

NATIONALEKONOMISKA INSTITUTIONEN

Uppsala universitet

Examensarbete C

Författare: Alice Oscarson och Philip Agius

Handledare: Nils Gottfries

Termin och år: VT 2024



UPPSALA
UNIVERSITET

Styrräntans effekt på bostadspriser
i Sverige

Förord

Arbetet med vår C-uppsats har stundtals varit krävande men alltid lärorikt. Först och främst vill vi tacka vår handledare Nils Gottfries, som med sitt engagemang och kunskap har stöttat oss genom hela arbetet. Vi vill också rikta ett stort tack till Emil Hansson för hans rådgivning och hjälp med data. Slutligen vill vi även tacka Svensk Mäklarstatistik för att ha tillhandahållit den data som möjliggjorde vårt arbete.

Ett stort tack även till alla som inspirerat och stöttat oss under hela denna tid.

Tack!

Sammanfattning

Denna uppsats undersöker effekten av styrräntan på bostadspriser och antalet sålda bostäder i Sverige under perioden 2005–2019. Under denna period har styrräntan varit historiskt låg och bostadspriserna har stigit med nästan 200 procent. Bostadsmarknaden påverkas av flera faktorer, däribland styrräntan, men frågan är hur mycket styrräntan faktiskt påverkar bostadspriserna. Genom regressioner med penningpolitiska chocker som förklarande variabel visar våra resultat att bostadspriserna minskar med ungefär 4,5 till 13 procent vid en räntehöjning på 1 procentenhet två månader efter den penningpolitiska chocken. Dessa resultat är dock inte statistisk signifikanta. Vi gör även ett försök att beräkna hur mycket styrräntan bidragit till prisökningarna utifrån våra skattningar och kommer fram till att styrräntan kan förklara endast en liten del av de drastiska prisökningarna.

Nyckelord: Bostadsmarknad, Penningpolitiska chocker, Styrränta, Bostadspriser

Innehållsförteckning

1. Inledning.....	4
2. Teori och tidigare litteratur.....	7
2.1 Styrräntans funktion	7
2.2 Bostadsmarknaden	8
2.3 Värdet av en bostad	10
2.4 Tidigare litteratur.....	11
3. Data och metod.....	14
3.1 Beskrivning av data	14
3.2 Variabelförklaringar	18
3.3 Metod	19
4. Resultat.....	22
4.1 Priset på bostadsrätter.....	22
4.2 Antalet sålda bostadsrätter	24
4.3 Priset på villor	26
4.4 Antalet sålda villor	28
5. Känslighetsanalys.....	30
6. Kan räntan förklara prisuppgången?	36
7. Diskussion och slutsats.....	37
Källförteckning.....	40

1. Inledning

Under de två första decennierna av 2000-talet har svenska bostadspriser genomgått en drastisk förändring. I början av årtusendet var det genomsnittliga priset för en bostad i Sverige 1 300 000 kronor. År 2021 hade priset stigit till 3 500 000 kronor, vilket motsvarar en ökning på 170 procent. Denna betydande prisuppgång har kraftigt överstigit ökningen av konsumentprisindex, som under samma period endast ökade med ungefär 20 procent (SCB, u.å). Prisökningen på bostäder är inte unik för Sverige utan liknande trender har setts runt om i världen. I USA har priset stigit med cirka 95 procent under samma period, och i EU har priserna ökat med ungefär 50 procent från 2010 till 2024 (FRED, 2024; Eurostat, 2024).

Denna kraftiga prisökning medför risker. Historiska händelser som finanskrisen påminner oss om sårbarheten på bostadsmarknaden där betydande prisfall kan leda till ökad ekonomisk instabilitet. Höga bostadspriser medför också ökad skuldsättning och högre belåningsgrad bland hushåll vilket gör dem mer känsliga för ränteförändringar. Ju högre belåningsgrad hushållen har, desto större är effekten av ränteförändringar på den aggregerade konsumtionen (Calza, Monacelli och Stracca, 2009). Svenska hushåll har den tredje högsta skuldsättningen i EU (SCB, 2023).

Prisökningen på bostäder har flera orsaker, men en låg styrränta är troligen en betydande faktor. Styrräntan, som är Riksbankens huvudsakliga penningpolitiska verktyg, har legat på noll eller till och med varit negativ från 2014 till 2021. Styrräntan påverkar ekonomin på flera sätt och en viktig kanal som den påverkar genom är bostadspriserna. Den påverkar marknadsräntorna och därmed hushållens möjlighet att låna och köpa bostäder. En lägre ränta innebär att kostnaden förknippad med att äga sitt boende minskar vilket ökar efterfrågan så att priset stiger, medan en högre ränta har motsatt effekt.

Det kan verka självklart att räntor har betydelse för bostadspriser och historiskt sett har låga räntor föregått perioder med stigande priser. Kuttner (2012) menar dock att räntans effekt på bostadspriser är för liten för att ensam förklara de prisökningar som skett i världen under 2000-talet. Denna studie ämnar undersöka detta samband närmare genom vår frågeställning.

Hur stor effekt har ränteförändringar på bostadspriserna i Sverige?

Vi skattar räntans effekt på bostadspriserna och använder resultatet för att undersöka i vilken mån som räntesänkningarna bidragit till prisökningarna i Sverige. Syftet med uppsatsen är att få en djupare förståelse för vilka faktorer som styr bostadsmarknaden och bidra till kunskapen om hur styrräntan påverkar bostadspriser. Att analysera bostadspriser och vad som påverkar dem är viktigt då bostaden ofta är hushållens största tillgång och förändringar i dess värde kan ha stor effekt på hushållens förmögenhet. Det är också ofta hushållens största utgiftspost och förändringar i räntan påverkar i sin tur hushållens möjlighet till konsumtion av andra varor.

För att kunna isolera styrräntans effekt på bostadsmarknaden använder vi oss av penningpolitiska chocker. Styrkan i denna metod är att den minskar risken för att andra faktorer påverkar både räntan och bostadspriserna. Vi använder chockdata från Amberg m.fl. (2022). De definierar en penningpolitisk chock som de tillfällen när aktieavkastningen på Stockholmsbörsen inte går åt samma håll som räntebeskedet samma dag. Om de går åt samma håll kan det vara annan ekonomisk information som ligger till grund för penningpolitiken, snarare än att penningpolitiken driver den ekonomiska utvecklingen. Endast om en penningpolitisk chock är oväntad och exogen, det vill säga beror inte på något annat, kan vi dra slutsatser om dess kausala effekter.

Med hjälp av data om månatliga bostadspriser under perioden 2005 till 2019 och data på penningpolitiska chocker utför vi regressioner för att undersöka hur förändringar i räntan påverkar bostadspriser och antal sålda bostäder. Regressionerna görs genom att jämföra priset två månader efter en räntechock jämfört med månaden innan chocken. Utifrån våra skattningar skapar vi sedan en kalkyl för att beräkna hur mycket ränteförändringarna har bidragit till prisförändringarna.

Resultatet av regressionerna visar att en räntehöjning på 1 procentenhet leder till en minskning av bostadspriser med mellan 4,5 och 13 procent samt en minskning av antal sålda bostäder med mellan 28 och 34 procent. Endast förändringen i antalet sålda villor är statistiskt signifikant. Baserat på våra skattningar drar vi slutsatsen att den genomsnittliga räntesänkningen under perioden 2005–2021 borde ha lett till prisökningar på mellan 9 och 26 procent. Detta är betydligt mindre än de faktiska prisökningarna. Våra resultat indikerar att räntan kan förklara cirka 20 procent av prisökningarna på bostadsrätter och endast 6 procent av prisökningarna på villor. Även om räntan har en betydande inverkan på bostadspriserna, finns det andra faktorer som också spelar en viktig roll i prisutvecklingen.

Det finns många studier inom området och tidigare litteratur visar också att räntehöjningar leder till minskningar av bostadspriser. Till skillnad från tidigare studier fokuserar vi på den svenska bostadsmarknaden och studerar effekten på en kortare horisont. Vi inkluderar också förändringar i antalet sålda bostäder, något som tidigare studier inte gjort i samma utsträckning. Vi differentierar dessutom mellan olika bostadsformer och analyserar bostadsrätter och villor separat.

Dispositionen i uppsatsen är upplagd på följande sätt: i avsnitt 2 beskrivs det teoretiska ramverket och tidigare forskning som är relevant för studiens område. I avsnitt 3 presenteras data och variabler samt den metod och ekonometriska modell som studien bygger på. I avsnitt 4 presenteras resultatet i form av relevanta figurer och regressioner. Avsnitt 5 består av känslighetsanalys och i avsnitt 6 diskuteras resultaten och uppsatsen sammanfattas.

2. Teori och tidigare litteratur

2.1 Styrräntans funktion

Riksbankens huvudsakliga uppgift är enligt lag att genom penningpolitik “upprätthålla varaktigt låg och stabil inflation” samt “bidra till en balanserad utveckling av produktion och sysselsättning” (SFS 2022:1568). Deras främsta penningpolitiska verktyg för att uppnå detta är styrräntan. Genom att bestämma räntan på centralbankspengar och lån mellan banker, påverkar de räntor som hushåll och företag möter (Prop. 2021/22:41). Styrräntan påverkar främst de korta räntorna som i sin tur påverkar marknadsräntorna, medan andra penningpolitiska verktyg som forward-guidance och balansräkningsoperationer påverkar de längre räntorna (Sjödin, 2022).

Räntan är kostnaden för att konsumera och påverkar hushållens beslut att konsumera idag eller spara för framtiden. En hög ränta minskar efterfrågan på konsumtion vilket stramar åt ekonomin, medan en låg ränta ökar efterfrågan på konsumtion och ekonomin stimuleras. På det sättet använder Riksbanken styrräntan som ett verktyg för att påverka ekonomin, till exempel genom att höja räntan vid hög inflation för att minska efterfrågan. På bostadsmarknaden innebär en höjd ränta högre kostnader för de som redan har ett bostadslån, samtidigt som efterfrågan på att köpa en bostad minskar då kostnaderna förknippade med bostaden ökar.

