringen direkt efter finanskrisen exkluderas i den kortare urvalsperioden.

Sammanfattningsvis finner vi att ingen av modellerna kan prognostisera växelkursen mer exakt än slumpvandringen på korta tidshorisonter. Slumpvandringen är också det enklaste sambandet, som varken kräver någon ytterligare information eller förklarande variabler. Vissa modeller kan visserligen ge bättre växelkursprognoser genom att beakta information om finansiella nyckelvariabler. Men att använda sådana modeller för att göra prognoser för växelkursen kräver just informativa prognoser för dessa finansiella variabler.

Diagram 3. Rotmedelkvadratfel (RMSE) och medelfel (bias) i kortsiktiga prognosmodeller, 2012–2018.



Anm. RMSE (relativ slumpvandringen) och bias för prognoser av kronans nominella effektiva växelkurs relativt euron och den amerikanska dollarn 1–12 månader framåt i tiden. Realiserade värden används för framtida värden av de förklarande variablerna.

Medelsiktiga prognoser

Analysen av medelsiktiga prognoser bygger på kvartalsdata för kronans reala effektiva växelkurs. Vi tittar på prognoser för den reala växelkursen upp till tolv kvartal framåt. De modeller som presenteras nedan skattas först med en urvalsperiod från 1995 fram till 2006. De skattas sedan om genom att ytterligare ett kvartal läggs till rekursivt fram till det sista kvartalet 2018. Det enda undantaget är DSGE-modellen, som endast skattas en gång för hela urvalsperioden 1995–2018, eftersom skattningen av denna modell är såpass komplex.

Även för denna analys används slumpvandring som utgångspunkt för jämförelserna. Vi inkluderar en bayesiansk vektorautoregressiv modell (BVAR-modell) som omfattar sex inhemska variabler (reporänta, KPIF-inflation, BNP-tillväxt, sysselsättningstillväxt, lönetillväxt och real effektiv växelkurs) samt tre omvärldsvariabler (styrränta, inflationstakt och BNP-tillväxt).¹⁶ Vi beaktar endogena och betingade prognoser. Med endogena prognoser avses framskrivningar där modellen förutspår utvecklingen för såväl inhemska variabler som omvärldsvariabler, medan betingade prognoser avser framskrivningar där omvärldens ekonomiska utveckling tas för given. Vi inkluderar vidare en modell för dynamisk stokastisk allmän jämvikt (förkortat DSGE, efter engelskans Dynamic Stochastic General Equilibrium) av den svenska ekonomin som har utvecklats på Riksbanken och bygger på Ramses II-modellen.¹⁷ Det är en strukturell modell av Sverige och omvärlden som bygger på antagandet att ekonomin i omvärlden kan påverka Sverige, men inte vice versa. Växelkursen bestäms av UIP-villkoret, modifierat för att ge utrymme för rörelser i växelkursen som återspeglar den riskpremie investerare kräver för att inneha svenska tillgångar. Vi beaktar endogena prognoser samt prognoser betingade på utfall för styrräntan, inflationstakten och BNP-tillväxten i omvärlden.

Slutligen beaktar vi flera autoregressiva modeller (AR-modeller) som baseras på antagandet att den reala växelkursen tenderar att gradvis anpassas till sin långsiktiga jämviktsnivå. Dessa modeller är inte beroende av ytterligare information om andra variabler, utan är enbart beroende av den långsiktiga jämviktsnivån och anpassningshastigheten. För den reala växelkursens långsiktiga värde använder vi Riksbankens skattning som varierar över tid.¹⁸ Ett sätt att kvantifiera anpassningshastigheten är att mäta växelkursens halveringstid, det vill säga tiden det tar för prognosen att halvera sträckan mellan sitt startvärde och sin långsiktiga jämvikt. Vi har studerat olika värden för anpassningshastigheten, men redovisar här enbart resultaten från de modeller som uppvisar bäst prognosförmåga. Modellerna har olika värden för halveringstiden: a) en halveringstid på 9 kvartal (AR-data), som erhållits genom en skattning av den historiska anpassningshastigheten till långsiktigt jämviktsläge i svenska data och b) en halveringstid på 20 kvartal (AR-teori), vilket är den övre gränsen för intervallet av skattade halveringstider i den akademiska litteraturen.¹⁹

