



Bilaga 7

# En utvärdering av FI:s krav på publicering av genomsnittliga bolåneräntor

---



# FI:s krav på publicering av genomsnittliga bolåneräntor

Finansinspektionens (FI) krav på att bankerna ska publicera sina genomsnittliga bolåneräntor infördes den 1 juni 2015. Förhoppningen var att bolånetagarna skulle kunna ta del av ny tillgänglig information om bolåneräntor för att själva kunna förhandla sig till bättre räntor än de hade kunnat göra tidigare.

En lyckad åtgärd från FI:s sida skulle ha kunnat leda till lägre bolåneräntor för kunderna. Syftet med kravet var även att kunderna skulle få en bättre referenspunkt att förhålla sig till och att spridningen i de erbjudna räntorna skulle minska.

Redan innan FI införde åtgärden var räntorna på nedgång. Det berodde framför allt på den expansiva penningpolitik som började föras efter finanskrisen 2008. Många andra faktorer som inte hade med åtgärden att göra kan också ha påverkat räntorna nedåt. För att kunna bedöma just den här åtgärdens effekt måste vi kunna kontrollera för allt som skedde samtidigt och som också kunde påverka räntorna. För att göra det använder vi en så kallad difference-in-difference-modell.

I sin enklaste form utgår den här metoden från två liknande grupper, en åtgärdsgrupp (treatment group) och en kontrollgrupp (control group). Deltagarna i åtgärdsgruppen utsätts för någon typ av insats eller reform, medan deltagarna i kontrollgruppen är opåverkade. Metoden bygger på att de två grupperna är så pass lika att alla faktorer förutom åtgärden påverkar åtgärdsgruppen och kontrollgruppen på exakt samma sätt. Detta så kallade identifikationsantagande innebär att utfallsvariabeln för de två grupperna skulle ha följt en parallell trend om inte åtgärden hade införts. De båda grupperna observeras före och efter insatsen och identifikationsantagandet medför att utfallet för kontrollgruppen kan användas för att rensa åtgärdsgruppens utfall för allt annat än behandlingseffekten. På så sätt kan åtgärdens effekt isoleras. I denna analys använder vi data som beskrivs i Bilaga 5.

## Metod

För att genomföra difference-in-difference-analysen så noggrant som möjligt, använder vi en statistisk regressionsmodell. Modellen ges av följande ekvation:

$$r_{b,i,t,l} = \sum_{k=1}^K \alpha_k \mathbb{I}_{b,i,t,k,l} + \sum_{j=1}^J \beta_j x_{b,i,t,j,l} + \gamma P_{b,i,\tau,l} + \theta T_{b,i,\tau,l} + \delta P_{b,i,\tau,l} \times T_{b,i,\tau,l} + \epsilon_{b,i,t,l}$$

för bank  $b$ , individ  $i$ , tidsperiod  $t$  och lånetyp  $l$ . Den beroende variabeln, den vi vill förklara, är räntesatsen  $r$  och de oberoende variablerna består av  $J$  kontrollvariabler  $x$  – som till exempel hushållens ålder, inkomst och skuldsättningsgrad – och  $K$  indikatorvariabler  $\mathbb{I}$  som kontrollerar för till exempel bank och storstadsområde. Variabeln  $T$  är en indikatorvariabel som tar värde 1 om lånet är ett topplån eller bottenlån och annars 0.  $P$  tar värde 1 om observationen är från år 2015 och till och med år 2016 och annars 0. Effekten av åtgärden fångas av parameter  $\delta$ .

Vi fokuserar på räntor i denna analys eftersom vi inte har data på marginaler före 2016. Resultaten presenteras i tabell 1.

## Kontroll- och åtgärdsgrupper

Ett bolån kan bestå av olika delar; de flesta bolån i vår data består av bottenlån och topplån men även blacolån kan förekomma. I vår analys använder vi bolånens olika delar som åtgärds- och kontrollgrupper. I huvudspecifikationen använder vi samtliga topp- och bottenlån som åtgärdsgrupp och samtliga blacolån som kontrollgrupp.