Räntan påverkar inte bara hushållens konsumtionsbeslut utan har också betydande inverkan på hur de ser på bostadsinvesteringar. Att köpa en bostad kan ses som en investering utöver dess primära syfte som bostad. Historiskt sett har bostäder ökat i värde och denna kunskap beaktas ofta när hushållen fattar beslut om att köpa en bostad. Ränteförändringar kan därför påverka beslutet att köpa en bostad som en del av en investeringsstrategi genom att räntan kan fungera som ett avkastningskrav. Om man betalar en viss räntesats förväntar man sig att få tillbaka den summan vid en eventuell framtida försäljning. En hög ränta innebär en minskad möjlighet att få tillbaka den initiala investeringen.

Ränteutvecklingen under 2000-talet



Figur 1: Styrräntan per månad under 2005–2024 (Riksbanken).

Räntan har under 2000-talet gått både upp och ner. Vid finanskrisen 2008 sänktes styrräntan för att motverka de negativa effekterna på ekonomin. I oktober 2014 infördes nollränta och i februari 2015 blev styrräntan för första gången negativ på grund av en låg inflationstakt (Riksbanken, u.å). I december 2021 höjdes styrräntan tillbaka till noll procent och i februari 2022 blev den återigen positiv på grund av stigande inflation. De senaste åren har Riksbanken fortsatt att höja räntan som svar på hög inflation och i april 2024 är räntan på 4 procent.

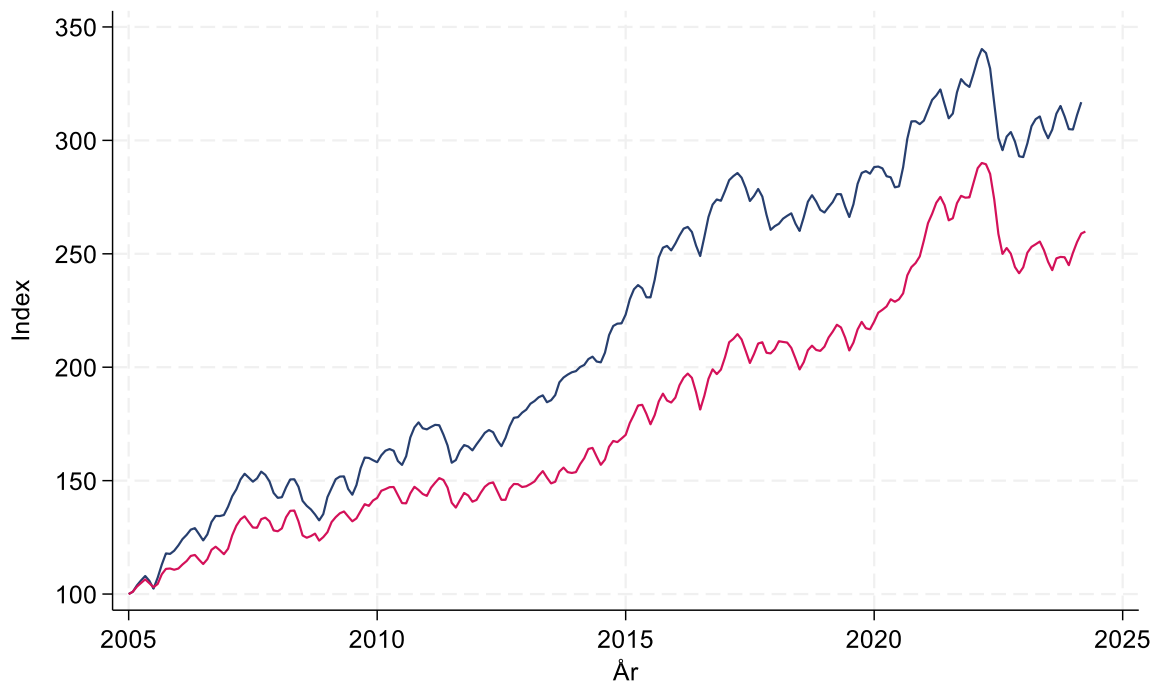
2.2 Bostadsmarknaden

Utbud och efterfrågan på bostadsmarknaden liknar många andra marknader och John Maynard Keynes ekonomiska teorier kan användas för att förklara den. Enligt Keynes (1936) teori om aggregerad efterfrågan är den totala ekonomiska efterfrågan drivkraften bakom produktion och sysselsättning. Keynes betraktade räntan som “priset på pengar” vilket innebär att ränteförändringar har en direkt påverkan på konsumtionen men även investeringar och därmed en effekt på den totala aggregerade efterfrågan. Vid en ökad ränta får konsumenter ett ökat incitament att spara i räntebärande finansiella tillgångar snarare än att

konsumera eller investera, givet att räntan är högre än avkastningen (Friedman, 1997). Om man i stället vill att hushållen ska konsumera mer förespråkade Keynes en sänkning av räntan för att göra det billigare att låna pengar och på så sätt bidra till ökad produktion och sysselsättning (Fregert och Jonung, 2005).

Detta går att applicera på bostadsmarknaden. Vid en räntesänkning blir det billigare att låna pengar till bostaden vilket bör betyda att den aggregerade efterfrågan på bostäder ökar i takt med att räntan sjunker. På samma sätt kommer en ökning av räntan att leda till en minskad aggregerad efterfrågan på bostäder, då det blir dyrare att låna pengar för att köpa bostäder. Detta leder till att bostadspriserna sjunker med tiden.

Bostadsprisernas utveckling under 2000-talet



Figur 2: Index över bostadsprisutvecklingen med startår 2005. Bostadsrätter representeras av blå linje och villor av röd linje (Ekonomifakta).

Priserna på bostäder har gått stadigt uppåt under 2000-talet med vissa mindre tillfälliga perioder av nedgång. Under 2014–2021 sker den brantaste ökningen med den största ökningen under 2020. Från 2005 till 2021 ökade priserna med cirka 200 procent. 2022 sjönk priserna samtidigt som inflationen steg och styrräntan höjdes.

2.3 Värdet av en bostad

Vi tänker oss att priset på en bostad kan bestämmas av framtida kassaflöden och ett avkastningskrav enligt följande nuvärdesformel (Gottfries, 2013),

$$\begin{aligned} P &= \frac{h}{1+r} + \frac{(1+g)h}{(1+r)^2} + \frac{(1+g)^2h}{(1+r)^3} + \frac{(1+g)^3h}{(1+r)^4} + \dots \\ &= \frac{h}{1+r} \left[1 + \frac{1+g}{1+r} + \left(\frac{1+g}{1+r}\right)^2 + \left(\frac{1+g}{1+r}\right)^3 + \dots \right] \\ &= \frac{h}{1+r} \frac{1}{1 - \frac{1+g}{1+r}} = \frac{h}{r-g} \end{aligned}$$

Där P är bostadens pris, h är värdet av att bo i bostaden, r är ett avkastningskrav och g är förväntad tillväxt av hyresvärdet. Värdet av att bo i bostaden, h , representeras av den hyra man skulle få betala för en motsvarande bostad efter att driftskostnader dragits bort.

Avkastningskravet, r , är den ränta som bostadsköpare möter och utgörs av styrräntan plus bankernas marginal. Variabeln g representerar i modellen förändringar av värdet över tid på grund av att till exempel priser stiger med inflation, inkomster ökar eller att befolkningen växer. Även om värdet av huset deprecierar över tid på grund av förslitning så borde dessa faktorer dominera och värdet på huset ökar över tid. Om styrräntan går upp blir avkastningskravet och nämnaren i ekvationen större vilket deprecierar värdet av bostaden och minskar priset. Om styrräntan istället går ner så apprecierar värdet på bostaden och priset ökar.

Med hjälp av modellen kan vi göra en kvantitativ prediktion av hur bostadspriserna bör förändras med styrräntan. Om man uppskattar att den månatliga hyran man hade kunnat ta ut vid uthyrning av bostaden frånräknat kostnaderna till 7000 kronor blir värdet av bostaden på ett år,

$$7000 \times 12 = 84\,000 \text{ kronor}$$

Vid en ränta på 4 procent och förväntad tillväxt av hyresvärdet på 1 procent blir värdet på bostaden,

$$P = \frac{84000}{0.04 - 0.01} = \frac{84000}{0.03} = 2\,800\,000 \text{ kronor}$$

Om räntan ökar med 1 procentenhet medan den förväntade tillväxten är oförändrad förändras priset enligt,

$$P = \frac{84000}{0.05 - 0.01} = \frac{84000}{0.04} = 2\,100\,000 \text{ kronor}$$

Effekten av en räntehöjning på 1 procentenhet blir att priset sänks med 25 procent.

Om räntan sedan sjunker med 3 procentenheter, till 2 procent, och den förväntade tillväxten återigen är oförändrad ändras priset,

$$P = \frac{84000}{0.02 - 0.01} = \frac{84000}{0.01} = 8\,400\,000 \text{ kronor}$$

Effekten av en räntesänkning på 3 procentenheter blir en ökning av priset med 300 procent. Det är en väldigt stor räntesänkning och man kan tänka sig att effekten är väldigt icke-linjär när $r-g$ går mot noll. Det som hänt under 2010-talet är en räntesänkning på cirka 2 procentenheter och en prisökning på ungefär 150 procent vilket bekräftar formelns prediktion. Enligt teorin ska räntan ha betydande effekter på bostadspriserna och den kvantitativa prediktionen blir att om styrräntan ökar förväntas bostadspriserna minska.

2.4 Tidigare litteratur

Flera studier har undersökt hur stor effekt ränteförändringar får på bostadspriserna.

