

Staff memo

Hur ändrar svenska banker sina annonserade bolåneräntor när Riksbanken ändrar styrräntan?

Stefan Laséen

April 2025

Innehållsförteckning

1	Inledning	4
2	Hur ändrar bankerna sina listade bolåneräntor – en inledande deskriptiv analys	5
3	Korrelationer eller kausalitet?	9
4	Kollapsar genomslaget när styrräntan är negativ?	17
	Referenser	21
	APPENDIX – Kompletterande resultat	23

Staff memo

I ett staff memo kan medarbetare på Riksbanken offentliggöra kvalificerade analyser i relevanta frågor. Det är en tjänstemannapublikation som är fri från policy slutsatser 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

Hur påverkas svenska bankers listade bolåneräntor av Riksbankens styrränteförändringar – och förändras genomslaget när styrräntan är negativ? Denna studie ger ny, datadriven insikt i hur penningpolitiken påverkar bolåneräntorna – inte bara i genomsnitt, utan bank för bank och dag för dag. Fokus ligger på hur snabbt och hur mycket räntorna tenderar att justeras efter ett besked, och hur detta mönster förändras i olika räntemiljöer, särskilt när styrräntan är negativ. Studien visar både hur bolåneräntorna brukar reagera efter ett räntebesked, och försöker dessutom skilja ut den del av förändringarna som troligen beror just på Riksbankens beslut – snarare än på andra faktorer som kan påverka både boräntor och styrräntan samtidigt. På så sätt belyser studien penningpolitikens genomslag över tid, vad som driver förändringarna och hur mönstret varierar i olika räntelägen.

Genomslaget på bolåneräntor är tydligt men sker gradvis. För räntor med kort bindningstid är genomslaget i stort sett fullständigt, medan det är svagare för längre bindningstider – vilket är väntat. När styrräntan är negativ försvagas genomslaget. Till skillnad från vissa tidigare studier tyder resultaten inte på att transmissionen bryts helt, utan snarare på en gradvis försvagning. Studien bidrar därmed med ny kunskap om hur effektiv penningpolitiken är i olika räntelägen.

För hushåll med bolån innebär detta flera saker. För det första påverkas bolåneräntor med kort bindningstid tydligt av Riksbankens besked, men justeringarna sker ofta stegvis. Det innebär att hushållen inte möter hela ränteförändringen omedelbart, utan ges viss tid att anpassa sig – till exempel genom att se över sin ekonomi, omförhandla lånevillkor eller justera sin konsumtion. För det andra reagerar bankerna olika snabbt och mycket, vilket gör det möjligt att sänka sina kostnader genom att jämföra räntor. I ett negativt ränteläge är genomslaget svagare, vilket innebär att hushåll kanske inte kan räkna med lika stor lättnad vid räntesänkningar när styrräntan är nära sin lägstanivå.

Författare: Stefan Laséen, verksam vid Avdelningen för penningpolitik¹

¹ Stort tack till Mikael Apel, Carl-Andreas Claussen, Mattias Erlandsson, Mathias Klein, Conny Olovsson och Anders Vredin för värdefulla synpunkter, samt till Christina Sahlberg på Compricer och Ragnar Enger Juelsrud för att ha delat med sig av data över listade bolåneräntor.

1 Inledning

Hur snabbt och i vilken omfattning anpassar svenska banker sina listade bolåneräntor efter ett räntebesked från Riksbanken?² Den frågan står i centrum för denna studie. Särskilt intressant är hur detta genomslag ser ut i olika räntemiljöer – exempelvis vid negativa styrräntor – och om bankernas beteende skiljer sig åt beroende på om räntan höjs eller sänks.

Penningpolitikens genomslag till hushållens lånekostnader är en viktig del av transmissionen till realekonomin.³ Men vad händer när styrräntan faller under noll? Kan banker då föra vidare räntebeskedet till bolånekunderna på samma sätt som tidigare – eller 'kollapsar' genomslaget vid den effektiva nedre gränsen (ELB)?⁴ Internationella studier, däribland Adolfsen och Spange (2020) och Eggertsson m.fl. (2024), tyder på att transmissionen till just bolåneräntor försvagas när räntan är negativ. Denna studie undersöker frågan i svensk kontext med nya metoder och data.

Analysen bygger på paneldata med daglig frekvens under perioden 2009–2025, och omfattar nio svenska bankers listade bolåneräntor med olika bindningstider. Den inleds med en deskriptiv händelseanalys där förändringar i bolåneräntor före och efter styrräntebesked visualiseras för svenska banker över flera år. Denna ansats ger en intuitiv bild av hur snabbt och i vilken riktning räntorna rör sig.

För att kunna dra slutsatser om kausalitet används sedan en lokal projektiionsmetod (Jordà, 2005), kombinerad med en tvåstegs instrumentalvariabelstrategi. Genom att instrumentera förändringen i styrräntan med oväntade marknadsreaktioner på Riksbankens penningpolitiska besked – mätt via förändringar i 1-åriga swapräntor – isoleras den exogena komponenten i penningpolitiken. Modellen skattas dag för dag efter ett besked, vilket gör det möjligt att studera dynamiken i bankernas ränteanpassning. Att studera samvariation mellan styrräntor och bolåneräntor kan vara tillräckligt om fokus ligger på prognoser eller korrelationer. Men för att förstå de bakomliggande orsakssambanden – vilket är vad denna analys syftar till – krävs en kausal analys.

En särskild poäng med analysen är att den möjliggör jämförelser mellan olika penningpolitiska regimer: perioder med positiva räntor, negativa räntor och perioder där

² Listräntor är de räntesatser som bankerna offentligt annonserar som sina standardräntor för bolån. Dessa fungerar som utgångspunkt i förhandlingar och kan ofta justeras beroende på individuella faktorer såsom lånebelopp, belåningsgrad, kundens kreditvärdighet och övriga affärer med banken. Det är därför vanligt att kunder förhandlar sig till en lägre ränta än den annonserade listräntan. Eftersom rabatterna i regel förhandlas i samband med att lånet läggs om och därefter kan gälla under flera år, innebär förändringar i listräntorna att även de räntor hushållen faktiskt betalar tenderar att samvariera med listräntor över tid.

³ Se även Kaplan och Njie (2024), som studerar hur penningpolitiken påverkar den rörliga bolåneräntan i Sverige. De utvecklar ett ramverk där genomslaget påverkas av bankernas inlåningsbas och känsligheten i inlåningsräntor, och finner ett något lägre genomslag i den senaste räntehöjningscykeln jämfört med tidigare. Till skillnad från min analys studerar de inte den dagliga dynamiken kring räntebesked, utan fokuserar på variation över policycykler. Våra ansatser är därmed olika men kompletterande: medan Kaplan och Njie bidrar med en strukturell och översiktlig tolkning, fokuserar denna studie på den kortsiktiga reaktionen i banker och möjliggör en kausal tolkning av genomslaget från styrräntan till listade bolåneräntor. Se också Erikson och Vestin (2019, 2021).

⁴ Den effektiva nedre gränsen är den nivå där ytterligare sänkningar av styrräntan bedöms ge begränsade eller negativa effekter på ekonomin. ELB behöver inte sammanfalla med noll, utan kan vara negativ, beroende på institutionella och finansiella förhållanden.

styrräntan är vid den nedre gränsen. Genom att interagera styrränteförändringen med en indikator för ELB-perioder kan genomslaget jämföras mellan normala tider och då styrräntan är negativ.

Resultaten visar att svenska banker systematiskt anpassar sina listade bolåneräntor efter förändringar i styrräntan – både vid höjningar och sänkningar, och även för räntor med längre bindningstid. Effekten är tydlig men sker med viss eftersläpning, och genomslaget är större för korta än långa löptider. För räntor med kortare bindningstid (tre månader och ett år) är genomslaget i genomsnitt fullständigt, det vill säga lika stort som styrräntehöjningen efter en till två månader. För räntor med tre års bindningstid är genomslaget cirka 75 procent efter två månader.

Vid en fördjupad analys framkommer att det penningpolitiska genomslaget är ungefär hälften så stort under negativa räntor som i normala perioder. Denna skillnad är statistiskt signifikant och robust mot olika specifikationer. Till skillnad från Eggertsson m.fl. (2024), som finner ett mer abrupt brott i penningpolitikens effektivitet vid negativa räntor, visar den här panelanalysen att styrräntan fortsatt har effekt – men att styrkan i genomslaget minskar.

Analysen bidrar med fördjupad förståelse av penningpolitikens genomslag till bolåne marknaden på flera sätt. Den bygger på paneldata på daglig frekvens från flera svenska banker under en lång tidsperiod, vilket möjliggör en mer detaljerad och bank-specifik bild än vad tidigare tidsseriestudier kunnat ge. Genom att estimerar effekter av exogena förändringar i penningpolitiken med hjälp av högfrekventa instrument skapas bättre förutsättningar för att tolka resultaten i kausala termer. Dessutom sätts resultaten in i relation till både svenska och internationella studier, med särskilt fokus på hur den svenska bolåne marknaden reagerar i ett negativt ränteläge.

Sammantaget bidrar analysen med ny empirisk evidens till diskussionen om penningpolitikens effektivitet både vid positiva och negativa räntor.

2 Hur ändrar bankerna sina listade bolåneräntor – en inledande deskriptiv analys

För att beskriva hur svenska banker justerar sina listade bolåneräntor i samband med förändringar i styrräntan använder jag till att börja med en enkel deskriptiv ansats. Syftet är att visualisera den genomsnittliga anpassningen av bolåneräntor efter ett styrräntebesked – utan att ännu göra några antaganden om kausalitet eller andra faktorer som kan påverka bolåneräntorna.

Analysen bygger på en så kallad "händelsestudie"-ansats där jag identifierar ett antal tydligt avgränsade perioder kring Riksbankens styrräntehöjningar respektive -sänkningar. För varje sådan händelse skapas en "eventtid" med dag 0 satt till dagen för räntebeskedet, och sedan följs varje bank över 30 dagar före och 30 dagar efter denna dag. Den ränta som studeras är bankens listade bolåneränta med vald bindningstid (t.ex. 3 månader), justerad så att den är noll vid dag -30. Detta gör att alla serier kan

jämföras visuellt, oavsett nivå. För att även möjliggöra kvantitativ jämförelse mellan olika händelser och banker beräknas en enkel genomslagskvot: varje banks bolåneränteförändring divideras med den samtidiga förändringen i styrräntan. Exempelvis: om en banks rörliga bolåneränta höjs från 3,00 till 3,15 procent i samband med att Riksbanken höjer styrräntan med 25 punkter, innebär det en bolåneränteförändring på 15 punkter. Kvoten blir då 0,6, vilket visar att banken fört vidare 60 procent av höjningen.