Diagram 4 visar RMSE och bias för de prognosmodeller som beskrivs ovan. I termer av RMSE är DSGE-modellen betingad på omvärlden den bästa prognosmodellen: den presterar bättre än slumpvandringen oavsett tidshorisont. Den modell som presterar näst bäst under de sex första kvartalen är BVAR betingad på omvärlden, medan AR-modellerna och obetingad BVAR presterar bättre från sex till tolv kvartal framåt i tiden. Observera att betingade

¹⁶ BVAR-modellen skrivs i termer av avvikelser från en långsiktig jämvikt, som i Villani (2009). Även valet av så kallade priors baseras på Villani (2009). Modellen är skattad med fyra laggar. Eftersom Sverige är en liten öppen ekonomi görs antagandet att inhemska chocker inte kan påverka den utländska ekonomin, medan utländska chocker kan påverka den inhemska.

¹⁷ Se Christiano m.fl. (2011) och Adolfson m.fl. (2013) för mer ingående information om Ramses II.

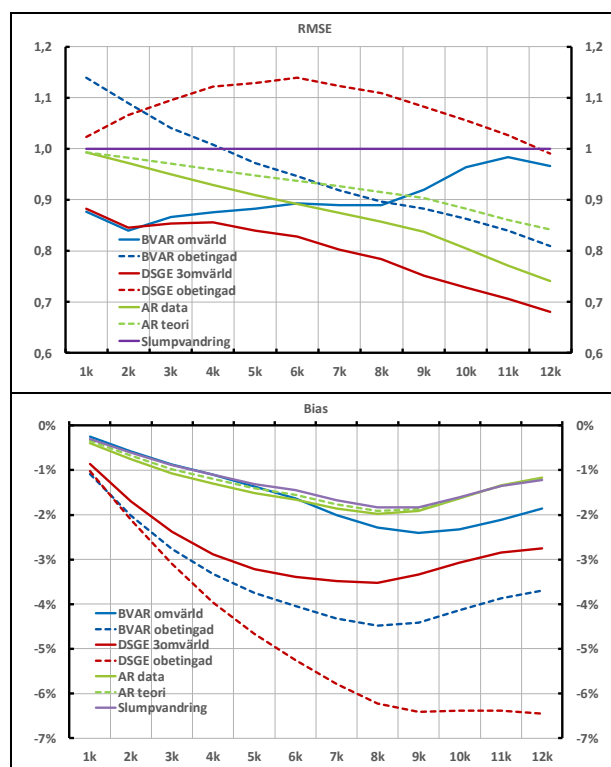
¹⁸ Se Riksbanken (2018, 2019) för en diskussion om det långsiktiga värdet för kronans reala effektiva växelkurs och Riksbankens nuvarande bedömning av KIX, baserat på olika typer av modeller. För att bedöma det långsiktiga värdet för det smala KIX-index som används i denna analys använder sig Riksbanken av modeller som är snarlika de som används för att bedöma det långsiktiga värdet för det fullständiga KIX-indexet.

¹⁹ Rogoff (1996) ger en överblick av empiriska studier av växelkursens halveringstid och konstaterar att de visar på ett intervall på 3–5 år för att växelkursen ska halvera avståndet till sin långsiktiga jämvikt. Kilian och Zha (2002) finner dock inget starkt stöd för detta intervall, utan drar slutsatsen att skattningarna är mycket osäkra. Kilian och Taylor (2003) visar att anpassningshastigheten är icke-linjär: den är högre ju längre från sin långsiktiga nivå växelkursen ligger i utgångsläget.

prognoser från DSGE- och BVAR-modellerna baseras på realiserade värden för omvärldsvariablerna. Deras prognosförmåga kan vara sämre i den faktiska prognosprocessen när endast realtidsprognoser för omvärldsvariablerna finns att tillgå.