Vi tror att detta val av åtgärdsgrupp är rimligt eftersom banker publicerar genomsnittliga bolåneräntor utan uppdelning på lånedel. Således påverkas både botten- och topplån av åtgärden. Vidare omfattas inte blacolån direkt av FI:s föreskrifter om publicering av genomsnittsränta, eftersom blacolån finns för andra ändamål än bostadsköp, och bör därför kunna utgöra kontrollgrupp.

Det finns dock en risk att även räntor på blacolån skulle kunna påverkas. Kravet på bankerna att publicera de genomsnittliga bolåneräntorna påverkar i grunden inte lånet eller räntan, utan individerna som tar del av informationen. Eftersom informationen påverkar individen, som kanske blir tuffare i sina förhandlingar, kan det tänkas att alla delar av lånet påverkas – inte enbart topplån och bottenlån.

För att se hur känsliga resultaten är mot ett sådant problem definierar vi två ytterligare åtgärds- och kontrollgruppspar. Det första paret utgörs enbart av individer som har tagit ett blacolån i samband med sitt bolån. Blacolånen utgör kontrollgruppen och övriga lånedelar utgör åtgärdsgruppen. I den här specifikationen jämför vi således utfallet på de olika delarna av lånet för samma individ. I det andra grupparet består åtgärdsgruppen av bottenlån och topplån som saknar blacolån. Kontrollgruppen utgörs av alla blacolån som tagits i samband med ett bolån. I detta fall jämför vi därmed lånedelar från olika individer.

## Resultat

Resultatet av regressionsanalysen tyder på att kravet på publicering av genomsnittliga räntor hade en statistiskt signifikant negativ effekt på räntorna från att det infördes och framåt (se tabell 1). Däremot införde FI andra åtgärder redan

2017. Det är därför inte möjligt att avgöra hur stor del av effekten från 2017 och framåt som beror på just kravet som infördes i mitten av 2015. Därför använder vi enbart data från 2014 och 2016 för att skatta effekten.

Effekten för 2015–2016 visar att räntorna på bottenlån och topplån gick ner med mellan 5 och 9 baspunkter mer än räntorna på blacolån under samma period. Den genomsnittliga räntan för 2014 var 2,21 procent, vilket innebär att effekten var relativt liten.

Om vi använder en kontrollgrupp med alla blacolån, och en åtgärdsgrupp med alla topp- och bottenlån finner vi en liten effekt på 5 baspunkter. Om vi exkluderar bottenlån och topplån för individer som har tagit blacolån från åtgärdsgruppen finner vi en liknande effekt på cirka 5 baspunkter. Om vi i stället har en kontrollgrupp med blacolån och en åtgärdsgrupp med topp- och bottenlån enbart för de individer som har tagit ett blacolån, finner vi en lite starkare effekt på 9 baspunkter.

Tolkar vi resultaten med försiktighet, tyder de på att även om informationsåtgärden har haft en effekt på den genomsnittliga bolånetagaren, kan den ha varit relativt liten – åtminstone nära inpå införandet. Över tid kan effekten ha blivit starkare då fler kan ha tagit del av informationen, men eftersom andra åtgärder infördes 2017 blir den långsiktiga effekten näst intill omöjlig att skatta.

Tabell 1. Estimerade regressionskoefficienter för difference-in-difference-regressioner

	(1)	(2)	(3)
Åtgärdens effekt	-0,05*	-0,05*	-0,09***
Bindningstid	X	X	X
Låntagarålder	X	X	X
Antal medlåntagare	X	X	X
Summa nya lån	X	X	X
Summa blancolån	X	X	X
Inkomst efter skatt	X	X	X
Skuldsättningsgrad	X	X	X
Säkerhetens marknadsvärde	X	X	X
KALP-kostnad	X	X	X
1{Kontrollgrupp}	X	X	X
1{Antal barn}	X	X	X
1{Bank}	X	X	X
1{Lånetyyp}	X	X	X
1{ År >= 2015}	X	X	X
R-kvadrat	0,63	0,65	0,75
Antal observationer	138 448	128 839	14 167

Källa: FI.