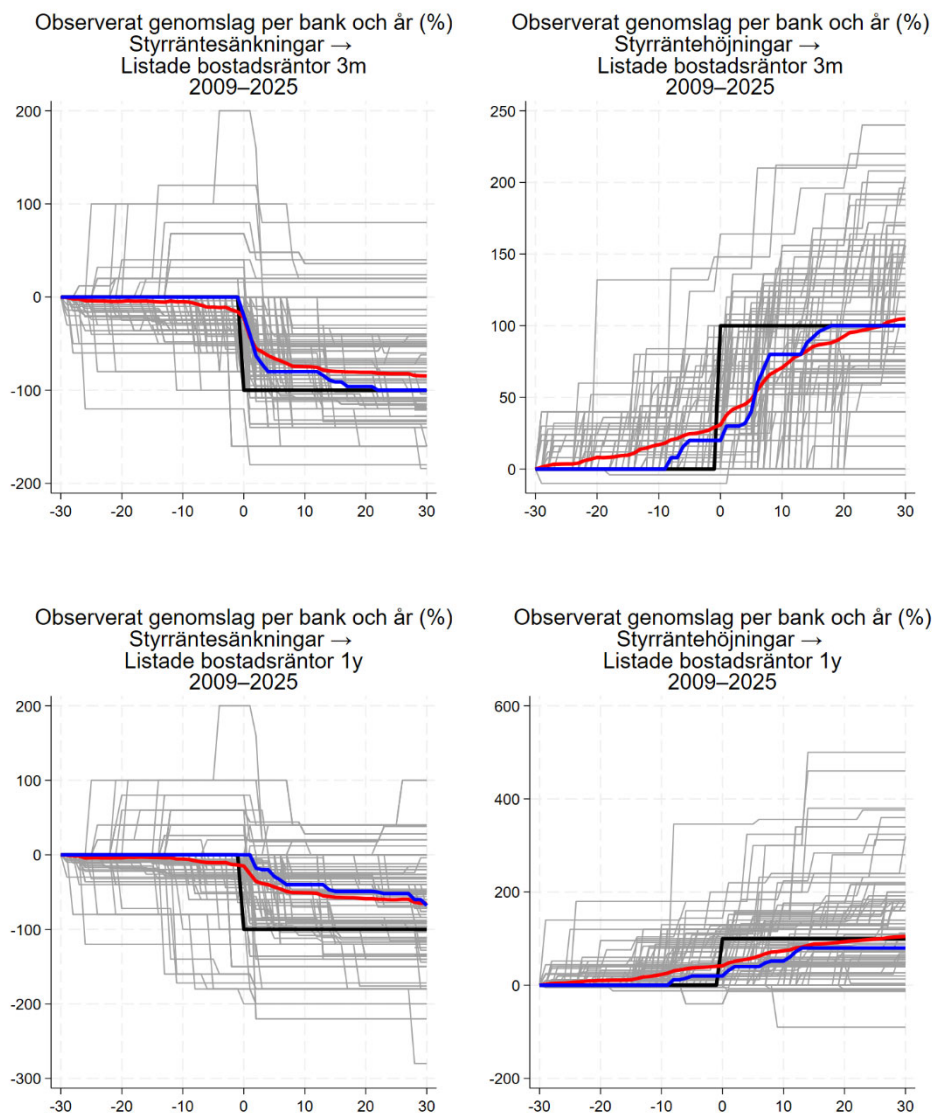
Den översta vänstra panelen i diagram 1 visar utvecklingen av listade bolåneräntor med tre månaders bindningstid i samband med styrräntesänkningar. Varje grå linje representerar en enskild banks beteende vid ett visst sänkingsbesked, medan den svarta linjen visar styrräntans ackumulerade förändring över tid. Den röda linjen visar genomsnittet för alla banker per tidsperiod, och den blå linjen medianen. Detta möjliggör både analys av central tendens och spridning i bankernas beteende. Den översta högra panelen i diagram 1 visar motsvarande bild vid styrräntehöjningar. Strukturen är identisk, vilket gör det möjligt att jämföra höjningar och sänkningar direkt.

De två panelerna i diagram 1 illustrerar flera viktiga mönster:

- **Tydligt genomslag över tid.** I båda fallen anpassar bankerna sina listade räntor gradvis efter styrräntebeskedet. En stigande trend observeras vid höjningar, och en fallande vid sänkningar.
- **Hög samvariation.** I genomsnitt rör sig de listade räntorna i samma riktning som styrräntan, även om justeringstakten varierar över tid och mellan banker.
- **Förväntanseffekter före beskedet.** Justeringar sker inte enbart efter Riksbankens beslut. Det är tydligt att banker ofta agerar i förväg – särskilt vid räntehöjningar. Medan medianbanken vanligtvis justerar bolåneräntan efter beskedet, tenderar medelvärden att förändras redan innan. Detta antyder att vissa banker prisar in kommande förändringar tidigare, vilket kan spegla både marknadsförväntningar och strategiska överväganden.
- **Asymmetrisk anpassning?** Vid en första anblick verkar räntesänkningar slå igenom snabbare än höjningar – medianlinjen faller brantare i den övre vänstra panelen i diagram 1 än den stiger i den högra. Men detta mönster kan bero på specifika episoder, t.ex. finanskrisen 2008–2009. Mer formella metoder krävs för att avgöra detta (se senare avsnitt).
- **Spridning mellan banker.** Det finns betydande variation mellan banker och över tid, vilket illustreras av de många grå linjerna i diagrammen. Vissa banker justerar snabbt, andra mer försiktigt. Det tyder på att skillnader i affärsmodell, riskbenägenhet eller kundbas kan påverka hur och när räntorna ändras. För detaljerade resultat per bank, se appendix.

Diagram 1. Normaliserad förändring av listade bolåneräntor med 3 månaders och 1 års bindningstid 30 dagar före och 30 dagar efter styrränteförändringar.

Procent av styrränteförändringen.

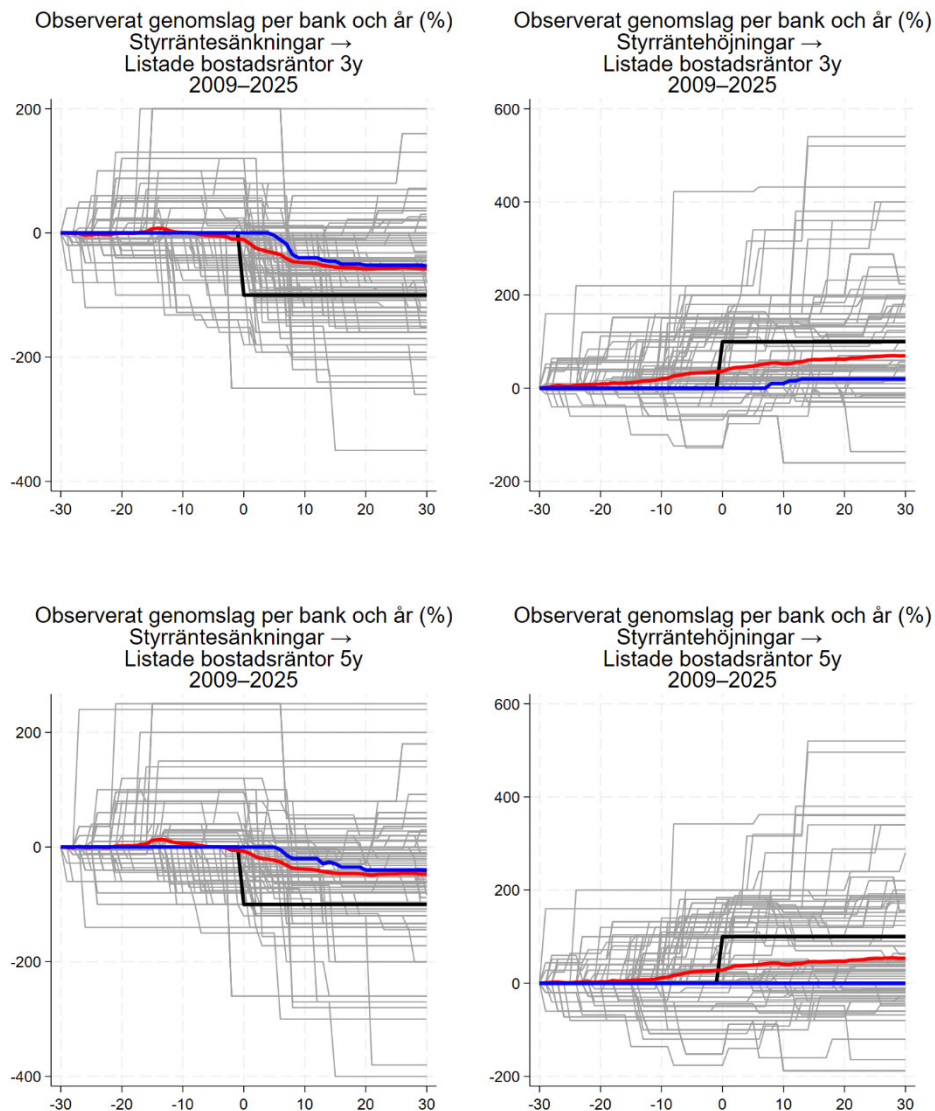


Anm. Diagrammet visar den normaliserade förändringen i listade bolåneräntor med 3 månaders (översta två diagrammen) respektive 1 års bindningstid (nedre två diagrammen), från 30 dagar före till 30 dagar efter en förändring av styrräntan. Förändringen uttrycks som procent av den aktuella förändringen i styrräntan. Varje tunn linje representerar en enskild höjnings- eller sänkningsepisod för en bank i urvalet, där bolåneräntan sätts i relation till nivån 30 dagar före Riksbankens räntebesked. För att möjliggöra jämförelse mellan olika episoder har varje banks bolåneränteförändring delats med motsvarande förändring i styrräntan. Tidsaxeln visar antal dagar före och efter ränteförändringen (som sker vid tidpunkt 0). Den svarta linjen visar den genomsnittliga utvecklingen av den normaliserade styrräntan. Den röda linjen visar det aritmetiska medelvärde och den blå linjen medianen av bankernas bolåneränteförändringar vid varje tidpunkt.

Källa: Riksbanken, Compricer och egna beräkningar.

Diagram 2. Normaliserad förändring av listade bolåneräntor med 3 års och 5 års bindningstid 30 dagar före och 30 dagar efter styrränteförändringar.

Procent av styrränteförändringen.



Anm. Diagrammet visar den normaliserade förändringen i listade bolåneräntor med 3 års (översta två diagrammen) respektive 5 års bindningstid (nedre två diagrammen), från 30 dagar före till 30 dagar efter en förändring av styrräntan. Förändringen uttrycks som procent av den aktuella förändringen i styrräntan. Varje tunn linje representerar en enskild höjnings- eller sänkningsepisod för en bank i urvalet, där boräntan sätts i relation till nivån 30 dagar före Riksbankens räntebesked. För att möjliggöra jämförelse mellan olika episoder har varje banks boränteförändring delats med motsvarande förändring i styrräntan. Tidsaxeln visar antal dagar före och efter ränteförändringen (som sker vid tidpunkt 0). Den svarta linjen visar den genomsnittliga utvecklingen av den normaliserade styrräntan. Den röda linjen visar det aritmetiska medelvärdet och den blå linjen medianen av bankernas boränteförändringar vid varje tidpunkt.

Källa: Riksbanken, Compricer och egna beräkningar.

Vad händer med längre bolåneräntor?

Den deskriptiva analysen kan enkelt utvidgas till att inkludera bolåneräntor med längre bindningstider, såsom 1 år, 3 år och 5 år. Resultaten visar att även dessa räntor tenderar att röra sig systematiskt i samband med Riksbankens räntebesked, även om genomslaget är mindre än för kortare löptider.

Precis som för 3-månadersräntor är mönstret likartat för räntehöjningar och räntesänkningar: listade räntor justeras gradvis i den riktning som styrräntan tar, med viss eftersläpning. Den genomsnittliga förändringen i listade räntor är dock mindre ju längre bindningstid som studeras. Detta ligger i linje med att längre räntor till stor del bestäms av förväntningar om framtida penningpolitik och löptidspremier – faktorer som inte nödvändigtvis förändras lika mycket vid enskilda räntebesked.

Samtidigt är det anmärkningsvärt att även 5-åriga listade räntor rör sig i samband med penningpolitiska beslut. Det antyder att penningpolitiken, åtminstone till viss del, påverkar hushållens långsiktiga finansieringsvillkor. Om detta samband är kausalt (vilket undersöks i senare avsnitt med instrumentvariabelmetoder) innebär det att penningpolitiken inte bara har omedelbara utan även långvariga effekter på hushållens ränteläge och konsumtionsmöjligheter.

Sammantaget ger den deskriptiva analysen ett starkt visuellt stöd för hypotesen att listade bolåneräntor anpassas efter styrräntan – både på kort och lång sikt.

3 Korrelationer eller kausalitet?

I föregående avsnitt visade jag att svenska bankers listade bolåneräntor tenderar att röra sig i takt med förändringar i Riksbankens styrränta. När styrräntan höjs, stiger oftast även boräntorna – och tvärtom vid sänkningar. Det är ett relativt tydligt mönster. Men det väcker en viktig fråga: betyder det att styrräntan *orsakar* förändringar i boräntorna?

Här måste vi göra en avgörande distinktion mellan korrelation och kausalitet. Det är fullt möjligt att styrräntor och boräntor rör sig tillsammans utan att den ena faktiskt *orsakar* den andra. Båda kan påverkas av andra faktorer – exempelvis internationella räntor, marknadsförväntningar eller konjunktursignaler. Därför räcker det inte att bara titta på hur variablerna samvarierar; vi måste försöka identifiera vad som händer efter en förändring i styrräntan som orsakas av ingen annan än Riksbanken, givet all information som var tillgänglig. Det är ofta svårt att avgöra men svårigheter är inget skäl att inte försöka.

Innan jag går in på försök att särskilja orsak och verkan börjar jag med att åter igen studera korrelationer. För det ändamålet använder jag en **lokal projektionsmodell** (Jordà, 2005). Den här metoden uppskattar hur en bolåneränta förändras dag-för-dag efter ett observerat skifte i styrräntan – och gör det utan att kräva starka antaganden om ekonomins långsiktiga struktur. Metoden är alltså relaterad till den rena korrelationsstudie som jag gjorde i förra avsnittet.