Samtliga modeller, inklusive slumpvandringen, uppvisar en negativ bias eftersom de systematiskt prognostiserar en starkare växelkurs än utfallet. Den negativa biasen sammanfaller med analysresultaten för de kortsiktiga prognoserna, men på medellång sikt blir den mindre påtaglig ju längre prognoshorisonten är. Slumpvandringen, tillsammans med AR-modellerna, ger den minsta biasen (i absoluta termer) oavsett tidshorisont. BVAR- och DSGE-modellerna presterar överlag bättre när ytterligare information om omvärlden används. De makroekonomiska modellernas förmåga att prestera bättre än slumpvandringen på medellång sikt överensstämmer med slutsatserna i den ekonomiska litteraturen.²⁰ Den är också i linje med analysen från Iversen m.fl. (2016) som är baserad på realtidsprognoser för omvärldsvariablerna. Författarna utvärderar prognoser för kronans nominella effektiva växelkurs för perioden 2007–2013 och konstaterar att de BVAR- och DSGE-modeller som använts av Riksbanken presterat bättre än slumpvandringen på medellång sikt, även med realtidsprognoser för omvärldsvariablerna.²¹ BVAR-modellen betingad på omvärlden presterade synnerligen väl i deras studie.

Diagram 4. Rotmedelkvadratfel (RMSE) och medelfel (bias) i medelsiktiga prognosmodeller, 2007–2018.



Anm. RMSE (relativ slumpvandringen) och bias för prognoser av kronans nominella effektiva växelkurs relativt euron och den amerikanska dollarn 1–12 månader framåt i tiden. Realiserade värden används för framtida värden av de förklarande variablerna.

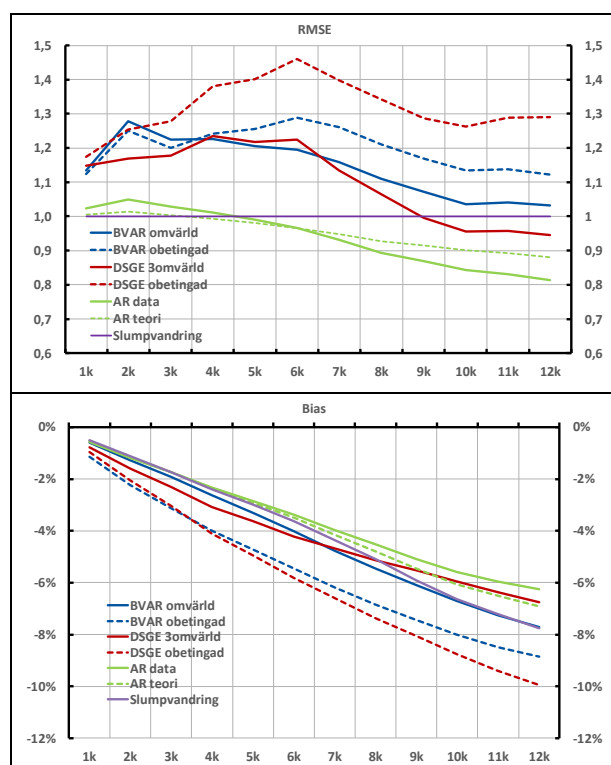
Som diskuterats i anslutning till de kortsiktiga prognoserna har vi upprepat vår analys med prognosutvärderingen begränsad till perioden efter finanskrisen (diagram 5). Vi konstaterar

²⁰ Se till exempel Ca' Zorzi m.fl. (2017) för resultat från DSGE-, BVAR- och AR-modeller.