Anm. Robusta standardavvikelser. Signifikans visas på nivåerna 10 procent\*, 5 procent\*\* och 1 procent\*\*\*.

## Antagandet om parallella trender

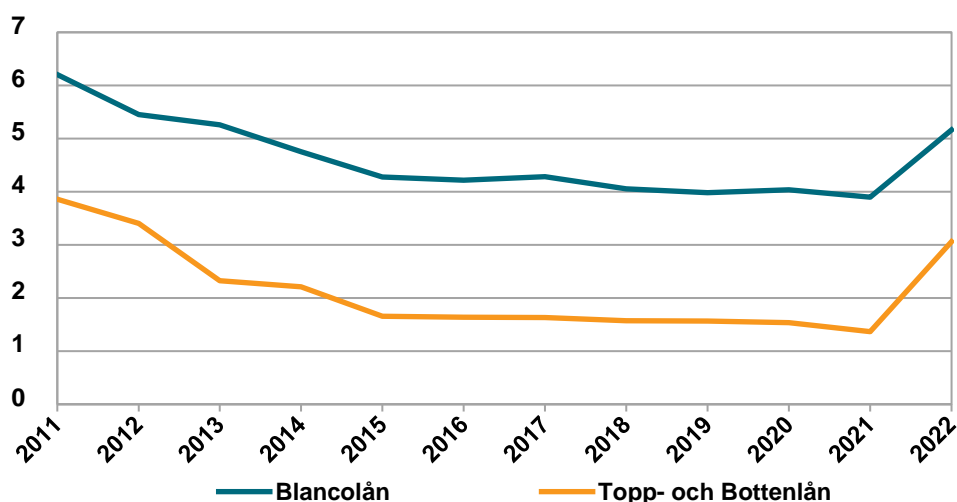
Som vi tidigare nämnt bygger difference-in-difference-metoden på antagandet att den beroende variabeln för åtgärds- och kontrollgruppen skulle ha följt en parallell trend i avsaknad av åtgärden. Detta hypotetiska scenario inträffar naturligtvis aldrig och detta antagande går därför inte att vare sig testa eller bevisa. Däremot kan vi, genom att jämföra trenderna före åtgärden genomförs, undersöka hur trovärdiga resultat metoden kan tänkas ge. En grundförutsättning för att metodens resultat ska vara tillförlitliga är att åtgärds- och kontrollgrupp har parallella trender under perioden före åtgärden. Om trenderna är parallella kan man vara säkrare på att båda grupper reagerar på externa faktorer på ett liknande sätt. Diagram 1 visar

genomsnittliga räntor för bottenlån och topplån jämfört med genomsnittliga räntor för blancolån. De genomsnittliga räntorna ser ut att följa varandra väldigt nära under perioden 2011–2022. Över hela perioden är det inte möjligt att förkasta att de två gruppernas trender har varit parallella. När vi testar formellt ifall trenderna var parallella under perioden före åtgärden (2011–2014), finner vi att trenderna inte var helt parallella utan att skillnaden mellan räntorna ökade lite under perioden före åtgärden. För att detta ska påverka våra resultat så lite som möjligt fokuserar vi enbart på året innan och efter åtgärden.

Att trenderna inte är helt parallella innebär att resultaten behöver tolkas med försiktighet och att storleken på effekterna är indikativa snarare än avgörande.

### 1. Genomsnittlig ränta på topplån, bottenlån och blancolån

Procent



Källa: FI.

## Förändringar i spridning av räntor på bolån

Alla konsumenter erbjuds inte samma ränta på sina bolån. Hushållens individuella omständigheter gör att det finns en spridning i vilka räntor bankerna erbjuder. Det kan tänkas att denna spridning också påverkades av FI:s publiceringskrav, då det gav konsumenter en förankringspunkt som kan göra det svårare för banker att erbjuda högre räntor än genomsnittet.