I stället för att enbart studera förändringen i bolåneräntan som svar på styrräntan, estimerar jag **två separata dynamiska regressioner** för varje horisont $h = 1, 2, \dots, 90$ (dagar) efter en förändring i styrräntan: en för bolåneräntan och en för styrräntan. Genom att ta kvoten mellan de två erhålls ett mått på det procentuella genomslaget:

$$\Delta r_{b,t+h} = \alpha_b + \beta_h^r \Delta i_t + \gamma' X_t + \varepsilon_{b,t+h}^r, \quad (1)$$

$$\Delta i_{t+h} = \alpha + \beta_h^i \Delta i_t + \gamma' X_t + \varepsilon_{b,t+h}^i, \quad (2)$$

där, $\Delta r_{b,t+h}$ är förändringen i listad bolåneränta hos bank b från dagen innan styrräntebeskedet till h dagar efter.⁵ Δi_{t+h} är motsvarande förändring i den faktiska styrräntan. Δi_t är förändringen i Riksbankens styrränta vid tidpunkt t . X_t är en vektor av kontrollvariabler som inkluderar internationella finansiella faktorer (t.ex. amerikanska och europeiska swapräntor, aktieindex, VIX index). α_b är en bankspecifik konstant effekt (fixed effect). β_h^r och β_h^i är koefficienterna för styrräntan i respektive ekvation h dagar efter beskedet. Feltermerna $\varepsilon_{b,t+h}^r$ och $\varepsilon_{b,t+h}^i$ fångar övriga faktorer som påverkar räntorna. Ekvationerna estimeras för varje h separat, vilket gör det möjligt att studera det dynamiska förloppet – hur snabbt och i vilken omfattning bolåneräntor justeras efter en penningpolitisk förändring. Genom att beräkna kvoten mellan β_h^r och β_h^i erhålls ett mått på genomslaget i procent:

$$\text{Genomslag}_{t+h} = 100 \frac{\beta_h^r}{\beta_h^i}. \quad (3)$$

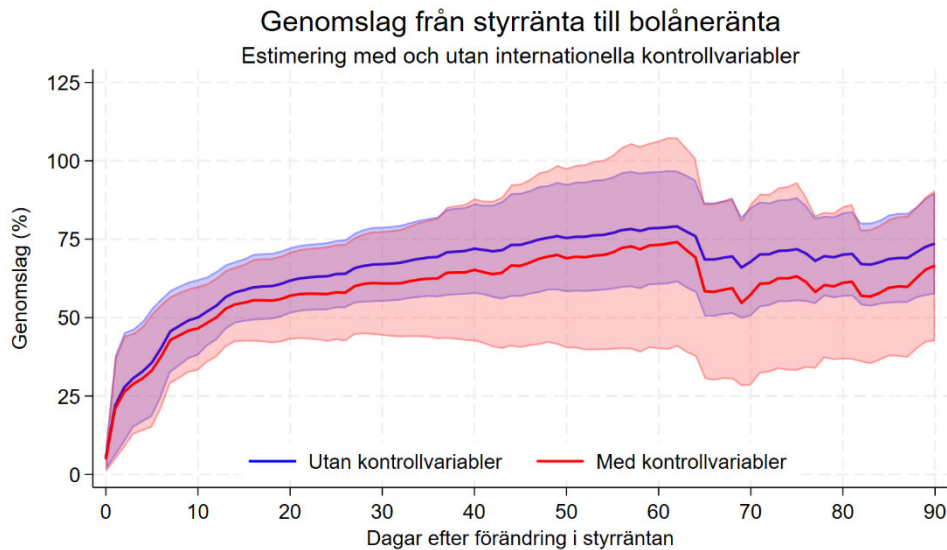
Diagram 3 visar att en förändring i styrräntan har en tydlig och statistiskt signifikant effekt på bolåneräntorna under de första veckorna efter beskedet. Effekten växer under de första 10–20 dagarna och planar sedan ut runt 75 procent. När kontrollvariabler som speglar internationella finansiella förhållanden – exempelvis amerikanska och europeiska statsräntor, riskpremier och växelkurs – inkluderas i modellen blir effekten från den svenska styrräntan mer osäker, men ligger fortsatt i linje med resultaten utan kontrollvariabler. Osäkerheten ökar dels på grund av multikollinearitet mellan de finansiella variablerna, dels för att införandet av fler kontrollvariabler minskar den kvarvarande variationen i den svenska styrräntan.

Trots detta förblir skattningen av styrräntans effekt stabil i både storlek och riktning, vilket tyder på att resultaten är robusta även när internationella finansiella faktorer beaktas.

Till skillnad från diagram 1 och 2 mäts genomslaget i diagram 3 från tidpunkten för det penningpolitiska mötet. Om förändringen i listade bolåneräntor i diagram 1 och 2 också beräknas från mötesdagen, blir genomslaget likaså omkring 75 procent. Det tyder på att både styrräntan och bolåneräntorna påverkas av gemensamma faktorer, inte enbart av Riksbankens beslut.

⁵ Standardfelen i regressionsmodellerna är skattade enligt Driscoll och Kraay (1998), vilket innebär att de är robusta mot såväl heteroskedasticitet som samtidiga korrelationer mellan panelenheter (cross-sectional dependence) samt autokorrelation inom varje enhet över tid. Metoden bygger på Newey-West-liknande korrigeringar men anpassade för paneldata med ett stort tidsuttag. Den kräver inte att panelen är balanserad och är särskilt användbar i sammanhang där antalet enheter är litet men antalet tidsperioder stort.

Diagram 3. Dynamisk korrelation mellan styrräntan och listade bolåneräntor.
Genomsnitt i procent



Anm. Diagrammet visar den estimerade dynamiska effekten/associationen av en förändring i styrräntan på bostadsräntor med 3 månaders bindningstid, beräknad med lokala projektioner (Jordà, 2005). Två modeller jämförs: en utan (blå) och en med (röd) amerikanska och europeiska finansiella kontrollvariabler. Y-axeln visar den genomsnittliga förändringen i bostadsräntan (i procentenheter) relativt en förändring i styrräntan, för varje dag efter policybeskedet. Skuggade områden representerar 95-procentiga konfidensintervall.

Källa: Compricer, Riksbanken och egna beräkningar.

Hur uppskattas det kausala genomslaget från styrräntan?

Fram tills nu har jag studerat korrelationer. För att försöka isolera den kausala (orsaksmässiga) effekten av Riksbankens styrränta på de listade bolåneräntorna använder jag den lokal projektiönsansatsen ovan men kombinerar den med en tvåstegs instrumentalvariabelmetod.⁶

⁶ Tvåstegs instrumentalvariabelmetod (Two-Stage Least Squares, 2SLS) används för att estimerar kausala effekter när den förklarande variabeln misstänks vara endogen – det vill säga korrelerad med feltermen i regressionsmodellen, t.ex. till följd av simultanitet, omvänd kausalitet eller utelämnade variabler. I detta sammanhang avser jag att skatta den kausala effekten av Riksbankens styrränta på bankernas utlåningsräntor. I steg ett skattas styrräntan med hjälp av ett instrument – en variabel som är (i) korrelerad med styrräntan (relevansvillkoret) men (ii) inte direkt antas påverka bankernas utlåningsräntor annat än via sin effekt på styrräntan och som är okorrelerad med feltermen i utlåningsränteeckvationen (exogenitetsvillkoret). Det kan exempelvis röra sig om externa penningpolitiska chocker eller marknadsbaserade mått på överraskande räntebesked. Den förutsagda komponenten från första steget (den instrumenterade styrräntan) fångar då endast den exogena variationen i styrräntan. I steg två används denna instrumenterade variabel som förklaringsvariabel i en regression på bankernas utlåningsräntor. Under de nämnda antagandena ger koefficienten i det andra steget en konsistent skattning av den strukturella, kausala effekten av styrräntan på utlåningsräntorna. Metoden kan tolkas som att den använder endast den variation i styrräntan som orsakas av instrumentet, och som därmed kan betraktas som exogen i förhållande till andra faktorer som påverkar bankernas prissättning.

Eftersom förändringar i styrräntan inte nödvändigtvis är exogena – de kan svara på samma faktorer som påverkar bolåneräntor – instrumenteras Δi_t med en exogen variabel, Z_t . Jag använder den högfrekventa förändringen i den 1-åriga swapräntan som beskrivs i Almerud m.fl. (2024). Instrumentet fångar marknadsöverraskningar vid tillfällena då Riksbanken offentliggör penningpolitiska beslut eller räntejusteringar. Dessa ränterörelser är relevanta för penningpolitiken, men innehåller inte information om bankernas prissättning, vilket gör att de uppfyller de teoretiska kriterierna för både relevans och exogenitet. Standardtester visar dessutom att instrumentet är statistiskt starkt.⁷

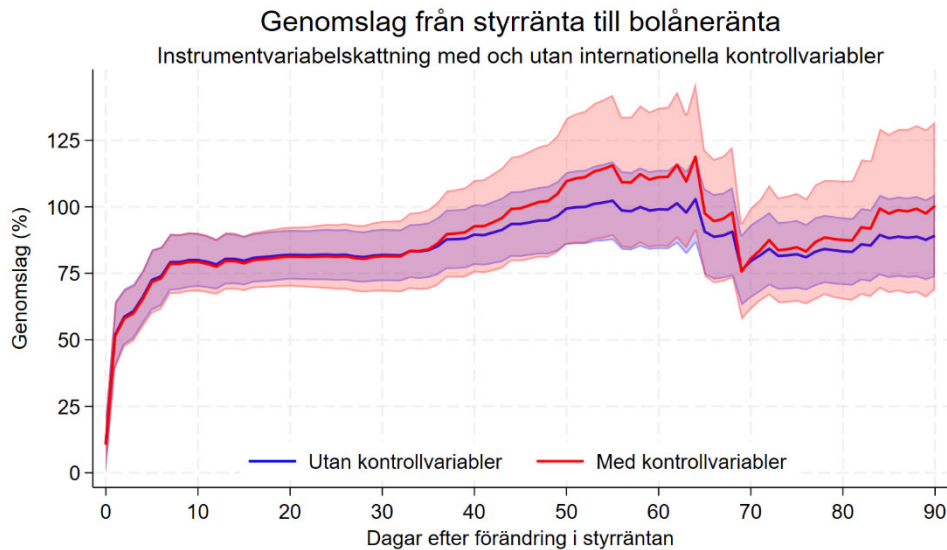
Estimeringen sker genom tvåstegsregression (2SLS) med fasta/konstanta effekter per bank b vilket kontrollerar för tidsinvariant heterogenitet, såsom skillnader i affärsmodell, kundbas eller riskexponering. I första steget prediceras Δi_t med hjälp av instrumentet Z_t . Den predicerade komponenten används därefter i det andra steget för att skatta den kausala effekten på $\Delta r_{b,t+h}$ respektive Δi_{t+h} .

Standardfelen är klustrade på panelenhetsnivå (bank), vilket gör dem robusta mot heteroskedasticitet och autokorrelation inom varje bank. Detta ger mer tillförlitliga osäkerhetsmått genom att korrigera för både heteroskedasticitet och seriekorrelation, exempelvis om en banks ränteförändringar påverkas av ihållande interna faktorer eller återkommande reaktioner på penningpolitik. Eftersom varje horisont h estimeras separat genomförs en uppsättning 2SLS-regressioner, där varje regression fångar det dynamiska sambandet mellan en förändring i styrräntan och den kumulativa justeringen i bolåneräntan h dagar senare.

⁷ Resultaten från första stegets regression visar att instrumentet Z_t (1-årig swapränta) har en stark och statistiskt signifikant effekt på den instrumenterade variabeln Δi_t . F-testet för exkluderade instrument ger ett värde på 41.26, vilket överstiger de kritiska värdena från Stock–Yogo för svaga instrument med god marginal (t.ex. 10%-nivån är 16.38). Även Kleibergen–Paap rk Wald F-statistiken är 41.26, vilket bekräftar att instrumentet är starkt även under heteroskedasticitet.

Diagram 4. Genomslag från styrränta till bolåneränta.