²¹ Den BVAR-modell som användes i Iversen m.fl. (2016) har stora likheter med den som används i denna analys. De DSGE-modeller som använts är Ramses I och Ramses II, som beskrivs mer ingående i Adolfson m.fl. (2008), Christiano m.fl. (2011) och Adolfson m.fl. (2013).

att AR-modellerna är de som presterar bäst i termer av både RMSE och bias, om vi inleder analyserna 2012.²² Ingen av de makroekonomiska modellerna kan generera ett RMSE-värde som är i nivå med slumpvandringen eller lägre, medan AR-modellerna presterar bättre än slumpvandringen på två till tre års prognoshorisont. Modellerna uppvisar en negativ bias även för denna urvalsperiod, men biasen är mer påtaglig än i fallet med den längre urvalsperioden ovan. Resultatets känslighet för urvalsperioden är inget nytt i studierna av växelkursprognoser, inte minst när det kommer till tiden för finanskrisen.²³ Det bekräftar att analysperioden har mycket stor betydelse för hur väl DSGE- och BVAR-modellernas betingade prognoser presterar, vilket kan förklaras med de betingade omvärldsvariablernas betydelse. Vi drar slutsatsen att AR-modellerna ger bäst prognoser på medellång sikt.

Diagram 5. Rotmedelkvadratfel (RMSE) och medelfel (bias) i medelsiktiga prognosmodeller, 2012–2018.



Anm. RMSE (relativt slumpvandringen) och bias för prognoser av kronans nominella effektiva växelkurs relativt euron och den amerikanska dollarn 1–12 månader framåt i tiden. Realiserade värden används för framtida värden av de förklarande variablerna.

Avslutande diskussion

Som diskuterats i inledningen till vår analys finns det olika faktorer som avgör hur framgångsrika olika metoder är på att göra prognoser för växelkursen, däribland tidshorisonten och vilken urvalsperiod som används. Vår analys visar att ingen av modellerna presterar bättre än slumpvandringen när det kommer till prognoser för kronans nominella effektiva växelkurs på kort sikt. Slumpvandringen är också den enklaste modellen och kräver varken ytterligare information eller förklarande variabler. DSGE- och BVAR-modellernas prognosförmåga, på såväl kort som medellång sikt, bygger på att det finns kunskap om den ekonomiska utvecklingen i omvärlden framöver. Den beror också på den specifika

²² Ca' Zorzi m.fl. (2016) är en annan studie som bekräftar AR-modellernas goda prognosresultat för växelkursen.

²³ Se Bussiere m.fl. (2018), Engel och Wu (2018) och Lilley m.fl. (2019) för exempel på studier där olika resultat konstateras för perioderna före och efter finanskrisen.

analysperioden. AR-modellerna presterar däremot bättre än slumpvandringen på medellång sikt oberoende av vilken urvalsperiod som används. Samtliga beaktade metoder uppvisar en systematisk bias och ger en starkare kronkurs än utfallen, särskilt om prognosperioden exkluderar finanskrisen. Detta återspeglas också i de prognoser som gjorts av Riksbanken liksom i genomsnittssvaren i Prospera-undersökningen och kan hänföras till kronkursens överraskande försvagning under de senaste fem åren.

Mot bakgrund av den analys som presenterats ovan drar vi slutsatsen att en bra metod för att förutspå kronans växelkurs är att tilldela slumpvandringen och den skattade AR-modellen vikter som ändras med prognoshorizonten. Under de första kvartalen tilldelas en större vikt till slumpvandringen som används för att göra en prognos för kronans nominella effektiva växelkurs. För därpå följande kvartal bör AR-modellerna få en allt större vikt i förhållande till slumpvandringen i prognoserna för den reala effektiva växelkursen. Denna metod har nyligen införts av Riksbanken som utgångspunkt för prognoserna för kronans effektiva växelkurs. Jämfört med de metoder som tidigare använts antas kronans anpassning mot den bedömda långsiktiga jämviktsnivån nu ske i en betydligt långsammare takt. De växelkursprognoser som i slutändan visas i den penningpolitiska rapporten kan emellertid också spegla andra bedömningar, där hänsyn tagits till faktorer som inte fångas i modellerna.