Bjørnland och Jacobsen (2010) analyserar detta genom en strukturell VAR-modell för Sverige, Norge och Storbritannien under åren 1983 till 2006. De finner att bostadspriserna reagerar direkt och starkt på en penningpolitisk chock men att effekten av chockerna är små i jämförelse med hur priserna fluktuerar i övrigt. Vid en räntehöjning på 1 procentenhet sjunker bostadspriserna direkt med 1–2 procent och på cirka två års sikt med 3–5 procent. De kommer

även fram till att en chock på bostadspriser påverkar bostadsbyggande, tillväxt och konsumtionspriser.

Kuttner (2012) genomför en analys baserad på tidigare litteratur och egna studier för att undersöka räntans effekt på bostadspriser. Genom att använda en felkorrigeringsmodell och en tvärsnittsstudie över 30 länder med variablerna ränta, monetär bas, bostadspriser och bolån under perioden 2003–2007, finner han att en sänkning av räntan med 0,25 procentenheter leder till en ökning av bostadspriser med 0,3–0,9 procent. Kuttner menar att denna effekt är för liten för att förklara den betydande ökningen av bostadspriser som skett under 2000-talet.

Williams (2016) använder sig av penningpolitiska chocker i länder med fasta växelkurser, knutna till amerikanska dollar, för att studera räntans effekt på bostadspriser. Resultatet visar att räntan har en signifikant och bestående effekt på bostadspriser. Två år efter en räntehöjning på 1 procentenhet minskade priserna över 6 procent.

Samer Adra och Elie Menassa (2022) undersöker effekten av USA:s centralbanks påverkan på bostadsmarknaden genom både penningpolitik och den information som centralbanken förmedlar med penningpolitiken. Med hjälp av en högfrekvent identifieringsmetod utvecklad av Jarociński och Karadi (2020), finner de att räntehöjningar tenderar att sänka bostadspriserna. De noterar också att om marknaden tolkar en räntehöjning som ett tecken på en stark ekonomi kan bostadspriserna istället öka. Kvantitativt visar de att en konventionell penningpolitisk chock minskar bostadspriserna med 9 procent över en treårsperiod, medan en informationsbaserad chock som signalerar ekonomisk styrka kan öka priserna med 9 procent. Sammanfattningsvis kommer Adra och Menassa fram till att räntehöjningar kan bromsa marknaden men att räntehöjningar också kan skicka signaler som kan leda till prisuppgångar.

De tidigare studierna kan sammanfattas likt:

Tabell 1: Sammanfattning av tidigare litteratur

Författare	Land	Horisont	Effekt på bostadspriser
Bjørnland och Jacobsen (2010)	Sverige, Norge och Storbritannien	Direkt	-1-2 procentenheter
		Två år	-3-5 procentenheter
Kuttner (2012)	30-tal länder	Direkt	-1,2-3,6 procentenheter
Williams (2016)	17-länder	Två år	-6 procentenheter
Adra och Menassa (2022)	USA	Tre år	-9 procentenheter

Not: Resultatet avser effekten av en räntehöjning på 1 procentenhet.

Resultaten från dessa studier visar att räntehöjningar generellt leder till lägre bostadspriser, vilket är i linje med teorin, men effekterna varierar i storlek. Tre av studierna undersöker effekterna över längre tidsperioder medan vår studie fokuserar på förändringar över en kortare period, två månader efter en oväntad ränteförändring. Bjørnland och Jacobsen samt Kuttner, som undersöker kortare horisonter, finner mindre effekter. En aspekt som dessa studier inte täcker är hur volymen av sålda bostäder förändras med räntan, något vi avser att undersöka i vår studie. Vidare differentierar vi mellan olika bostadsformer, något som tidigare studier inte gjort tydligt, genom att analysera bostadsrätter och villor separat. Vi fokuserar även på Sveriges bostadsmarknad för att bidra till den befintliga litteraturen.

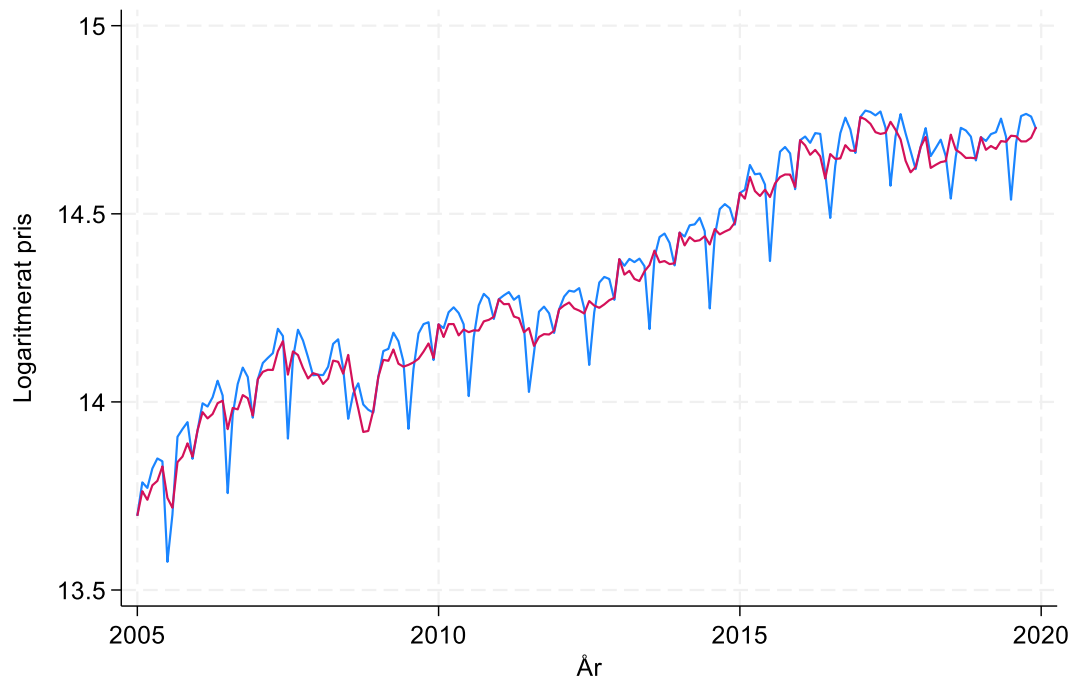
3. Data och metod

3.1 Beskrivning av data

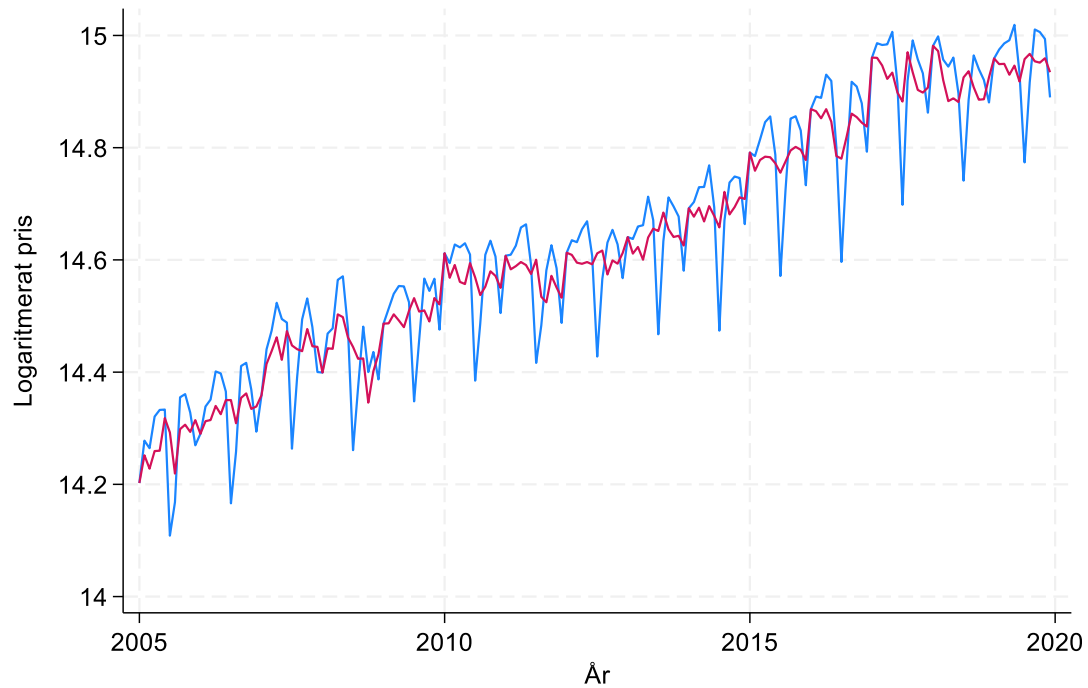
Bostadsdata

Studien använder data om bostadsmarknaden från Svensk Mäklarstatistik. Svensk Mäklarstatistik är ett företag som hämtar information om bostadsförsäljningar direkt från mäklarföretag för att tillsammans med SCB skapa och publicera statistik om bostadsmarknaden. Det är helägt av branschförbundet Mäklarsamfundet.