Genomslag i procent



Anm. Diagrammet visar den estimerade dynamiska effekten/associationen av en förändring i styrräntan på bostadsräntor med 3 månaders bindningstid, beräknad med lokala projektioner (Jordà, 2005). Två modeller jämförs: en utan (blå) och en med (röd) amerikanska och europeiska finansiella kontrollvariabler. Y-axeln visar den genomsnittliga förändringen i bostadsräntan (i procentenheter) relativt en förändring i styrräntan, för varje dag efter policybeskedet. Skuggade områden representerar 95-procentiga konfidensintervall. Förändringen i styrräntan instrumenteras med 1-årig swapränta. Instrumentet är starkt ($F = 41,3$) och modellen är exakt identifierad. Resultaten indikerar ett tydligt och statistiskt signifikant kausalt samband mellan penningpolitiken och bankernas prissättning på bostadslån.

Källa: Compricer, Riksbanken och egna beräkningar.

Diagram 4 presenterar det skattade genomslaget med denna instrumentvariabelmetod, både med och utan internationella finansiella kontrollvariabler för listade bolåneräntor med tre månaders löptid. I appendix finns motsvarande resultat för ett och tre års löptid.⁸ Där visar jag att genomslaget för listade bolåneräntor med ett års löptid är i stort sett detsamma som för tre månaders bindningstid. För räntor med tre års bindningstid är genomslaget cirka 75 procent efter två månader. Om styrräntan höjs eller sänks med en procentenhet förändras således listade bolåneräntor med tre års bindningstid med 0,75 procentenheter.

Tolkning av skattade genomslag: IV jämfört med reducerad form

Jämförelsen mellan skattningar med och utan instrumentvariabler visar en tydlig skillnad i det uppskattade genomslaget (pass-through) från styrräntan till listade bolåneräntor. I diagram 3 – där förändringen i styrräntan direkt används som förklaringsvariabel – uppgår det maximala genomslaget till omkring 75 procent. Det innebär att en förändring i styrräntan på 1 procentenhet i genomsnitt åtföljs av en förändring i bolåneräntan på 0,75 procentenheter. När samma modell istället estimeras med hjälp av

⁸ I appendix finns även resultat som besvarar frågan om storleken på förändringen i styrräntan påverkar hur bankerna justerar sina listade bolåneräntor. Större ränteförändringar har inte starkare (eller svagare) genomslag än mindre ränteförändringar.

en instrumentvariabel – som isolerar exogen variation i styrräntan – stiger det uppskattade genomslaget till omkring 100 procent (diagram 4).

Att IV-skattningen ger ett kvantitativt större genomslag är både förväntat och ekonomiskt meningsfullt. Det finns flera kompletterande tolkningar till detta resultat:

För det första kan den lägre koefficienten i reducerad form bero på endogenitetsbias. Styrräntan är inte en exogen variabel: Riksbanken anpassar sin penningpolitik utifrån den ekonomiska utvecklingen, vilket innebär att både styrräntan och bolåneräntor kan påverkas av gemensamma underliggande faktorer såsom konjunkturutsikter, inflation, arbetsmarknad och internationella ränteförändringar. Om dessa faktorer också påverkar bolåneräntorna direkt – vilket är sannolikt – så kommer den skattade koefficienten i reducerad form att underskatta den kausala effekten av styrräntan. Detta är ett klassiskt fall av nedåtriktad simultanitetsbias, där korrelationen mellan förklaringsvariabeln (styrräntan) och feltermen i regressionen leder till ett dämpat skattat samband.

IV-metoden (via exempelvis 1-årig swapränta som instrument) syftar till att isolera den exogena variationen i styrräntan – dvs. den del som inte påverkas av inhemska makroekonomiska utfall utan snarare drivs av externa räntechocker eller marknadsförväntningar. Det är just denna typ av variation som är mest lämpad för att identifiera ett kausalt genomslag. Att IV-estimatet därför är större är i linje med förväntan.

För det andra kan skillnaden tolkas i termer av den lokala medelbehandlingseffekten (LATE, Local Average Treatment Effect). IV-estimatet fångar inte nödvändigtvis den genomsnittliga effekten av styrräntan i alla situationer, utan snarare effekten för de situationer där variationen i styrräntan drivs av instrumentet. Det betyder att skattningen är representativ för en särskild typ av penningpolitiska förändringar – exempelvis oväntade eller marknadsdrivna räntebesked – som kan tänkas ha ett särskilt starkt genomslag till bankernas prissättning. Om dessa situationer utlöser tydligare räntejusteringar från bankerna än andra typer av policyförändringar, är det naturligt att IV-koefficienten blir större än den i reducerad form.

Sammanfattningsvis bör den högre IV-skattningen inte tolkas som ett överskattande av styrräntans effekt, utan snarare som ett renare mått på den kausala effekten av exogena policyimpulser. Den lägre skattningen i reducerad form fångar ett genomsnitt över både exogena och endogena variationer i styrräntan – där vissa av dessa variationer är gemensamt orsakade av andra faktorer som också påverkar bolåneräntorna.

Är genomslaget från styrräntan asymmetriskt?

En viktig uppföljande fråga till den skattade genomslagseffekten är om genomslaget skiljer sig beroende på om Riksbanken höjer eller sänker styrräntan. Det finns flera teoretiska skäl att förvänta sig asymmetri. Exempelvis kan bankernas ränteutgifter och marginaler påverkas olika beroende på om ränteläget är högt eller lågt, justeringskostnader kan göra att räntesänkningar förs vidare långsammare, och

konkurrenssituationen på bolånemarknaden kan medföra trögare anpassning i en riktning än i den andra.⁹

För att empiriskt undersöka denna asymmetri utökas den lokala projektiionsmetoden genom att tillåta separata effekter för räntehöjningar och räntesänkningar. Det görs genom att förändringen i styrräntan (Δi_t) delas upp i två delar: en positiv del för höjningar och en negativ del för sänkningar. Den skattade modellen för varje horisont h ser ut enligt följande:

$$\Delta r_{b,t+h} = \alpha_b + \beta_h^+ \max(0, \Delta i_t) + \beta_h^- \min(0, \Delta i_t) + \varepsilon_{b,t+h}$$

Här är β_h^+ genomslaget vid räntehöjningar, medan β_h^- fångar effekten av räntesänkningar. Denna modell estimeras dag för dag, precis som i den symmetriska specifikationen.

För att isolera den kausala effekten används samma instrumentvariabelstrategi som tidigare. Dock instrumenteras nu varje del separat. Den positiva delen av Δi_t (räntehöjningar) instrumenteras med den positiva delen av förändringen i swapräntan, och motsvarande görs för räntesänkningar:

$$Z_t^+ = \max(0, \Delta Z_t) \text{ och } Z_t^- = \min(0, \Delta Z_t)$$

Dessa mått fångar marknadens oväntade reaktioner på penningpolitiska besked och uppfyller därmed kraven på både relevans och exogenitet. I det första steget prediceras vardera styrräntekomponent med respektive instrument, och i det andra steget används de predicerade komponenterna för att skatta effekten på bolåneräntan.

Denna strategi möjliggör en direkt jämförelse av det kausala genomslaget från höjningar respektive sänkningar, där resultaten presenteras i samma diagram. Skillnader i storlek, tajming och precision mellan β_h^+ och β_h^- ger en bild av eventuell asymmetri i penningpolitikens transmission till bankernas bolånevillkor.

Diagram 5 visar de estimerade dynamiska genomslagen från positiva respektive negativa förändringar i styrräntan på svenska bankers listade bolåneräntor.

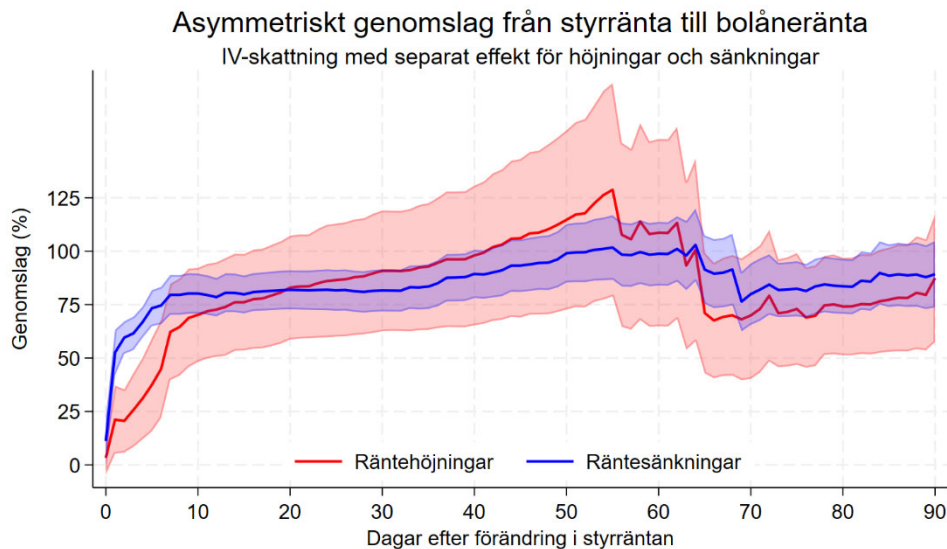
Den övergripande bilden som framträder är att styrräntans genomslag på bolåneräntor är kvantitativt likartat oavsett om räntan höjs eller sänks. Detta antyder att bankerna i genomsnitt anpassar sina listade räntor proportionerligt till storleken på ränteförändringen, oberoende av riktningen på beslutet. Samtidigt finns det indikationer på viss asymmetri i det kortsiktiga förloppet. Vid räntesänkningar tenderar bolåneräntorna att justeras något snabbare än vid höjningar. En möjlig förklaring till detta mönster är att banker har incitament att snabbt justera ned räntorna för att attrahera nya kunder, särskilt i tider med svagare efterfrågan eller ökad konkurrens om bolånekunder.

⁹ En teoretisk förklaring till ett asymmetriskt genomslag ges av Stiglitz och Weiss (1981), som visar att banker på marknader med asymmetrisk information inte nödvändigtvis har incitament att justera räntor på ett symmetriskt sätt. I stället kan lägre räntor leda till ökad riskexponering genom att attrahera mindre kreditvärldiga låntagare (adverse selection) eller förändra låntagares beteende (moral hazard). I vissa lägen kan banker därför välja att inte föra vidare en räntesänkning fullt ut.

Det snabbare genomslaget vid räntesänkningar verkar dock i hög grad drivas av observationer från finanskrisen 2008–2009. När denna period exkluderas från analysen försvagas skillnaderna mellan höjningar och sänkningar. Under krisen kan banker ha haft större incitament att sänka räntorna snabbt för att stabilisera bostadsmarknaden och kreditgivningen.

Diagram 5. Genomslag från positiva och negativa styrränteförändringar till bankernas listade bolåneräntor.

Genomslag i procent



Anm. Diagrammet visar de estimerade dynamiska effekterna av förändringar i styrräntan på bostadsräntor med tre månaders bindningstid, beräknade med en asymmetrisk lokal projektionsmodell (Jordà, 2005). I stället för att anta ett symmetriskt genomslag delas styrränteförändringen upp i två komponenter: en för räntehöjningar (positiva förändringar) och en för räntesänkningar (negativa förändringar). Effekterna skattas separat för dessa två komponenter genom en tvåstegs IV-metod, där förändringen i styrräntan instrumenteras med den positiva respektive negativa komponenten av en 1-årig swapränta. Y-axeln visar det genomsnittliga genomslaget (i procent) från en förändring i styrräntan till bostadsräntan, för varje dag efter ett penningpolitiskt besked. Den röda linjen visar effekten av en räntehöjning, och den blå linjen visar effekten av en räntesänkning. Skuggade områden representerar 95-procentiga konfidensintervall. Instrumentens styrka är väl dokumenterad i första stegets regressioner: F-testet för exkluderade instrument är 86,3 för räntesänkningar, vilket är långt över Stock–Yogos kritiska värde för svaga instrument (t.ex. 10%-nivån = 7,03). Kleibergen–Paap-statistikan är också tillräckligt hög (8,37), vilket tyder på att resultaten är robusta även under heteroskedasticitet. Tillsammans ger detta stöd för en kausal tolkning av effekterna.

Källa: Compricer, Riksbanken och egna beräkningar.

Osäkerheten i skattningarna, som illustreras av de skuggade konfidensintervallen, är generellt mindre för räntesänkningar än för räntehöjningar. Detta kan bero på flera faktorer. För det första har räntesänkningar varit vanligare under den studerade perioden, vilket ger fler observationer och därmed mer precisa skattningar. För det andra kan räntehöjningar mötas med olika grad av försiktighet beroende på bankens riskbedömningar, marginalmål och likviditetspreferenser, vilket skapar större variation i hur snabbt och hur mycket listade räntor justeras uppåt.