Referenser

- Adolfson, M., S. Laséen, L. J. Christiano, M. Trabandt och K. Walentin (2013), "Ramses II – Model description", Occasional Paper No. 12, Sveriges Riksbank.
- Adolfson, M., S. Laséen, J. Lindé och M. Villani, (2008), "Evaluating an estimated new Keynesian small open economy model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32 (8), sid. 2690–2721
- Andersson, M. K. och A.H.J. Den Reijer (2015), "Nowcasting", *Penning- och valutapolitik*, Sveriges Riksbank, 2015:1
- Bussiere, M., Menzie D. C., Laurent, F. och Heipertz, J. (2018), "The New Fama Puzzle," NBER Working Papers 24342, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Cappiello, L., R. A. De Santis (2007), "The uncovered return parity condition", Working Paper Series 812, Europeiska centralbanken
- Ca' Zorzi, M., M. Kolasa och M. Rubaszek (2017), "Exchange rate forecasting with DSGE models", *Journal of International Economics*, Elsevier, vol. 107(C), sid. 127–146.
- Ca'Zorzi, M., J. Muck och M. Rubaszek (2016), "Real exchange rate forecasting and PPP: This time the random walk loses", *Open Economies Review* 27, no. 3: sid. 585–609.
- Chen, Y. C. och P. T. Kwok, "What Does the Yield Curve Tell Us about Exchange Rate Predictability?", *The Review of Economics and Statistics*, mars 2013, 95 (1), sid. 185-205.
- Cheung, Y. W., M. D. Chinn, A. G. Pascual och Y. Zhang (2019), "Exchange Rate Prediction Redux: New Models, New Data, New Currencies", *Journal of International Money and Finance*, Volume 95, s. 332–362.
- Christiano, L. J., M. Trabandt och K. Walentin, (2011), "Introducing financial frictions and unemployment into a small open economy model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, vol. 35(12), sid. 1999–2041.
- Corbo, V. och P. Di Casola (2018), "Conditional exchange rate pass-through: evidence from Sweden", Working paper 352, Sveriges riksbank.
- De Rezende, R. B. (2017), "How can term structure models be used by central banks?", *Penning- och valutapolitik*, Sveriges Riksbank, 2017:1
- Dewachter, H. och L. Macro (2006), "Macro Factors and the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Money, Credit and Banking*, sid 119–140.
- Diebold, F.X. och C. Li, (2006) "Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields", *Journal of Econometrics*, Vol. 130, sid. 337–364.
- Diebold, F.X. och R.S. Mariano (1995), "Comparing Predictive Accuracy", *Journal of Business and Economic Statistics* 13, sid. 253–263.

Djeutem, E. och G. R. Dunbar (2018), "Uncovered Return Parity: Equity Returns and Currency Returns", Staff Working Papers 18–22, Bank of Canada.

Engel, C., C. M. Nelson och K. D. West, (2008), "Exchange Rate Models Are Not As Bad As You Think", NBER Macroeconomics Annual 2007, Volume 22, sid. 381–441, National Bureau of Economic Research, Inc.

Engel, C. (2014), "Exchange Rates and Interest Parity", i Handbook of International Economics, red. E. H. Gita Gopinath och K. Rogoff, Elsevier, vol. 4, kap. 8.

Engel, C. och S. P. Yeung Wu (2018), "Liquidity and Exchange Rates: An Empirical Investigation", NBER Working Papers 25397, National Bureau of Economic Research, Inc.

Hau, H. och H. Rey (2006): "Exchange rates, equity prices, and capital flows", *Review of Financial Studies*, 19(1), sid 273–317.

Iversen, J., S. Laséen, H. Lundvall och U. Söderström (2016), "Real-Time Forecasting for Monetary Policy Analysis: The Case of Sveriges Riksbank", Working Paper Series 318, Sveriges Riksbank

Iversen, J. och O. Tysklind (2017), "The effect of repo path changes on asset prices", Staff memo, Sveriges Riksbank.