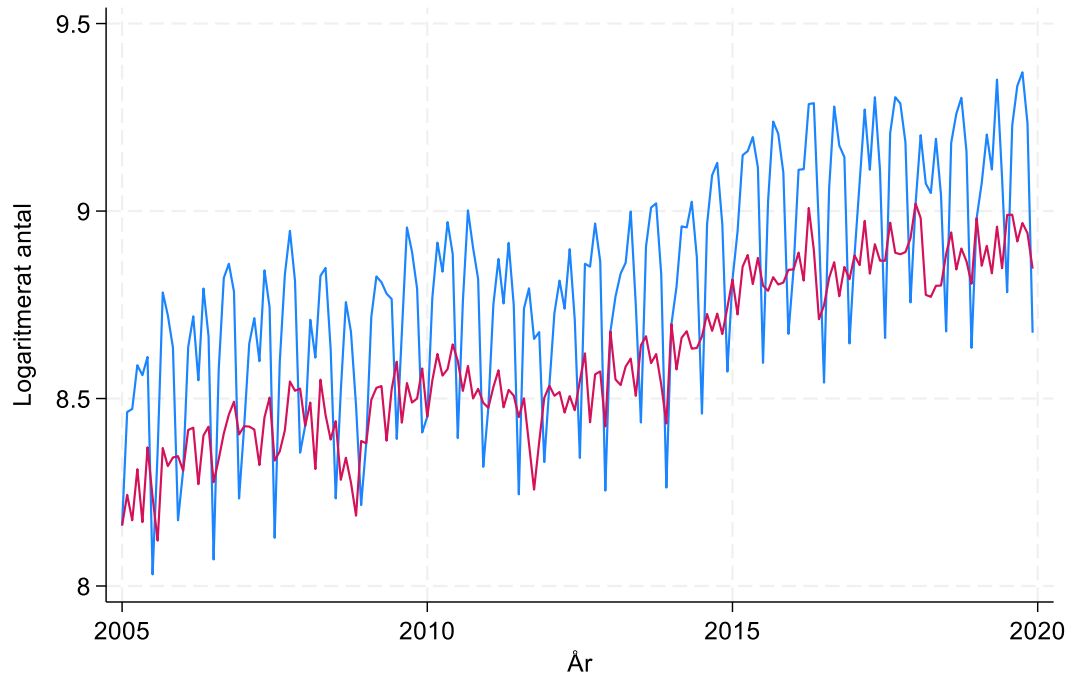
Datan om bostadsmarknaden innefattar aggregerat medelpris och antal sålda objekt för hela riket på månadsnivå under perioden 2005–2023, med bostadsrätter och villor separat. I denna data är extremvärden bortgallrade av Svensk Mäklarstatistik enligt deras grundvillkor (Svensk Mäklarstatistik, u.å.). Den ursprungliga datan består av 227 observationer men för att matcha datan över de penningpolitiska chockerna har observationerna efter februari 2019 utelämnats. Den första inkluderade månaden för bostadsförsäljning är januari 2005 och den sista februari 2019, vilket summerar det slutgiltiga antalet observationer till 170. De två första månaderna av 2019 inkluderas då det sker en chock i december 2018 som vi önskar ha med i analysen. Som visas i Figur 4–7 är bostadsförsäljningar starkt påverkade av säsongsvariationer, representerat av den blåa linjen, och vi har valt att säsongrensa data för att undvika att säsongsvariationer påverkar våra resultat. Genom att ta bort säsongsbetonad variation kan vi bättre identifiera och analysera samband som inte är relaterade till årstidsvariationer. Vi har använt januari som basmånad och den säsongrensade datan representeras av den röda linjen i figurerna.



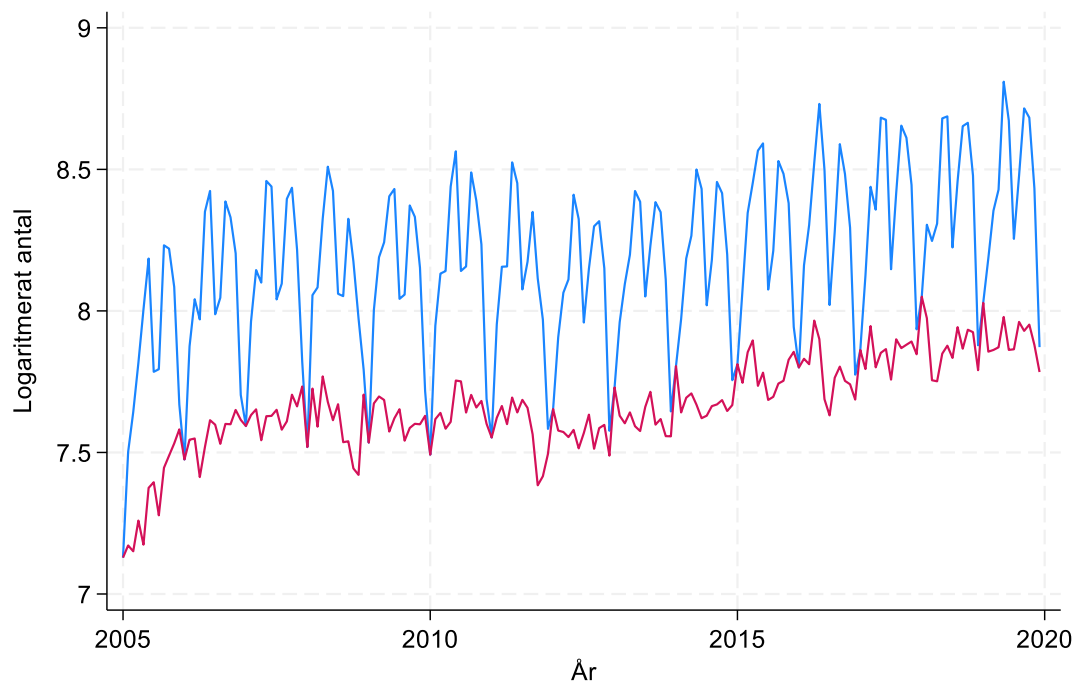
Figur 3: Priset på sålda bostadsrätter i riket varje månad under tidsperioden. Datan är logaritmerad. Blå linje är innan säsongrensning och röd linje efter.



Figur 4: Priset på sålda villor i riket varje månad under tidsperioden. Datan är logaritmerad. Blå linje är innan säsongrensning och röd linje efter.



Figur 5: Antal sålda bostadsrätter i riket varje månad under tidsperioden. Datan är logaritmerad. Blå linje är innan säsongrensning och röd linje efter.



Figur 6: Antal sålda villor i riket varje månad under tidsperioden. Datan är logaritmerad. Blå linje är innan säsongrensning och röd linje efter.

Chockdata

Data om penningpolitiska chocker har hämtats från Amberg m.fl. (2022). Det ursprungliga datasetet innehåller 192 observationer månadsvis från 2003 till 2018. En liten del av chockdatan har utelämnats för att matcha datan över bostadsförsäljningar som startar 2005. Den första observationen som inkluderas i studien är maj 2005 och den sista december 2018, vilket innebär att 164 observationer används. Januari 2005 inkluderas inte eftersom vi vill jämföra förändringar i pris från månaden innan en chock och det finns inte data på bostadspris i december 2004. Månaderna februari till april 2005 inkluderas inte då en av våra kontrollvariabler är tidigare förändring på tre månader och återigen finns inte data innan januari 2005.

De penningpolitiska chockerna har konstruerats av Amberg m.fl. (2022) enligt en högfrekvent identifieringsmetod som tidigare använts i litteraturen (se Gertler och Karadi, 2015; Nakamura och Steinsson, 2018). Chockerna definieras som förändringar i avkastningen på en månads svenska statsobligationer de dagar som Riksbanken meddelar penningpolitiska beslut. Tanken är att dessa har en sådan kort duration att det endast är marknadens förväntningar på styrräntan som reflekteras i marknadsräntan och inte annan information om ekonomin, såsom konjunkturläge eller inflationsnivå. Om det penningpolitiska beslutet är i linje med marknadens förväntningar är det redan inprisat och marknadsräntan kommer inte att förändras när beslutet meddelas. Om policybeslutet däremot skiljer sig från marknadens förväntan, kommer statsobligationen omedelbart att prisas om, och förändringen i marknadsräntan är det som representeras som en chock i datan. En positiv chock innebär således att räntan höjdes mer än vad marknaden förväntat sig eller inte sänktes lika mycket som förväntat, medan en negativ chock innebär att räntan sänktes mer eller inte höjdes lika mycket som förväntat.

Chockerna justeras sedan för informationseffekter enligt Jarociński och Karadi (2020). Det betyder att de observationer där avkastningen på aktiemarknaden samma dag rör sig i samma riktning som chocken i marknadsräntan sätts till noll. Denna metod kontrollerar för endogenitet, det vill säga att Riksbanken och aktiemarknaden reagerar på samma information. I sådana fall bedöms policybeslutet vara en reaktion på ekonomin snarare än en chock. Datat över de penningpolitiska chockerna visualiseras månadsvis från 2005 till 2018 i Figur 7.



Figur 7: De penningpolitiska chockerna på y-axeln är i procentenheter (Amberg m.fl., 2022).

3.2 Variabelförklaringar

Medelpris bostadsrätter: Variabeln anger det genomsnittliga priset för sålda bostadsrätter för varje månad i riket under tidsperioden. Variabeln är logaritmerad för att kunna jämföra den relativa förändringen samt säsongrensad med januari som bas.

Medelpris villa: Variabeln anger det genomsnittliga priset för sålda villor för varje månad i riket under tidsperioden. Variabeln är logaritmerad för att kunna jämföra den relativa förändringen samt säsongrensad med januari som bas.

Antal sålda bostadsrätter: Variabeln anger det genomsnittliga antalet sålda bostadsrätter för varje månad i riket under tidsperioden. Variabeln är logaritmerad för att kunna jämföra den relativa förändringen samt säsongrensad med januari som bas.

Antal sålda villor: Variabeln anger det genomsnittliga antalet sålda villor för varje månad i riket under tidsperioden. Variabeln är logaritmerad för att kunna jämföra den relativa förändringen samt säsongrensad med januari som bas.

Penningpolitisk chock: Variabeln anger förändringen i avkastningen på en månads svenska statsobligationer och speglar skillnaden mellan den ränta som marknaden förväntade sig och den räntan som Riksbanken beslutade om. Chocker de dagar som avkastningen på aktiemarknaden rörde sig i samma riktning som marknadsräntan är satta till noll.