Sammanfattningsvis tyder resultaten i diagram 5 på att det aggregerade genomslaget från penningpolitiken till bolånemarknaden är relativt symmetriskt, men att justeringarnas tempo och skattningarnas tillförlitlighet kan variera beroende på om räntan höjs eller sänks.

4 Kollapsar genomslaget när styrräntan är negativ?

En viktig fråga i forskningen och debatten om negativa styrräntors effektivitet är huruvida genomslaget till hushållens låneräntor försämras när penningpolitiken når den effektiva nedre gränsen. Med andra ord: fungerar styrräntesänkningar lika bra när räntan är negativ? Flera studier har undersökt detta, bland annat Eggertsson m.fl. (2024), som visar att svenska bolåneräntor tycks svara mindre på penningpolitiken efter 2015 då Riksbanken sänkte styrräntan under noll. En liknande studie för Finland (Kwan, Ulate & Voutilainen, 2023) finner visserligen fortsatt genomslag i negativt ränteläge, men att det är svagare än vid positiva styrräntor.

För att undersöka detta i svensk kontext använder jag samma lokala projektningsmodell med IV-strategi som tidigare i analysen, nu med särskilt fokus på skillnader i genomslag under negativa räntor. Genom att jämföra episoder med styrräntesänkningar – inklusive perioden 2016–2019 då räntan var negativ – med andra perioder, kan jag uppskatta hur pass genomslaget förändras när räntan närmar sig eller understiger noll.

En möjlig förklaring till ett svagare genomslag i negativt ränteläge är att bankernas räntenetto (net interest margin) pressas, vilket minskar incitamenten att föra vidare räntesänkningar till hushåll. Detta har lyfts både i mer teoretisk forskning (Ulate, 2021) och i empiriska studier från euroområdet (Beyer m.fl., 2024).

För att empiriskt undersöka detta utökas den lokala projektningsmodellen med en interaktion mellan förändringen i styrräntan och en indikatorvariabel för perioder då den negativa räntan gäller ($ELB = 1$). Den skattade modellen för varje horisont h ser ut enligt följande:

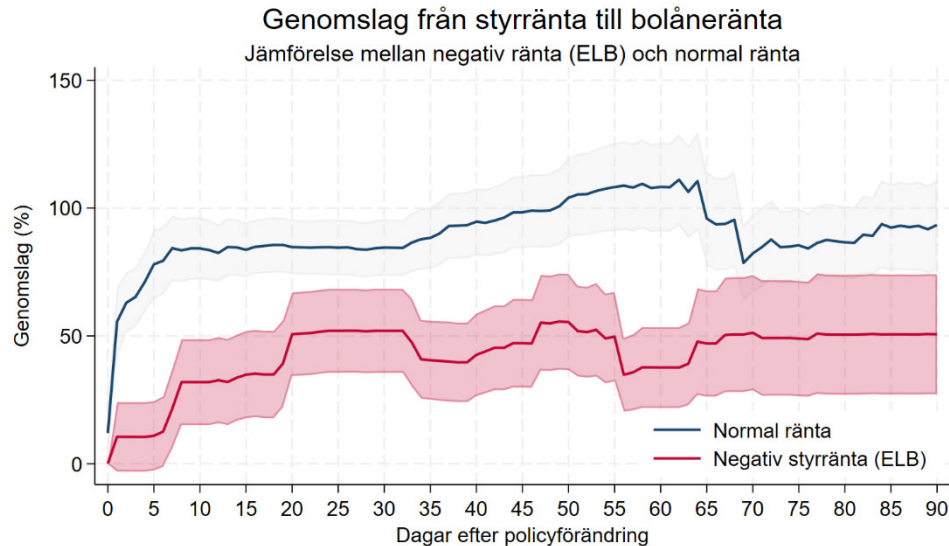
$$\Delta r_{b,t+h} = \alpha_b + \beta_h \Delta i_t (1 - ELB_t) + \beta_h^{ELB} \Delta i_t ELB_t + \varepsilon_{b,t+h}$$

Här är β_h genomslaget i normala perioder, medan β_h^{ELB} fångar genomslaget när styrräntan är negativ. Denna modell estimeras dag för dag, precis som i den symmetriska specifikationen. Denna modell gör det möjligt att kvantifiera om penningpolitiken får mindre genomslag när den är begränsad av den effektiva nedre gränsen. En signifikant skillnad mellan β_h och β_h^{ELB} kan tolkas som evidens för att den penningpolitiska transmissionen är försvagad – eller förändrad – när styrräntan är negativ.

Diagram 6 jämför det estimerade dynamiska genomslaget från förändringar i styrräntan på svenska bankers listade bolåneräntor när styrräntan är positiv samt när den är negativ.

Diagram 6. Genomslag från positiva och negativa styrränteförändringar till bankernas listade bolåneräntor.

Genomslag i procent



Anm. Diagrammet visar det estimerade dynamiska genomslaget från förändringar i styrräntan till bostadsräntor med tre månaders bindningstid, skattat med lokala projektioner (Jordà, 2005) och en tvåstegs IV-strategi. I stället för att anta ett enhetligt genomslag i alla perioder tillåts här skillnader beroende på om styrräntan befinner sig vid den effektiva nedre gränsen (ELB = 1) eller ej (ELB = 0). Det görs genom att interagera styrränteförändringen med en indikatorvariabel för ELB-perioden och instrumentera respektive komponent separat med motsvarande delar av en 1-årig swapränta. Y-axeln visar det skattade genomsnittliga genomslaget i procent – dvs. hur stor andel av en förändring i styrräntan som förs vidare till bostadsräntor – för varje dag efter ett penningpolitiskt besked. Den blå linjen visar effekten i normala perioder (ELB = 0) medan den röda linjen visar effekten under negativ styrränta (ELB = 1). Skuggade områden representerar 95-procentiga konfidensintervall. För $\Delta i_t ELB_t$ är F-statistiken 58,0 (SW = 73,2), vilket klart överskrider Stock–Yogos kritiska gräns för svaga instrument (t.ex. 10 %-nivån = 7,03). För $\Delta i_t (1 - ELB_t)$ är SW-statistiken 42,0. Detta ger stöd för att båda komponenterna är tillräckligt starkt instrumenterade, vilket möjliggör en kausal tolkning av resultaten.

Källa: Compricer, Riksbanken och egna beräkningar.

Resultaten visar att det penningpolitiska genomslaget till bankernas listade bolåneräntor är svagare när styrräntan är negativ, jämfört med normala perioder. Genomslaget är ungefär hälften så stort under negativa räntor som i normala tider. Skillnaden är statistiskt signifikant och robust mot instrumentering.¹⁰

Detta resultat ligger i linje med och kompletterar den empiriska evidens som tidigare presenterats av Eggertsson m.fl. (2024), som visar att traditionella penningpolitiska kanaler fungerar sämre när räntan är negativ. I deras studie jämförs räntor för lån med olika räntebindningstid före och efter att räntan blev negativ. De finner att den kortsiktiga bolåneräntan anpassar sig betydligt mindre efter ett besked om

¹⁰ Med att skillnaden är robust mot instrumentering avses att resultatet kvarstår även när analysen justeras för att bättre isolera den del av styrränteförändringen som inte påverkas av andra samtidiga faktorer. Det innebär att skillnaden i genomslag mellan negativa och normala räntelägen inte bara syns i en enkel jämförelse, utan också när man försöker fånga ett mer orsaksmässigt samband genom att använda ett externt mått på den oväntade delen av räntebeslutet.

räntesänkning under negativa räntor än i ett positivt ränteläge. Deras slutsats är att genomslaget kollapsar. Min analys bygger vidare på detta genom att använda den fulla panelen av bankdata med daglig frekvens (Eggertsson m.fl. använder samma data men en kortare tidsperiod. De aggregerar dessutom listade bolåneräntor från alla banker och estimerar en tidsseriemodell).

Min metodologiska ansats stärker också den kausala tolkningen av resultaten. Till skillnad från den rent deskriptiva jämförelsen i Eggertsson m.fl. (2024), används här en tvåstegs IV-strategi som identifierar den oväntade komponenten i ränteförändringen, med hjälp av en högfrekvent marknadsbaserad indikator (1-årig swapränta). Resultaten visar att även om styrräntan formellt ändras under negativa räntelägen, är genomslaget till bolåneräntorna försvagat. Att tala om en kollaps i transmissionen är dock en något överdriven tolkning.

Detta är också i linje med teorin i Eggertsson et al., som betonar att negativa räntor kan stöta på ett "reversal interest rate", det vill säga en nivå där vidare sänkningar inte bara har minskad effekt utan potentiellt kontraproduktiv effekt. Ett viktigt skäl är att banker inte fullt ut kan föra vidare negativa räntor till inlåningskonton, vilket pressar deras räntenetton och försvagar incitamenten att sänka utlåningsräntor. Vår empiriska analys indikerar just denna typ av asymmetri: även om Riksbanken genomför en räntesänkning, minskar sannolikheten att bankerna svarar med en motsvarande sänkning av listade bostadsräntor när räntan redan är negativ.

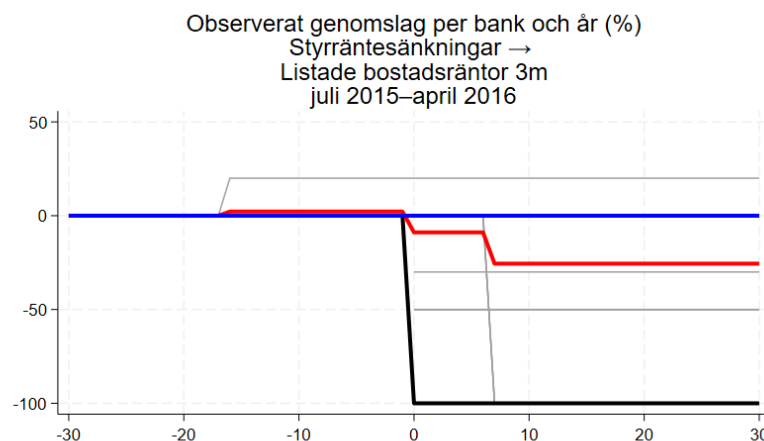
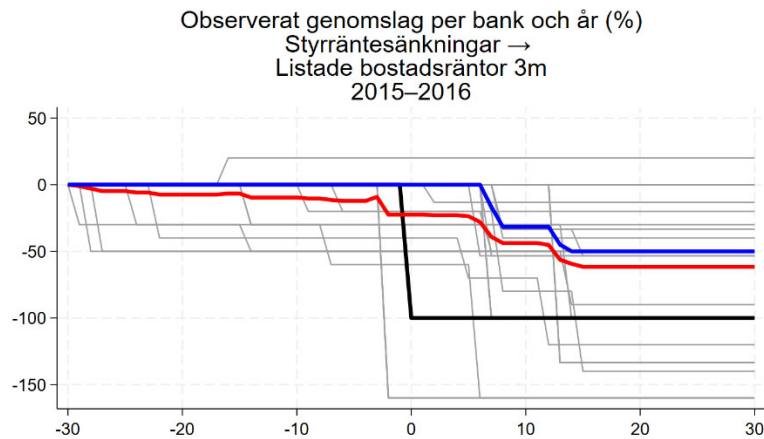
För att bättre förstå skillnaden mellan resultaten i Eggertsson m.fl. (2024) och de resultat jag finner har jag tagit fram en normaliserad förändring av de listade bostadsräntorna med tre månaders bindningstid, 30 dagar före och 30 dagar efter styrränteförändringar under perioden 2015–2016 – alltså i början av den negativa räntan (ELB-perioden). Jag jämför detta med det specifika urval som analyseras i Eggertsson m.fl., nämligen ränteförändringarna i juli 2015 och april 2016. Precis som i deras analys visar medianförändringen i de listade bolåneräntorna ingen tydlig effekt – nivån förblir i stort sett oförändrad.

Men om man även inkluderar de räntesänkningar som skedde före denna snävare period framträder en tydligare bild (övre delen i diagram 7): bankerna sänkte då sina listade räntor i samband med att styrräntan sänktes. Denna skillnad i tidsavgränsning kan delvis förklara varför resultaten i min panelbaserade analys pekar på ett visst genomslag även under negativa räntor, medan Eggertsson m.fl. finner ett mer abrupt brott i penningpolitikens effektivitet just kring sommaren 2015.

Sammanfattningsvis visar analysen att penningpolitiken inte är verkningslös i negativt ränteläge, men att genomslaget är mindre. Resultaten är ett komplement till befintlig forskning, och belyser behovet av att anpassa penningpolitiska verktyg när styrräntan närmar sig sin effektiva nedre gräns.