Lilley, A., M. Maggiori, B. Neiman och J. Schreger (2019), "Exchange Rate Reconnect", NBER Working Paper No. 26046.

Litterman, R. och J. Scheinkman, (1991), "Common Factors Affecting Bond returns", *Journal of Fixed Income*, Vol. 1, sid 51–61.

Kilian, L. och T. Zha, (2002), "Quantifying the uncertainty about the half-life of deviations from PPP", *Journal of Applied Econometrics*, 17: sid. 107–125.

Kilian, L. och M. P. Taylor (2003), "Why is it so difficult to beat the random walk forecast of exchange rates?", *Journal of International Economics*, Volume 60, Issue 1, 2003, sid. 85–107.

Meese, R. och K. Rogoff (1983), "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?", *Journal of International Economics* 14: sid. 3–24.

Obstfeld, M. och K. Rogoff (2001), "The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?", i: NBER Macroeconomics Annual 2000, Volume 15, sid. 339–412 National Bureau of Economic Research, Inc.

Rogoff, K. (1996), "The purchasing power parity puzzle", *Journal of Economic Literature*, 34 (2), sid. 647–668.

Rossi, B. (2013), "Exchange Rate Predictability", *Journal of Economic Literature*, december 2013, 51 (4), sid. 1063–1119.

Rudebusch, G. D. och T. Wu (2007), "Accounting for a Shift in Term Structure Behavior with No-Arbitrage and Macro-Finance Models", *Journal of Money, Credit and Banking*, sid. 395–422.

Rudebusch, G. D. och T. Wu (2008), "A Macro-Finance Model of the Term Structure, Monetary Policy and the Economy", *Economic Journal*, 118 (2008), sid. 906–926.

Sveriges Riksbank (2016), "Växelkursens genomslag på inflationen", artikel i Penningpolitisk rapport, december 2016.

Sveriges Riksbank (2018), "Kronans utveckling på längre sikt", artikel i Penningpolitisk rapport, oktober 2018.

Sveriges Riksbank (2019), "Kronans trendmässiga utveckling", artikel i Penningpolitisk rapport, juli 2019.

Taylor, M. (2006), "Real exchange rates and Purchasing Power Parity: mean-reversion in economic thought", *Applied Financial Economics*, 16:1–2, 1–17.

Villani, M. (2009), "Steady-state priors for vector autoregressions", *Journal of Applied Econometrics*, 24 (4), sid 630–650.

Appendix

Kortsiktiga prognoser

Anm. För den långa urvalsperioden skattas modellerna på data från januari 1999 till december 2006, varefter skattningen upprepas på data där ytterligare en månad lagts till, rekursivt fram till december 2018. Prognoserna görs tolv månader framåt från och med januari 2007. För den korta urvalsperioden skattas modellerna från januari 1999 till december 2011, varefter skattningen upprepas på data där ytterligare en månad lagts till, rekursivt fram till december 2018. Prognoserna görs tolv månader framåt från och med januari 2012.

Tabell A 1. Rotmedelkvadratfel (relativt slumpvandringen) från modeller för kortsiktiga prognoser, lång urvalsperiod.

Månad	Slumpvandring	UIP_teori	UIP_data	URP	URP_YC
1	1	1,00	1,01	0,95	0,95
3	1	1,00	1,00	0,96	0,96
6	1	1,00	1,00	0,99	0,98
12	1	1,00	1,00	0,99	0,99

Tabell A 2. Bias (i procent) från modeller för kortsiktiga prognoser, lång urvalsperiod.

Månad	Slumpvandring	UIP_teori	UIP_data	URP	URP_YC
1	-0,08	-0,07	-0,11	-0,09	-0,08
3	-0,24	-0,22	-0,27	-0,26	-0,26
6	-0,48	-0,47	-0,52	-0,51	-0,53
12	-0,92	-0,90	-0,96	-0,95	-0,97

Tabell A 3. Rotmedelkvadratfel (relativt slumpvandringen) från modeller för kortsiktiga prognoser, kort urvalsperiod.