Arbetslöshet: Variabeln arbetslöshet avser den andel av arbetskraften som inte har ett arbete mellan åldrarna 15–74 och är hämtad för perioden januari 2005 till februari 2019. Datan är hämtad från SCB (2024) och är säsongrensad.

3.3 Metod

Empirisk specifikation

För att undersöka hur stor effekt ränteförändringar har på bostadspriser och antalet sålda bostäder genomförs en kvantitativ analys med hjälp av regressionsanalyser och minsta kvadratmetoden. Bostadsrätter och villor analyseras separat för att jämföra eventuella skillnader mellan dessa boendeformer. Fyra huvudregressioner utförs: en för förändring i pris på bostadsrätter, en för förändring i pris på villor, en för förändring i antalet sålda bostadsrätter och en för förändring i antalet sålda villor.

Regressionsmodellen för priset förändring ser ut som följande,

$$d3 \ln P_t = \alpha + \beta Shock_{t-2} + \gamma d3 \ln P_{t-3} + \gamma du_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

där $d3 \ln P$ är logaritmerad priset förändring på tre månader, t är månad och år, $Shock$ är den penningpolitiska chocken, du är förändring i arbetslöshet på tre månader och ε är feltermen.

Priset förändringen på tre månader definieras som,

$$d3 \ln P_t = \ln P_t - \ln P_{t-3}, \quad (2)$$

och är vår beroende variabel. Denna variabel representerar förändringen i medelpris två månader efter en penningpolitisk chock från månaden innan chocken. Till exempel om en

chock inträffar i maj 2005 jämförs medelpriset i juli med medelpriset i april. Vi antar att det finns en viss eftersläpning i hur snabbt bostadspriserna reagerar på en ränteförändring och att två månader är en rimlig tidsram för att denna effekt ska reflekteras i priset.

Regressionsmodellen för förändring i antalet sålda bostäder ser ut som följande,

$$d3 \ln V_t = \alpha + \beta Shock_{t-2} + \gamma d3 \ln V_{t-3} + \gamma du_t + \varepsilon_t, \quad (3)$$

där $d3 \ln V$ är logaritmerad volymförändring på tre månader. De andra variablerna följer samma form som regressionen för prisförändring.

Volymförändringen över tre månader definieras som,

$$d3 \ln V_t = \ln V_t - \ln V_{t-3}, \quad (4)$$

och är den beroende variabeln i denna regression. Vi har valt samma tidsperiod som prisförändringen för att kunna jämföra resultaten, även om man kan tänka sig att en ränteförändring kan ha en snabbare effekt på antalet sålda bostäder.

Det finns ett problem när man ska skatta effekter av ränteförändringar på en variabel och det är risken att de båda reagerar på samma information, vilket skulle försvåra att fastställa ett kausalt samband. I vår studie så skulle till exempel inflation kunna både öka bostadspriserna och leda till att Riksbanken höjer styrräntan. För att hantera detta använder vi en serie av penningpolitiska chocker, skapad av Amberg m.fl. (2022), för att minska risken för att utelämnade variabler påverkar regressionernas utfall. Chockserien reflekterar det oväntade i räntebeslutet som skiljer sig från det marknaden förväntade sig och kan därmed användas för att skatta ett kausalt samband mellan ränteförändringar och andra variabler. Denna chockserie används som vår förklarande variabel, *Shock*, i stället för den absoluta förändringen i styrräntan för att undvika kausalitetsproblem och för att med bättre precision identifiera effekter av ränteförändringar.

En alternativ metod som ofta används i andra studier för att skatta effekter av ränteförändringar är en strukturell VAR-modell (vektor-autoregression) för att analysera

kausala samband mellan ekonomiska tidsseriedata. VAR-modeller beskriver varje variabel som en funktion av tidigare värden av sig själv och tidigare värden av andra variabler i modellen. Detta gör att man får en förståelse för hur variablerna påverkar varandra över tid (Stock och Watson, 2020). Eftersom vi analyserar mer kortsiktiga effekter med ett begränsat antal variabler, passar en linjär regression bättre för vår studie.

Kontrollvariabler

Valet att använda penningpolitiska chocker baseras på att det då inte finns någon utelämnad variabel som påverkar resultatet av regressionen. Vi har ändå valt att inkludera två kontrollvariabler: tidigare förändring i pris respektive volym samt en konjunkturvariabel. Tanken är att skattningen av koefficienten inte förväntas ändras med dessa men att standardfelet minskar och precisionen av skattningen förbättras. Regressionen utförs först utan kontrollvariabler och kontrollvariablerna inkluderas sedan successivt.

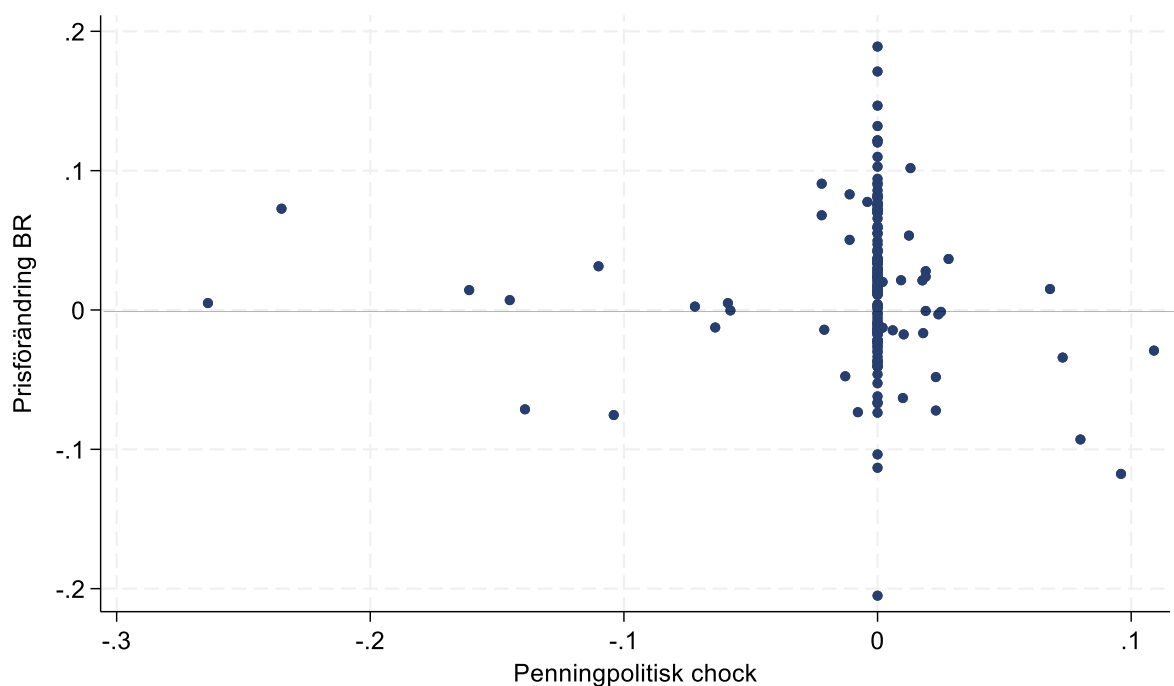
Kontrollvariabeln tidigare förändring i pris respektive volym definieras enligt tidigare formel men avser här förändringen i den tre månaders tidigare perioden. Om vi skattar prisförändringen mellan juli och april används prisförändringen mellan april och januari som kontrollvariabel. Den fångar upp den allmänna trenden i priset respektive volymen samt att variablerna trendar uppåt mer vissa perioder genom att hålla den tidigare förändringen konstant i regressionen. Den kan också fånga en återgång till trend, till exempel att en stor uppgång följs av en svagare utveckling.

Konjunkturen kontrolleras för genom arbetslöshet, definierad som den del av arbetskraften som inte har anställning. Vid högkonjunktur minskar arbetslösheten och bostadspriserna stiger, medan vid lågkonjunktur ökar arbetslösheten och bostadspriserna sjunker. Arbetslösheten definieras som förändringen i arbetslöshet under samma period som vi jämför prisförändringen enligt,

$$du_t = u_t - u_{t-3} \tag{5}$$

4. Resultat

4.1 Priset på bostadsrätter



Figur 8: Spridningsdiagram med penningpolitiska chocker på x-axeln och prisförändringar på bostadsrätter på y-axeln.

I diagrammet ses en svag negativ relation mellan penningpolitiska chocker och prisförändringar på bostadsrätter. Det innebär att en räntehöjning leder till en prisnedgång. De flesta punkterna är koncentrerade vid punkten 0 på x-axeln vilket betyder att det den tidsperioden inte skedde någon penningpolitisk chock men trots det så har det i många fall ändå skett en prisförändring. Det finns några tydliga outliers som driver resultatet. Utan observationen näst längst till vänster som visar en negativ penningpolitisk chock och en positiv prisförändring, samt de två observationerna närmast det nedre högra hörnet där en positiv chock sammanfaller med ett prisfall, är det svårare att urskilja en tydlig relation mellan variablerna.

Observationen med en penningpolitisk chock på $-0,235$ och en prisförändring på $0,07$ är från april 2009. I februari 2009 sänkte Riksbanken räntan med 1 procentenhet, från 2 procent till 1 procent, vilket resulterar i den negativa chocken i april (Riksbanken, 2009).

Observationerna med penningpolitiska chocker på 0,08 och 0,096 samt prisförändringar på -0,09 och -0,11 inträffade i september och november 2008. I juli 2008 höjdes räntan med 0,25 procentenheter till 4,5 procent, vilket ledde till den positiva chocken i september. I september höjdes den återigen med 0,25 procentenheter vilket resulterade i den positiva chocken i november (Riksbanken 2008a; Riksbanken 2008b). Den amerikanska banken Lehman Brothers gick i konkurs i september 2008, innan det penningpolitiska beslutet, och utlöste finanskrisen. Det kan också ha påverkat bostadspriserna i november. Det är viktigt att notera att dessa observationer kan ha påverkats av andra händelser under finanskrisen.