Diagram 7. Normaliserad förändring av listade bostadsräntor med 3 månaders bindningstid 30 dagar före och 30 dagar efter styrränteförändringar 2015–2016 jämfört med urvalet som studeras i Eggertsson m.fl. (2024).

Procent av styrränteförändringen.



Anm. Diagrammet visar den normaliserade förändringen i listade bostadsräntor med 3 månaders bindningstid mellan 2015 och 2016 (översta diagrammet) respektive i det urval som Eggertsson m.fl. (2024) studerar (nedre diagrammet), från 30 dagar före till 30 dagar efter en förändring av styrräntan. Förändringen uttrycks som procent av den aktuella förändringen i styrräntan. Varje tunn linje representerar en enskild sänkningsepisod för en bank i urvalet, där bostadsräntan sätts i relation till nivån 30 dagar före Riksbankens räntebesked. För att möjliggöra jämförelse mellan olika episoder har varje banks bostadsränteförändring delats med motsvarande förändring i styrräntan. Tidsaxeln visar antal dagar före och efter ränteförändringen (som sker vid tidpunkt 0). Den svarta linjen visar den genomsnittliga utvecklingen av den normaliserade styrräntan. Den röda linjen visar det aritmetiska medelvärde och den blå linjen medianen av bankernas bostadsränteförändringar vid varje tidpunkt.

Källa: Riksbanken, Compricer och egna beräkningar.

Referenser

Adolfson, Jakob Fèveile och Morten Spange (2020), "Modest pass-through of monetary policy to retail rates but no reversal", Danmarks Nationalbank Working Paper nr. 154.

Almerud, Jakob, Dominika Krygier, Henrik Lundvall och Mambuna Njie (2024), "Measuring Riksbank Monetary Policy: Shocks and Macroeconomic Transmission", Sveriges riksbank Working Paper Series No. 445.

Beyer, Robert, Ruo Chen, Claire Li, Florian Misch, Ezgi O. Ozturk och Lev Ratnovski (2024), "Monetary Policy Pass-Through to Interest Rates: Stylized Facts from 30 European Countries", IMF Working Paper WP/24/9.

Björklund, Maria, Mikael Carlsson och Oskar Nordström Skans (2019), "Fixed-Wage Contracts and Monetary Non-neutrality", *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 11, nr. 2, s. 171–192.

Driscoll, John och Aart Kraay (1998), "Consistent Covariance Matrix Estimation With Spatially Dependent Panel Data", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, nr. 4, s. 549-560.

Eggertsson, Gauti B., Ragnar E. Juelsrud, Lawrence H. Summers och Ella Getz Wold (2024), "Negative Nominal Interest Rates and the Bank Lending Channel", *The Review of Economic Studies*, Vol. 91, nr. 4, s. 2201–2275.

Erikson, Henrik och David Vestin (2019), "Pass-through at mildly negative policy rates: The Swedish case", Staff memo, Sveriges Riksbank.

Erikson, Henrik och David Vestin (2021), "Pass-through of negative policy rates", *Ekonomisk kommentar*, nr. 9, Sveriges Riksbank.

Jordà, Òscar (2005), "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections", *American Economic Review*, Vol. 95, nr. 1, s. 161–182.

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

Kwan, Simon, Mauricio Ulate och Ville Voutilainen (2023), "The Transmission of Negative Nominal Interest Rates in Finland", Working Paper Series 2023-11, Federal Reserve Bank of San Francisco.

Stiglitz, Joseph och Weiss, Andrew (1981), "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information" *American Economic Review*, Vol. 71, nr. 3, s. 393-410.

Tenreyro, Silvana och Gregory Thwaites (2016), "Pushing on a String: US Monetary Policy Is Less Powerful in Recessions", *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 8, nr. 4, s. 43–74.

Ulate, Mauricio (2021), "Going Negative at the Zero Lower Bound: The Effects of Negative Nominal Interest Rates", *American Economic Review*, Vol. 111, nr. 1, s. 1–40.

APPENDIX – Kompletterande resultat

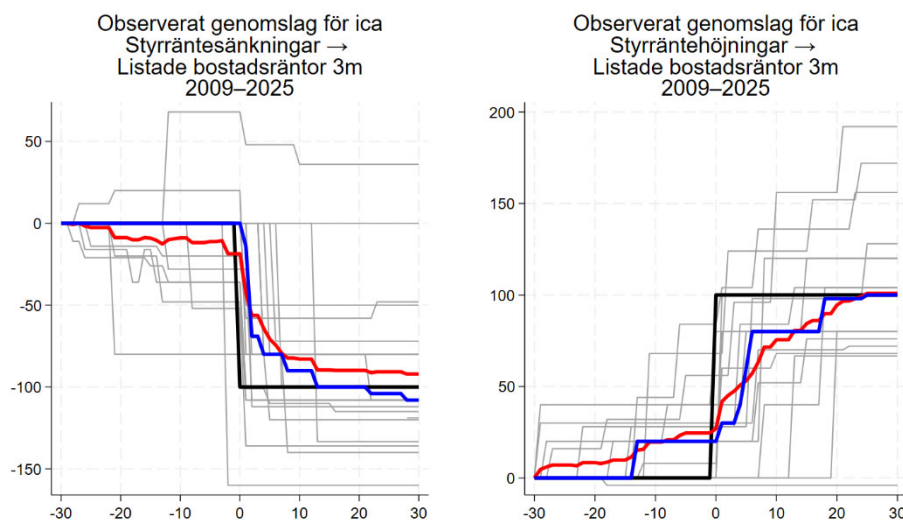
Förändringen i listade bostadsräntor med 3 månaders löptid per bank

I det här avsnittet presenteras en deskriptiv analys av hur svenska bankers listade bostadsräntor med tre månaders bindningstid förändras i samband med Riksbankens styrräntebesked. Diagrammen nedan visar räntornas utveckling för varje enskild bank och episod.

Skandiabanken är den enda bank där medianen inte når upp till ett genomsnitt på 100 procent trettio dagar efter en styrräntehöjning. Vid styrräntehöjningar är det endast Ikano Bank som uppvisar en median som inte konvergerar till 100 procents genomslag.

Diagram 8. Normaliserad förändring av listade bostadsräntor med 3 månaders bindningstid 30 dagar före och 30 dagar efter styrränteförändringar: ICA

Procent av styrränteförändringen

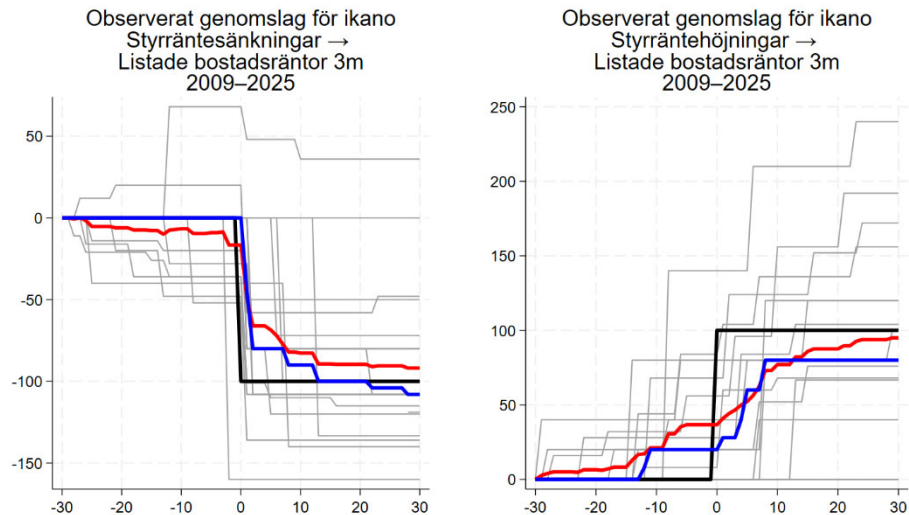


Anm. Se diagram 1. Varje tunn linje representerar en enskild höjnings- eller sänkningsepisod för en bank i urvalet, där boräntan sätts i relation till nivån 30 dagar före Riksbankens räntebesked. För att möjliggöra jämförelse mellan olika episoder har varje banks boränteförändring delats med motsvarande förändring i styrräntan. Tidsaxeln visar antal dagar före och efter ränteförändringen (som sker vid tidpunkt 0). Den svarta linjen visar den genomsnittliga utvecklingen av den normaliserade styrräntan. Den röda linjen visar det aritmetiska medelvärdet och den blå linjen medianen av bankernas boränteförändringar vid varje tidpunkt.

Källa: Riksbanken, Compricer och egna beräkningar.

Diagram 9. Normaliserad förändring av listade bostadsräntor med 3 månaders bindningstid 30 dagar före och 30 dagar efter styrränteförändringar: Ikano.

Procent av styrränteförändringen

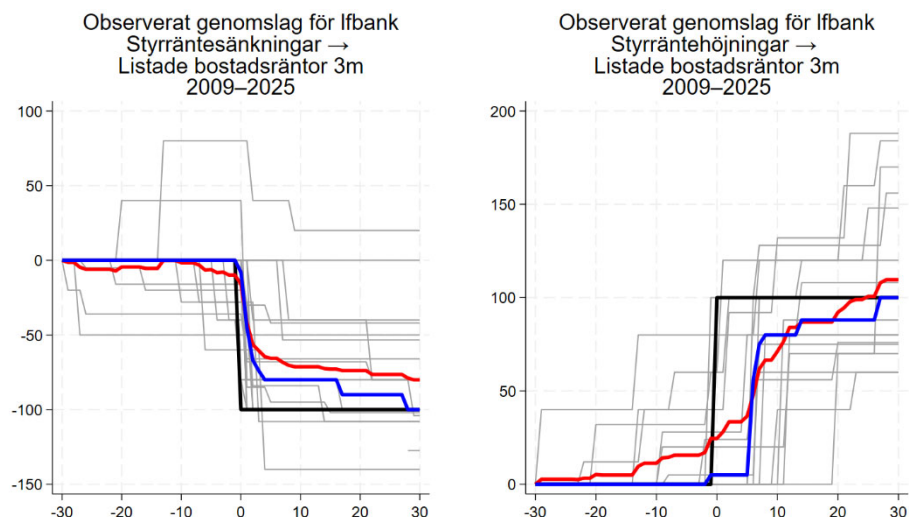


Anm. Se diagram 1 och 8.

Källa: Riksbanken, Compricer och egna beräkningar.

Diagram 10. Normaliserad förändring av listade bostadsräntor med 3 månaders bindningstid 30 dagar före och 30 dagar efter styrränteförändringar: Länsförsäkringar Bank.

Procent av styrränteförändringen

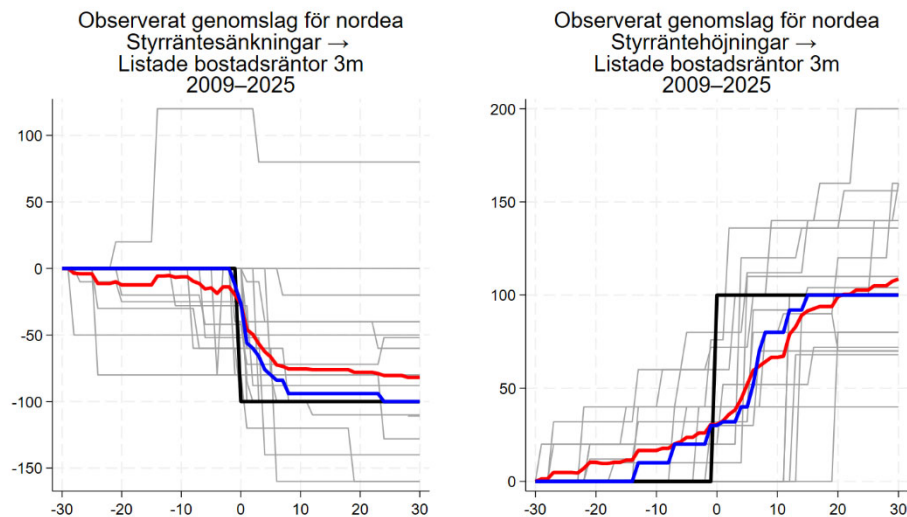


Anm. Se diagram 1 och 8.

Källa: Riksbanken, Compricer och egna beräkningar.

Diagram 11. Normaliserad förändring av listade bostadsräntor med 3 månaders bindningstid 30 dagar före och 30 dagar efter styrränteförändringar: Nordea.