Månad	Slumpvandring	UIP_teori	UIP_data	URP	URP_YC
1	1	1,00	1,00	1,00	1,00
3	1	1,00	1,00	1,00	0,99
6	1	1,00	1,00	1,01	0,99
12	1	1,00	1,00	1,00	0,99

Tabell A 4. Bias (i procent) från modeller för kortsiktiga prognoser, kort urvalsperiod.

Månad	Slumpvandring	UIP_teori	UIP_data	URP	URP_YC
1	-0,19%	-0,18%	-0,21%	-0,24%	-0,07%
3	-0,63%	-0,62%	-0,65%	-0,67%	-0,51%
6	-1,29%	-1,29%	-1,31%	-1,35%	-1,18%
12	-2,96%	-2,96%	-2,97%	-2,99%	-2,81%

Medelsiktiga prognoser

Anm. För den långa urvalsperioden skattas modellerna på data från första kvartalet 1995 till fjärde kvartalet 2006, varefter skattningen upprepas på data där ytterligare ett kvartal lagts till, rekursivt fram till sista kvartalet 2018. Prognoserna görs tolv kvartal framåt från och med första kvartalet 2007. För den korta urvalsperioden skattas modellerna på data från första kvartalet 1995 till fjärde kvartalet 2011, varefter skattningen upprepas på data där ytterligare

ett kvartal lagts till, rekursivt fram till sista kvartalet 2018. Prognoserna görs tolv kvartal framåt från och med första kvartalet 2012.

Tabell A 5. Rotmedelkvadratfel (relativt slumpvandringen) från modeller för medelsiktiga prognoser, lång urvalsperiod.

Kvartal	Slumpvandring	BVAR omvärld	BVAR obetingad	DSGE 3omvärld	DSGE obetingad	AR data	AR teori
1	1	0,88	1,14	0,88	1,02	0,99	0,99
4	1	0,88	1,01	0,86	1,12	0,93	0,96
8	1	0,89	0,90	0,78	1,11	0,86	0,92
12	1	0,97	0,81	0,68	0,99	0,74	0,84

Tabell A 6. Bias (i procent) från modeller för medelsiktiga prognoser, lång urvalsperiod.

Kvartal	Slumpvandring	BVAR omvärld	BVAR obetingad	DSGE 3omvärld	DSGE obetingad	AR data	AR teori
1	1	-0,25	-1,09	-0,86	-1,03	-0,39	-0,34
4	1	-1,10	-3,32	-2,89	-3,96	-1,29	-1,19
8	1	-2,29	-4,48	-3,52	-6,22	-1,98	-1,91
12	1	-1,87	-3,70	-2,75	-6,45	-1,17	-1,19

Tabell A 7. Rotmedelkvadratfel (relativt slumpvandringen) från modeller för medelsiktiga prognoser, kort urvalsperiod.

Kvartal	Slumpvandring	BVAR omvärld	BVAR obetingad	DSGE 3omvärld	DSGE obetingad	AR data	AR teori
1	1	1,13	1,12	1,15	1,17	1,02	1,01
4	1	1,23	1,24	1,24	1,38	1,01	0,99
8	1	1,11	1,21	1,06	1,34	0,89	0,93
12	1	1,03	1,12	0,95	1,29	0,81	0,88

Tabell A 8. Bias (i procent) från modeller för medelsiktiga prognoser, kort urvalsperiod.

Kvartal	Slumpvandring	BVAR omvärld	BVAR obetingad	DSGE 3omvärld	DSGE obetingad	AR data	AR teori
1	1	-0,59	-1,13	-0,78	-0,97	-0,56	-0,53
4	1	-2,62	-3,99	-3,09	-4,12	-2,34	-2,37
8	1	-5,45	-6,83	-5,13	-7,36	-4,52	-4,79
12	1	-7,70	-8,85	-6,75	-9,95	-6,25	-6,91