Tabell 2: Regressionstabell för prisförändringar på bostadsrätter

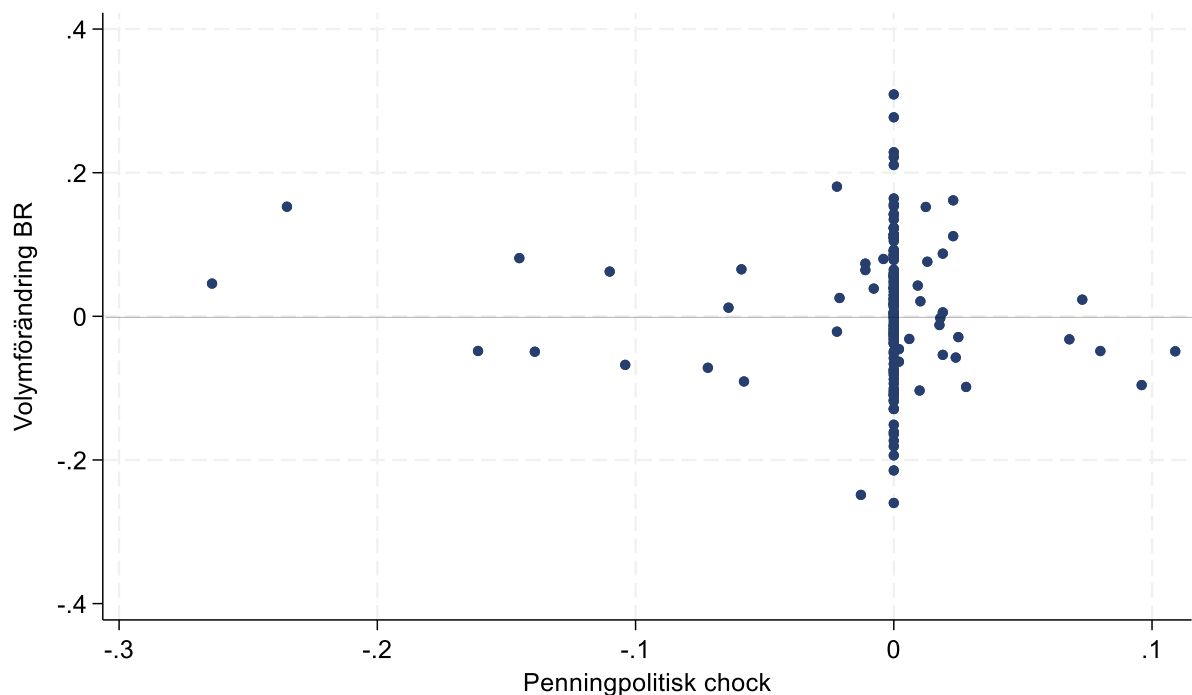
	(1)	(2)	(3)
	Prisförändring BR	Prisförändring BR	Prisförändring BR
Penningpolitisk chock	-0,0764	-0,128	-0,130
	(0,100)	(0,115)	(0,118)
Tidigare förändring		-0,266**	-0,270**
		(0,0834)	(0,0827)
Förändring arbetslöshet			-0,00985
			(0,0265)
Konstant	0,0156***	0,0198***	0,0197***
	(0,00449)	(0,00473)	(0,00495)
<i>Observationer</i>	164	164	164
<i>R²</i>	0,003	0,074	0,075

Standardfel inom parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Resultatet av regressionen visar en negativ relation mellan penningpolitiska chocker och prisförändringar på bostadsrätter. En räntehöjning på 1 procentenhet leder initialt till en prisminskning på cirka 7 procent, men resultatet är inte statistiskt signifikant. Med tillägg av kontrollvariabler för tidigare prisförändring och arbetslöshet ökar prisminskningen till cirka 13 procent. Kontrollvariabeln för arbetslöshet påverkar inte resultatet medan tidigare prisförändring har en signifikant effekt. Det överensstämmer med metodvalet att chockerna ska säkerställa att andra makroekonomiska variabler inte påverkar estimatet. Det verkar även ske en återgång till trend för effekten av tidigare prisförändring.

4.2 Antalet sålda bostadsrätter



Figur 9: Spridningsdiagram med penningpolitiska chocker på x-axeln och förändring i antalet sålda bostadsrätter på y-axeln.

Diagrammet visar en något tydligare negativ relation mellan penningpolitiska chocker och förändring i antalet sålda bostadsrätter än för prisförändringar på bostadsrätter. Majoriteten av observationerna är samlade vid nollpunkten för penningpolitiska chocker, men antalet sålda bostadsrätter varierar ändå. Det är flera observationer som driver skattningen där de största är de två outliers längst till vänster. De innebär en penningpolitisk chock på -0,235 och -0,264 samt en ökning av antalet sålda med 0,15 och 0,045. Dessa sker i april 2009 och september 2014. I februari 2009 sänktes räntan med en procentenhet, från 2 procent till 1 procent, och i juli 2014 sänktes den med 0,5 procentenheter, från 0,75 till 0,25 procent. Chockerna är ganska stora vilket innebär att marknaden inte förväntade sig en sådan stor sänkning. Den sänkningen genomfördes på grund av lägre än förväntad inflation (Riksbanken, 2014).

Tabell 3: Regressionstabell för förändring i antal sålda bostadsrätter

	(1)	(2)	(3)
	Förändring antal sålda BR	Förändring antal sålda BR	Förändring antal sålda BR
Penningpolitisk chock	-0,177 (0,134)	-0,284 (0,160)	-0,278 (0,153)
Tidigare förändring		-0,402*** (0,0714)	-0,401*** (0,0716)
Förändring arbetslöshet			0,0324 (0,0361)
Konstant	0,0100 (0,00753)	0,0145* (0,00705)	0,0152* (0,00730)
<i>Observationer</i>	164	164	164
<i>R²</i>	0,006	0,171	0,177

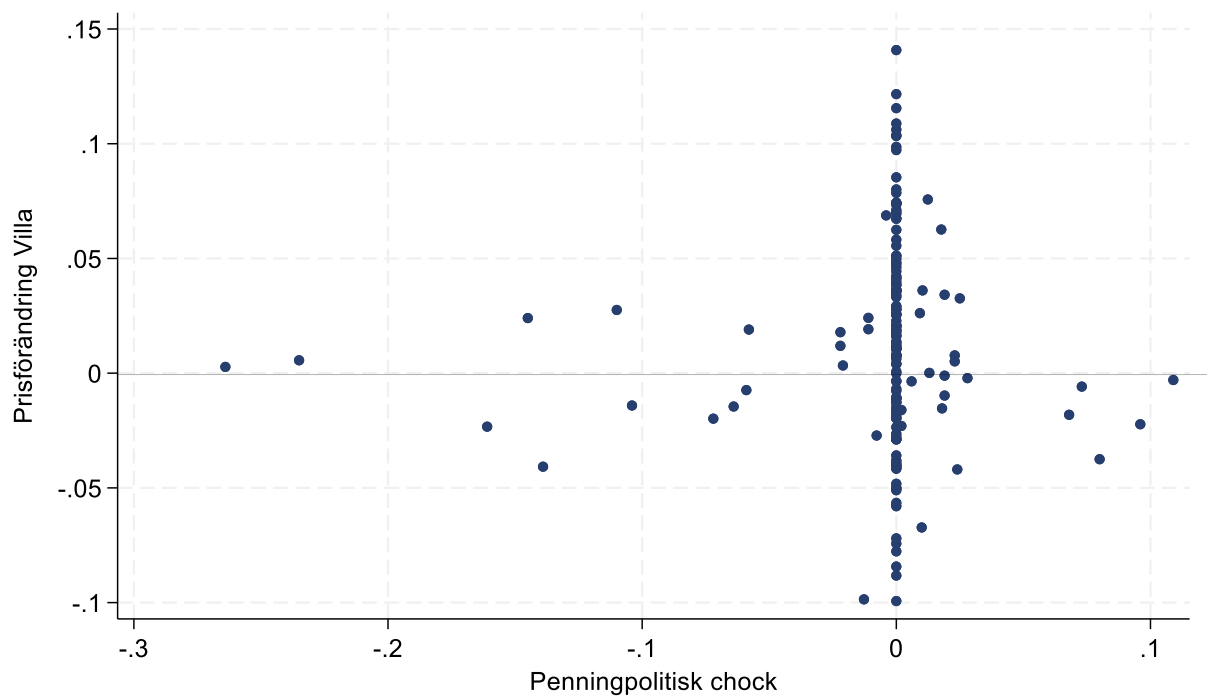
Standardfel inom parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Regressionen visar en negativ relation mellan penningpolitiska chocker och förändring i antal sålda bostadsrätter. En räntehöjning på 1 procentenhet leder initialt till en minskning av antalet sålda bostadsrätter med 17 procent, men resultatet är inte statistisk signifikant.

Inkluderingen av kontrollvariabeln tidigare förändring i volym är statistiskt signifikant och ökar minskningen till 28 procent, medan kontrollen för konjunkturläget inte har en stor effekt.

4.3 Priset på villor



Figur 10: Spridningsdiagram med penningpolitiska chocker på x-axeln och prisförändringar på villor på y-axeln.

I diagrammet över förändringen i pris på villor är det svårt att se en tydlig relation mellan variablerna, men den kan tänkas vara mycket svagt negativ. Trots penningpolitiska chocker är prisförändringarna små.