Procent av styrränteförändringen

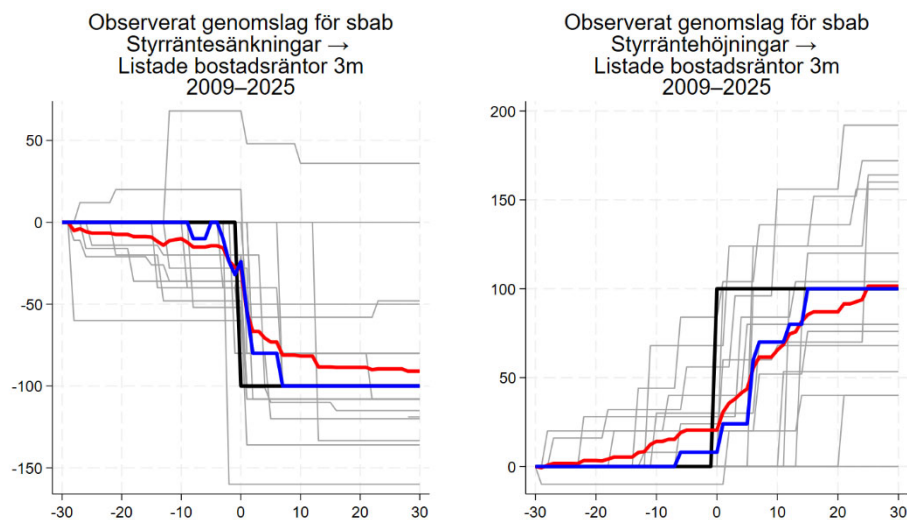


Anm. Se diagram 1 och 8.

Källa: Riksbanken, Compricer och egna beräkningar.

Diagram 12. Normaliserad förändring av listade bostadsräntor med 3 månaders bindningstid 30 dagar före och 30 dagar efter styrränteförändringar: SBAB.

Procent av styrränteförändringen

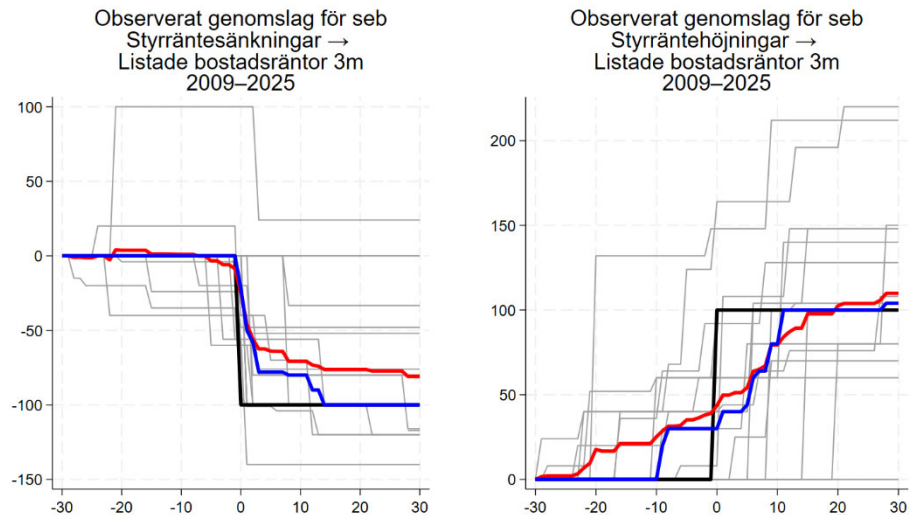


Anm. Se diagram 1 och 8.

Källa: Riksbanken, Compricer och egna beräkningar.

Diagram 13. Normaliserad förändring av listade bostadsräntor med 3 månaders bindningstid 30 dagar före och 30 dagar efter styrränteförändringar: SEB

Procent av styrränteförändringen

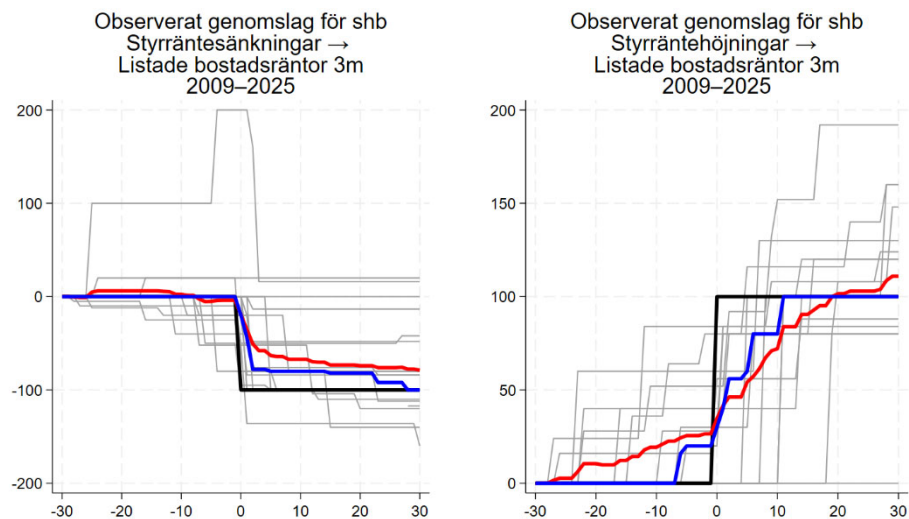


Anm. Se diagram 1 och 8.

Källa: Riksbanken, Compricer och egna beräkningar.

Diagram 14. Normaliserad förändring av listade bostadsräntor med 3 månaders bindningstid 30 dagar före och 30 dagar efter styrränteförändringar: SHB

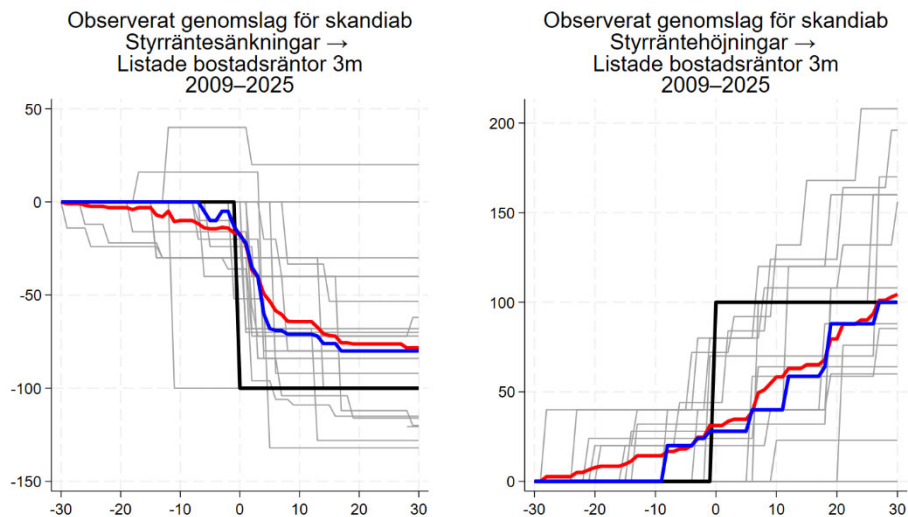
Procent av styrränteförändringen



Anm. Se diagram 1 och 8.

Källa: Riksbanken, Compricer och egna beräkningar.

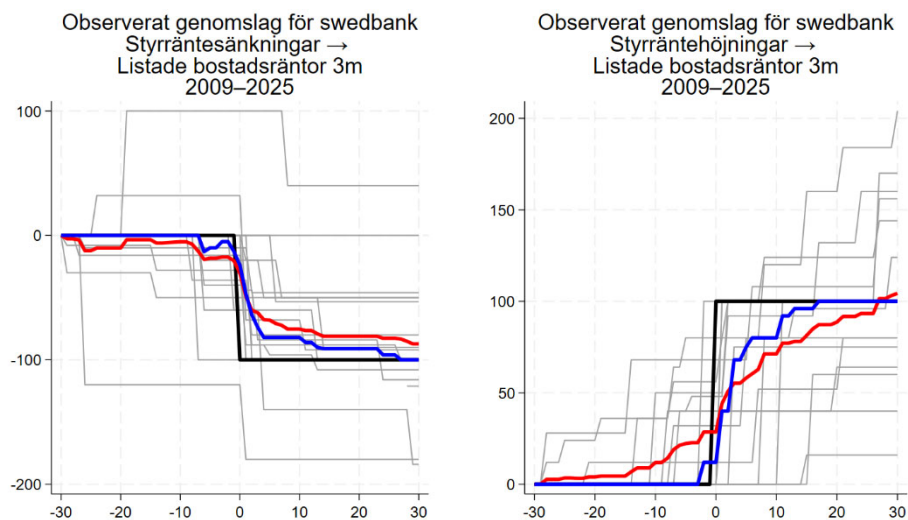
Diagram 15. Normaliserad förändring av listade bostadsräntor med 3 månaders bindningstid 30 dagar före och 30 dagar efter styrränteförändringar: Skandiabanken
Procent av styrränteförändringen



Anm. Se diagram 1 och 8.

Källa: Riksbanken, Compricer och egna beräkningar.

Diagram 16. Normaliserad förändring av listade bostadsräntor med 3 månaders bindningstid 30 dagar före och 30 dagar efter styrränteförändringar: Swedbank
Procent av styrränteförändringen



Anm. Se diagram 1 och 8.

Källa: Riksbanken, Compricer och egna beräkningar.

Hur justerar bankerna sina listade bolåneräntor i samband med penningpolitiska beslut där Riksbanken lämnar styrräntan oförändrad?

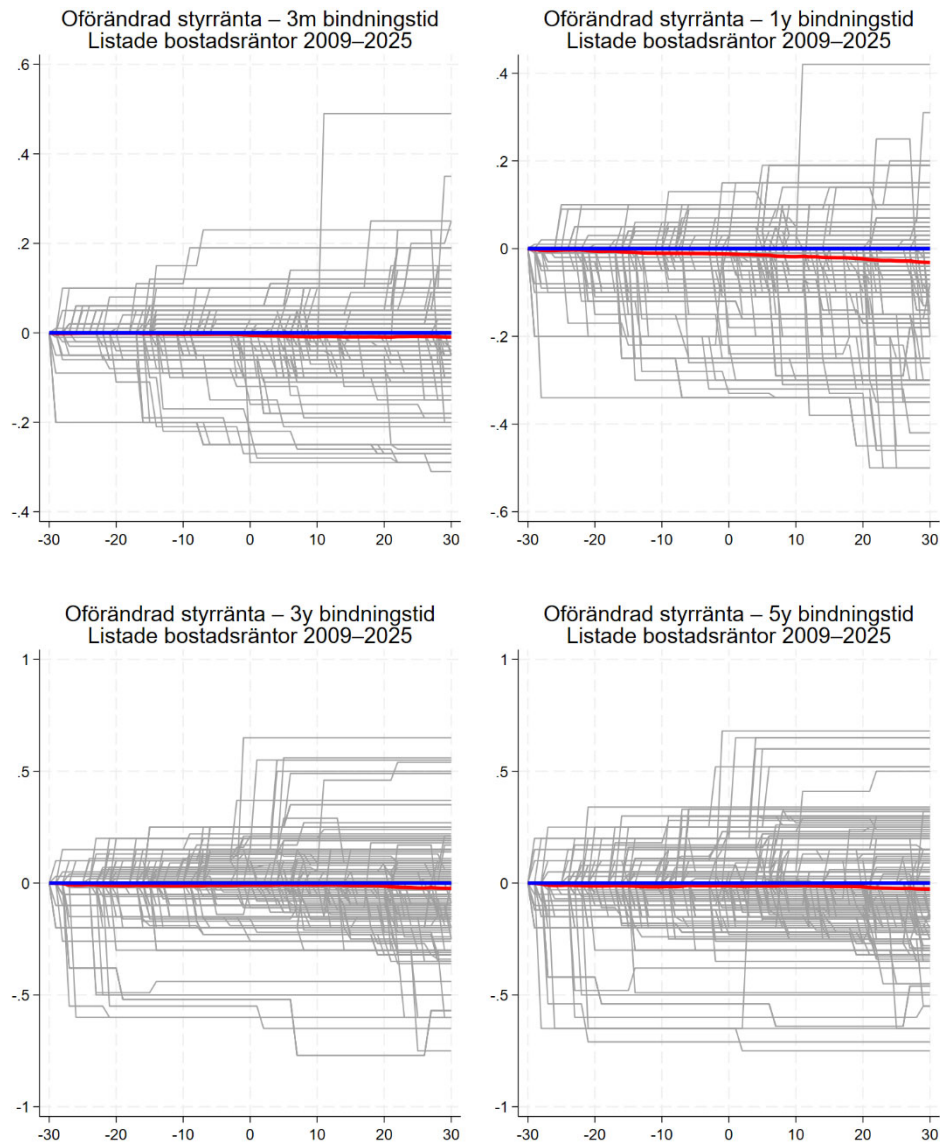
För att ytterligare belysa hur svenska banker justerar sina listade bolåneräntor i samband med penningpolitiska beslut studeras i detta appendix de fall där Riksbanken lämnar styrräntan oförändrad. Syftet är att undersöka om och hur bankernas räntesättning påverkas även vid räntebesked som inte innebär en förändring av styrräntan, exempelvis till följd av förändrade förväntningar, signaler i kommunikationen eller andra samtidiga faktorer.