För att analysera om även spridningen i räntor har påverkats behöver vi kontrollera för om spridningen i vår data är beroende av räntenivåer; när räntorna är höga är även spridningen i räntorna högre. Vi gör detta genom att standardisera räntorna enligt

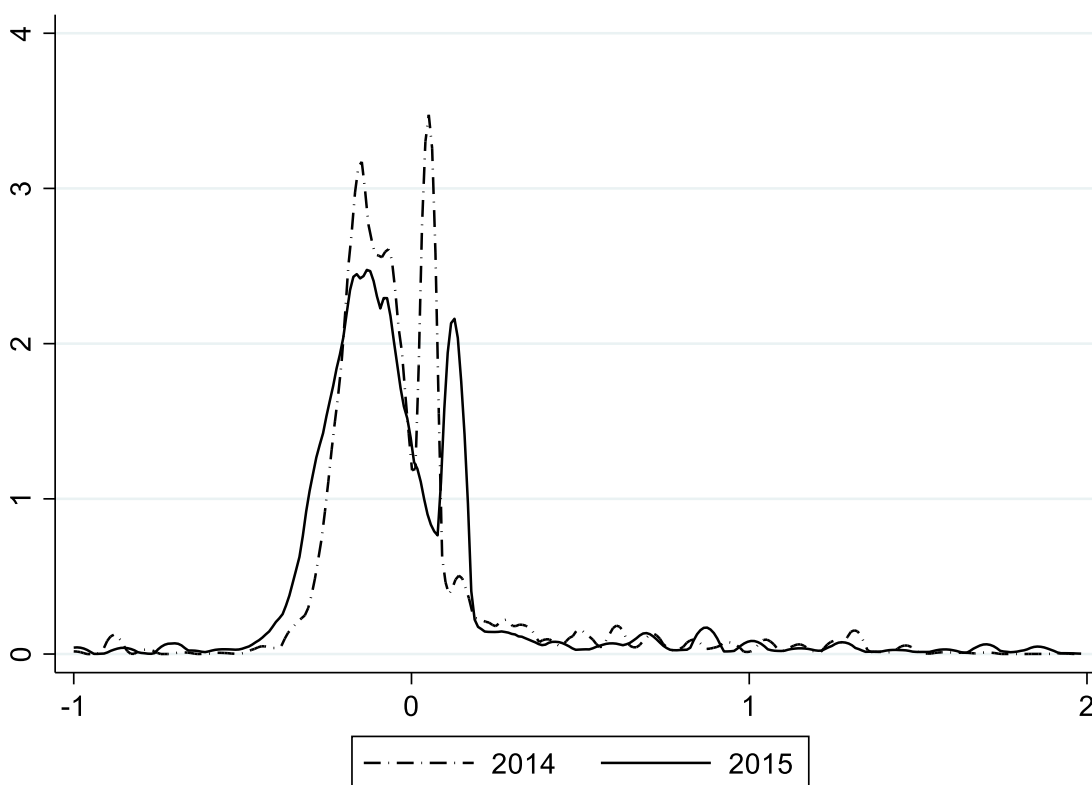
$$\tilde{r}_{it} = \frac{r_{it} - \bar{r}_t}{\bar{r}_t}$$

där  $r_{it}$  är ränta för individ  $i$  år  $t$  och  $\bar{r}_t$  är genomsnittsräntan under ett givet år. Måttet fångar således den procentuella spridningen i räntor under en period – till exempel att en viss räntesats är 5 procent under genomsnittet det året. Per konstruktion kommer den genomsnittliga avvikelsen att vara 0. Spridningen i måttet kan komma att ändras från år till år.

Jämför vi fördelningarna (se diagram 2) ser vi att spridningen gick upp – inte ner – mellan år 2014 och 2015. Detta fångas av hur breda fördelningarna är – hur många räntor som ligger långt ifrån genomsnittet det året. Samma slutsats håller om vi jämför 2014 och 2016.

Att spridningen gick upp mellan 2014 och 2015 behöver inte nödvändigtvis betyda att konsumenter fick det sämre; en möjlig förklaring är att spridningen minskar över tid och att effekten inte var framträdande 2015. Analyserar vi individuella banker, finns det ingen enskild bank som förklarar ökningen av spridningen. För flera banker, större som mindre, ökar spridningen.

## 2. Fördelning av standardiserad bolåneränta



Källa: FI.