Tabell 4: Regressionstabell för prisförändringar på villor

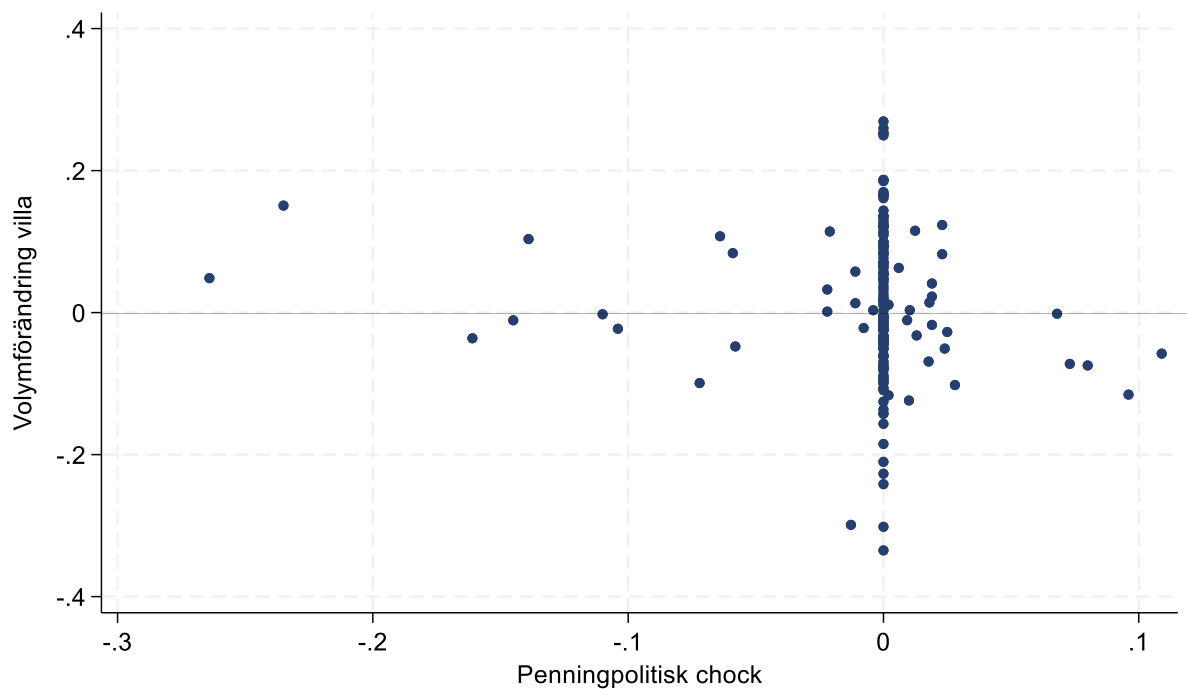
	(1)	(2)	(3)
	Prisförändring villor	Prisförändring villor	Prisförändring villor
Penningpolitisk chock	0,0329	-0,0454	-0,0450
	(0,0455)	(0,0696)	(0,0696)
Tidigare förändring		-0,425***	-0,424***
		(0,0737)	(0,0726)
Förändring arbetslöshet			0,00185
			(0,0162)
Konstant	0,0123***	0,0171***	0,0172***
	(0,00362)	(0,00346)	(0,00358)
<i>Observationer</i>	164	164	164
<i>R</i> ²	0,001	0,177	0,177

Standardfel inom parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Resultatet av regressionen med kontrollvariabler visar en svag negativ relation mellan penningpolitiska chocker och prisförändringar på villor. En räntehöjning på 1 procentenhet leder initialt till en prisökning med ungefär 3 procent, men vid inkludering av kontrollvariabler byter effekten riktning och resultatet blir en prisminskning på 4,5 procent. Inget av huvudresultatet är statistiskt signifikanta. Återigen är det tidigare prisförändringar som påverkar resultatet.

4.4 Antalet sålda villor



Figur 11: Spridningsdiagram med penningpolitiska chocker på x-axeln och förändring i antalet sålda villor på y-axeln.

Diagrammet visar en svag negativ relation mellan penningpolitiska chocker och förändring i antalet sålda villor. Det är främst de två observationerna längst till vänster, med negativa penningpolitiska chocker och positiv förändring av antalet sålda, som driver lutningen. Dessa observationer inträffade i april 2009 och september 2014 och innebär chocker på -0,235 och -0,264 samt förändringar i antalet sålda med 0,15 och 0,049.

Tabell 5: Regressionstabell för förändring i antal sålda villor

	(1)	(2)	(3)
	Förändring antal sålda villor	Förändring antal sålda villor	Förändring antal sålda villor
Penningpolitisk chock	-0,274* (0,126)	-0,337* (0,145)	-0,342* (0,154)
Tidigare förändring		-0,346*** (0,0718)	-0,352*** (0,0703)
Förändring arbetslöshet			-0,0280 (0,0357)
Konstant	0,0100 (0,00841)	0,0145 (0,00792)	0,0139 (0,00803)
<i>Observationer</i>	164	164	164
<i>R</i> ²	0,011	0,133	0,136

Standardfel inom parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Resultatet av regressionen är en starkt negativ relation mellan penningpolitiska chocker och förändring i antalet sålda villor och är statistiskt signifikant på 5 procent. En räntehöjning 1 procentenhet leder först till en minskning av antalet sålda villor med cirka 27 procent och efter inkludering av kontrollvariabeln tidigare förändring i volym ökar minskningen till cirka 34 procent.

5. Känslighetsanalys

Vi har genomfört en analys för att undersöka effekten av penningpolitiska chocker på förändringar i pris och antalet sålda bostäder. Våra regressioner visar att penningpolitiska chocker generellt inte har en statistiskt signifikant effekt på vare sig priser och volymer, med undantag för antalet sålda villor, där vi observerar en statistisk signifikans på 5 procent. För att bedöma styrkan i våra resultat utför vi en känslighetsanalys. Denna analys syftar till att undersöka om resultaten förändras när vi analyserar andra tidshorisonter. Specifikt undersöker vi förändringar en månad och sex månader efter en penningpolitisk chock, jämfört med de tidigare analyserna som fokuserade på två månader. Vi använder samma modell men modifierar tidsperioden enligt,

$$d2 \ln P_t = \alpha + \beta Shock_{t-1} + \gamma d2 \ln P_{t-2} + \gamma du_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$d6 \ln P_t = \alpha + \beta Shock_{t-5} + \gamma d6 \ln P_{t-6} + \gamma du_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

för prisförändringar. Ekvation (7) representerar förändringen en månad efter chocken och ekvation (8) sex månader efter chocken. Kontrollvariablerna inkluderar den tidigare prisförändringen för två respektive sex månader och förändringen i arbetslöshet på två respektive sex månader. För volymförändringar är modellen,

$$d2 \ln V_t = \alpha + \beta Shock_{t-1} + \gamma d2 \ln V_{t-2} + \gamma du_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$d6 \ln V_t = \alpha + \beta Shock_{t-5} + \gamma d6 \ln V_{t-6} + \gamma du_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

där kontrollvariablerna specificeras på samma sätt som tidigare.

Priset på bostadsrätter

Tabell 6: Regressionstabell för prisförändringar på bostadsrätter på andra horisonter

	(1)	(2)
	Prisförändring BR 1 månad	Prisförändring BR 6 månader
Penningpolitisk chock	-0,0391 (0,0714)	-0,0552 (0,0875)
Tidigare prisförändring	-0,190* (0,0803)	-0,387*** (0,0815)
Förändring arbetslöshet	0,000984 (0,0463)	-0,0221 (0,0145)
Konstant	0,00653* (0,00310)	0,0439*** (0,00638)
<i>Observationer</i>	167	161
<i>R²</i>	0,037	0,142

Standardfel inom parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Den första regressionen, som undersöker effekten på 1 månad, visar att effekten av en räntehöjning på 1 procentenhet leder till en minskning av priset på bostadsrätter med cirka 4 procent. Vid en sexmånaders horisont är effekten en minskning av priset med 5,5 procent. Detta resultat kan jämföras med vår tidigare analys där vi observerade en minskning av priset med 13 procent två månader efter en penningpolitisk chock. Effekten på priset på bostadsrätter är avtagande enligt detta resultat.

Antalet sålda bostadsrätter

Tabell 7: Regressionstabell för volymförändringar på bostadsrätter på andra horisonter

	(1)	(2)
	Förändring antal sålda BR 1 månad	Förändring antal sålda BR 6 månader
Penningpolitisk chock	-0,180 (0,101)	-0,381* (0,177)
Tidigare förändring	-0,452*** (0,0709)	-0,433*** (0,0651)
Förändring arbetslöshet	0,0560 (0,0910)	0,0161 (0,0191)
Konstant	0,00565 (0,00685)	0,0317*** (0,00783)
<i>Observationer</i>	167	161
<i>R²</i>	0,205	0,218

Standardfel inom parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Efter en månad efter chocken är effekten av en räntehöjning på 1 procentenhet en minskning av antalet sålda bostadsrätter med 18 procent. Efter sex månader är effekten en minskning med 38 procent. Vår huvudregression visade en minskning med 28 procent. Förändringen efter sex månader är statistiskt signifikant på 5 procentsnivån. Effekten förstärks efter tid enligt resultaten.

Priset på villor

Tabell 8: Regressionstabell för prisförändringar på villor på andra horisonter

	(1) Prisförändring villa 1 månad	(2) Prisförändring villa 6 månader
Penningpolitisk chock	-0,0973*	-0,0310
	(0,0487)	(0,0665)
Tidigare förändring	-0,247***	-0,568***
	(0,0642)	(0,0645)
Förändring arbetslöshet	0,00588	-0,00710
	(0,0318)	(0,00817)
Konstant	0,00486	0,0378***
	(0,00272)	(0,00371)
<i>Observationer</i>	167	161
<i>R²</i>	0,077	0,321

Standardfel inom parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Effekten av en räntehöjning på 1 procentenhet leder en månad efter chocken till en minskning av priset på villor med 9,7 procent, vilket är statistisk signifikant på 5 procentsnivån. Efter sex månader är effekten en prisminskning med 3,1 procent. Jämfört med vårt tidigare resultat, som visade en minskning med 4,5 procent två månader efter chocken, verkar effekten vara gradvis avtagande med den största minskningen som sker en månad efter chocken.