Metoden följer samma deskriptiva händelsestudie-ansats som i huvudanalysen, med fokus på en 61-dagarsperiod kring varje penningpolitiskt besked (30 dagar före och 30 dagar efter beslutet). Dag 0 definieras som dagen för räntebeskedet, och varje banks listade bolåneränta justeras så att den är noll vid dag -30. Detta möjliggör en visuell jämförelse över tid mellan olika banker och händelser, oavsett nivåskillnader i utgångsläget.

Diagram 17 visar hur bankernas listade bolåneräntor utvecklas i dessa situationer, samt i vilken utsträckning det finns mönster som liknar eller skiljer sig från de som observeras vid faktiska förändringar i styrräntan. Av diagrammet framgår att bankerna i genomsnitt inte ändrar sina listade bolåneräntor med olika löptider (3 månader, 1 år, 3 år och 5 år) under perioden kring dessa räntebesked. Frånvaro av tydliga rörelser i diagrammet antyder att penningpolitiska beslut utan förändring av styrräntan i genomsnitt inte ger upphov till systematiska justeringar av bankernas listade bolåneräntor. Detta står i kontrast till resultaten vid faktiska ränteförändringar, där ett tydligt mönster kan observeras.

Diagram 17. Normaliserad förändring av listade bostadsräntor med olika löptider 30 dagar före och 30 dagar efter penningpolitiska beslut där Riksbanken lämnar styrräntan oförändrad.

Procentenheter jämfört med bostadsräntan 30 dagar innan respektive penningpolitiskt besked.



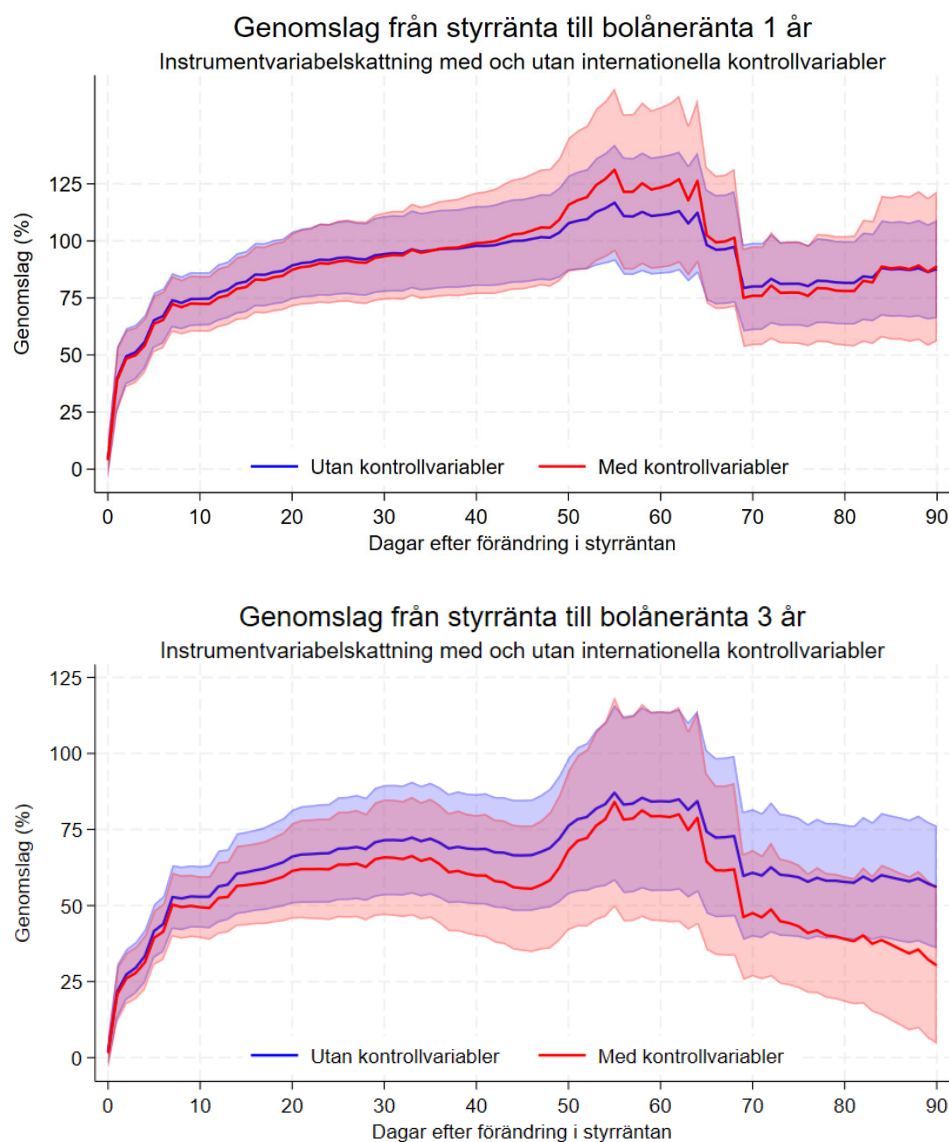
Anm. Se diagram 1 och 8.

Källa: Riksbanken, Compricer och egna beräkningar.

Genomslag från styrränta till bolåneränta med ett och tre års bindningstid

Diagram 18. Genomslag från styrränta till bolåneränta med ett och tre års bindningstid.

Genomslag i procent



Anm. Diagrammet visar den estimerade dynamiska effekten av en förändring i styrräntan på bostadsräntor med ett års (överst) och tre års (nedersta) bindningstid, beräknad med lokala projektioner (Jordà, 2005). Två modeller jämförs: en utan (blå) och en med (röd) amerikanska och europeiska finansiella kontrollvariabler. Y-axeln visar den genomsnittliga förändringen i bostadsräntan (i procentenheter) relativt en förändring i styrräntan, för varje dag efter policybeskedet. Skuggade områden representerar 95-procentiga konfidensintervall.

Källa: Compricer, Riksbanken och egna beräkningar.

Har större ränteförändringar större genomslag?

En kompletterande fråga till analysen av det genomsnittliga genomslaget från styrräntan är om *storleken* på förändringen i styrräntan påverkar hur bankerna justerar sina listade bolåneräntor. Det finns flera tänkbara skäl till att större ränteförändringar kan ha oproportionerligt stora (eller små) effekter. Exempelvis kan större förändringar tolkas som tydligare policyomläggningar, vilket skapar större omprissättning i marknaderna. Samtidigt kan tröskelvärden, justeringskostnader eller regleringsförväntningar dämpa effekten av mindre förändringar.

För att undersöka detta används en utökad version av den lokala projektiionsmetoden (Jordà, 2005), där även en *icke-linjär* komponent inkluderas. Den utgår från idén att den kuberade förändringen i styrräntan — alltså $(\Delta i_t)^3$ — fångar icke-linjära effekter, eftersom kubfunktionen växer snabbare för större avvikelser från noll men behåller tecknet. Detta tillvägagångssätt föreslås bland annat i Tenreiro och Thwaites (2016). Den skattade modellen för varje horisont h efter policyförändringen ser ut som följer:

$$\Delta r_{b,t+h} = \alpha_b + \beta_h \Delta i_t + \gamma_h (\Delta i_t)^3 + \varepsilon_{b,t+h} \quad (\text{A1})$$

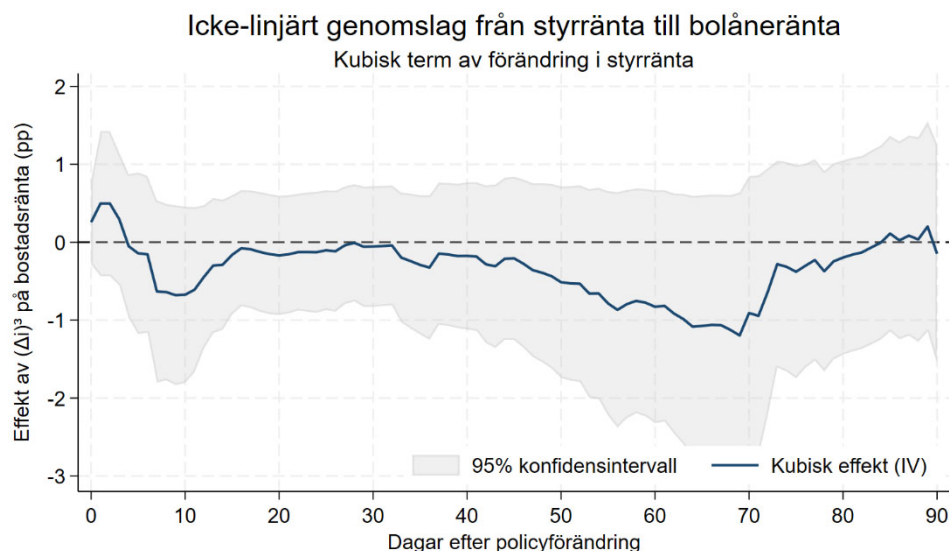
Där:

- $\Delta r_{b,t+h}$ är förändringen i bolåneräntan hos bank b , h dagar efter en förändring i styrräntan.
- Δi_t är den dagliga förändringen i Riksbankens styrränta.
- $(\Delta i_t)^3$ är styrränteförändringen i tredje potens, som fångar asymmetriska och icke-linjära effekter.
- α_b är bankspecifika tids oberoende effekter, och $\varepsilon_{b,t+h}$ är en felterm.

För att isolera den kausala effekten instrumenteras båda komponenterna — Δi_t och $(\Delta i_t)^3$ — med motsvarande termer i förändringen av en 1-årig swapränta: Z_t och $(Z_t)^3$. Dessa variabler fångar överraskningar på penningpolitiska beskedsdagar och är därför relevanta men exogena i förhållande till bankernas räntebeslut.

Denna metod identifierar om större styrränteändringar har en systematiskt annorlunda påverkan på bankernas listade bolåneräntor än mindre förändringar. Ett signifikant positivt (eller negativt) γ_h tolkas som evidens för att större ränteförändringar har starkare (eller svagare) genomslag än mindre, oavsett riktning.

Diagram 17 visar att γ_h inte är signifikant skild från noll. Större ränteförändringar har alltså inte starkare (eller svagare) genomslag än mindre ränteförändringar.

Diagram 19. Icke-linjärt genomslag från styrräntan till bolåneräntor

Anm. Diagrammet visar den estimerade dynamiska effekten av stora förändringar i styrräntan på bankernas listade bostadsräntor med tre månaders bindningstid. Effekterna skattas med en utvidgad lokal projektningsmodell (Jordà, 2005), där en kubisk term av förändringen i styrräntan inkluderas som förklarande variabel. Detta möjliggör en analys av huruvida genomslaget från penningpolitiken är icke-linjärt – det vill säga om stora ränteförändringar har en oproportionerligt större eller mindre effekt än små förändringar, oavsett riktning. Y-axeln visar hur en förändring i styrräntan $(\Delta i_t)^3$ påverkar bolåneräntan i procentenheter (pp) för varje dag efter ett penningpolitiskt besked. Den blå linjen visar den skattade effekten av den kubiska termen, medan det skuggade området representerar ett 95-procentigt konfidensintervall. Ett positivt och statistiskt signifikant värde skulle indikera att stora ränteförändringar har starkare genomslag än små, medan ett negativt värde skulle tyda på motsatsen. Resultaten ger därmed en bild av penningpolitikens icke-linjära transmission, vilket är särskilt relevant när styrräntan närmar sig effektiva gränser, eller vid större oväntade policybesked.

Källa: Riksbanken, Compricer och egna beräkningar.



SVERIGES RIKSBANK

Tel 08 - 787 00 00

registratorn@riksbank.se

www.riksbank.se

PRODUKTION SVERIGES RIKSBANK)