Antalet sålda villor

Tabell 9: Regressionstabell för volymförändringar på villor på andra horisonter

	(1)	(2)
	Förändring antal sålda villor 1 månad	Förändring antal sålda villor 6 månader
Penningpolitisk chock	-0,288** (0,102)	-0,0783 (0,132)
Tidigare förändring	-0,424*** (0,0659)	-0,563*** (0,0644)
Förändring arbetslöshet	-0,0150 (0,0937)	-0,0514** (0,0172)
Konstant	0,00528 (0,00702)	0,0285*** (0,00754)
<i>Observationer</i>	167	161
<i>R²</i>	0,183	0,339

Standardfel inom parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

En månad efter en räntehöjning på 1 procentenhet minskar antalet sålda villor med cirka 29 procent, vilket är statistiskt signifikant på 1 procentsnivån. Sex månader efter höjningen minskar antalet med 7,8 procent. Vår ursprungliga regression visade en minskning med 34 procent två månader efter höjningen.

I Tabell 10 redovisar vi resultaten för alla tidshorisonter som har testats och jämför vår ursprungliga regression över 3 månader med vår känslighetsanalys över 1 månad och 6 månader.

Tabell 10: Resultat sammanfattade

Variabel	1 månad	3 månader	6 månader
Pris bostadsrätter	-3,9 %	-13 %	-5,5 %
Antal sålda bostadsrätter	-18 %	-28 %	-38 %
Pris villor	-9,7 %	-4,5 %	-3,1 %
Antal sålda villor	-29 % **	-34 % *	-7,8 %

Not: Resultat avser en räntehöjning på 1 procentenhet.

** $p < 0.05$, ** $p < 0.01$*

Resultaten från känslighetsanalysen, där vi testar effekten av ränteförändringar på pris och volym över olika tidshorisonter, kan sammanfattas på följande sätt: En månad efter en räntehöjning på 1 procentenhet minskar priset på bostadsrätter med 3,9 procent och på villor med 9,7 procent. Samtidigt minskar antalet sålda bostadsrätter med 18 procent och antalet sålda villor med 29 procent. Efter 6 månader minskar priset på bostadsrätter med 5,5 procent och på villor med 3,1 procent. Antalet sålda bostadsrätter minskar då med 38 procent och antalet villor minskar med 7,8 procent.

Vad gäller priserna på bostadsrätter och antalet sålda villor verkar effekten inte nå sin högsta nivå efter 1 månad men tenderar också att avta efter 6 månader. Å andra sidan tyder resultaten på att effekten på priserna för villor är mest påtagligt efter 1 månad för att sedan avta, medan effekten på antalet sålda bostadsrätter verkar ha störst påverkan efter 6 månader. Enligt Hort (2000) påverkar oväntade förändringar i bolåneräntor först antalet sålda objekt och sedan priserna, eftersom säljare tenderar att reagera långsammare på marknadsförändringar än köpare. Detta mönster är inte tydligt i vår analys, vilket kan bero på att det tar en viss tid innan bolåneräntorna reagerar och anpassar sig efter förändringar i styrräntan.

6. Kan räntan förklara prisuppgången?

Ett syfte med uppsatsen är att, utifrån de skattningar vi gjort, försöka beskriva i vilken mån som räntesänkningarna under 2000-talet kan ha bidragit till de stora prisökningar som skett på bostadsmarknaden.

Mellan 2005 och 2021 skedde räntesänkningar på sammanlagt 2 procentenheter. I januari 2005 låg styrräntan på 2 procent och i december 2021 hade den sjunkit till 0 (se Figur 1). Enligt våra skattningar leder en ränteförändring på 1 procentenhet till en förändring i priset på bostadsrätter med 13 procent och en förändring i priset på villor med 4,5 procent.

En räntesänkning med 2 procentenheter borde således enligt våra skattningar ha följande effekt på priserna,

$2 \times 13 = 26$ procent för bostadsrätter

$2 \times 4,5 = 9$ procent för villor

Detta innebär att priset på bostadsrätter förväntas öka med ungefär 26 procent och priset på villor med cirka 9 procent till följd av en sådan räntesänkning.

Under samma period steg priset på bostadsrätter med ungefär 133 procent och priset på villor med ungefär 152 procent i reala termer. Det överstiger betydligt våra skattningar, vilket indikerar att även om ränteförändringar påverkar bostadspriser, är det andra faktorer som har en större inverkan, såsom befolkningsökning och ökade realinkomster. Ränteförändringar kan förklara 20 procent av prisökningarna för bostadsrätter och endast 6 procent för villor.

En viktig begränsning i denna beräkning är att vi antar att sambandet mellan räntan och bostadspriser är linjärt. Detta är sannolikt inte helt korrekt, särskilt när räntan närmar sig noll. Enligt vår teoretiska beräkning ökade effekten av en räntesänkning på 3 procentenheter priset med 300 procent, vilket tyder på att sambandet inte är linjärt. Dessutom är våra skattningar baserade på en direkt effekt på bostadspriserna två månader efter en chock. Som framgår i känslighetsanalysen är den beräknade effekten mindre på längre sikt, vilket är svårt att förklara.

7. Diskussion och slutsats

Syftet med uppsatsen har varit att undersöka effekten av styrräntan på priset på bostäder och på antalet sålda bostäder på den svenska bostadsmarknaden. Detta har genomförts genom regressionsanalyser, där förändringar över tre månader i både pris och volym har använts som beroende variabler och penningpolitiska chocker som förklarande variabel. Fyra huvudsakliga regressioner har skattats: en för priset på bostadsrätter, en för priset på villor, en för antalet sålda bostadsrätter och en för antalet sålda villor. Genom att använda penningpolitiska chocker istället för ränteförändringar säkerställer metoden att förändringar i pris och volym inte påverkas av andra faktorer än de penningpolitiska besluten.

Våra resultat visar att en räntehöjning på 1 procentenhet två månader efter chocken leder till en minskning av priset på bostadsrätter med 13 procent och på villor med 4,5 procent, samt en minskning av antalet sålda bostadsrätter med 28 procent och antalet sålda villor med 34 procent, jämfört med månaden innan chocken. Endast förändringen i antalet sålda villor är statistiskt signifikant på 5 procentsnivån, vilket innebär att sambandet mellan variablerna inte kan bedömas vara slumpmässigt. Vår förklaringsgrad, R²-värde, ligger mellan 0,075 och 0,177, vilket är lågt men förväntat. Vi förväntar oss inte att oväntade ränteförändringar ensamt ska kunna förklara hela förändringen i pris eller volym, utan att det finns många andra faktorer som spelar roll.

Det är främst två observationer som i flera av regressionerna driver skattningen. Det är april 2009 (chock i februari 2009) och september 2014 (chock i juli 2014). Dessa händelser är de största chockerna i vår data på -0,235 och -0,264. Chocken 2009 var relaterad till finanskrisen och oro för en djup nedgång i konjunkturen, medan chocken 2014 grundade sig i en stark konjunktur och låg inflation. Det är även observationer som sker kring finanskrisen som främst driver resultatet för förändring i priset på bostadsrätter vilket kan innebära en risk att det är andra händelser som påverkar de observationerna och därmed resultatet.

Våra resultat ligger i linje med den formel för bostadspriser vi presenterade i teorin. Formeln förutspådde att en räntehöjning på 1 procentenhet skulle leda till en minskning av priset med 33 procent. Även om våra resultat visar på en prisminskning, är den inte i samma omfattning. Tidigare studier, såsom Williams (2016) och Adra och Menassa (2022), visar också att en räntehöjning kan leda till prisminskningar på 6–9 procentenheter över längre tidsperioder.

Kuttner (2012) observerar att effekten på kort sikt är mellan 1–3 procentenheter, vilket bättre stämmer överens med våra resultat för priset på villor.

Med utgångspunkt i våra resultat försöker vi bedöma i vilken utsträckning räntesänkningar har bidragit till prisökningarna på den svenska bostadsmarknaden. Mellan 2005 och 2021 sjönk räntorna totalt med 2 procentenheter. Enligt våra beräkningar bör detta resultera i prisökningar på 26 procent för bostadsrätter och 9 procent för villor. Dessa ökningarna utgör endast en liten del av de faktiska prisökningarna under perioden. Våra beräkningar visar att ränteförändringarna endast kan förklara 20 respektive 6 procent av de observerade prisförändringarna, vilket indikerar att andra faktorer också spelar en betydande roll.

En viktig kanal genom vilken styrräntan påverkar ekonomin är bostadspriserna. Frågan är om Riksbanken bör beakta bostadspriser när de fattar beslut om penningpolitiken. Adam och Woodford (2018) argumenterar att en optimal penningpolitik, som tar hänsyn till potentiella avvikelser från förväntningar, kräver att centralbanken tar hänsyn till bostadsprisökningar. Detta skulle kunna minska risken för instabilitet och bubblor. En bubbla innebär en period med prisökningar följt av en krasch där priserna faller drastiskt (Cecchetti, 2005). Det är dock osannolikt att Sveriges bostadsmarknad står inför en sådan bubbla, då prisökningarna antas bero på fundamentala faktorer (Flam, 2016). Cecchetti (2005) påpekar att även om centralbanker inte har något val i att beakta bubblor i sin penningpolitik, är räntan inte rätt verktyg för att hantera dessa. Sammantaget bör centralbanker noga övervaka bostadsprisökningar som en del av sin penningpolitik, men använda andra verktyg för att reglera prisfluktuationer och säkerställa ekonomisk stabilitet.

Våra resultat är intressanta och stöds av både teori och tidigare forskning. En svaghet är dock att våra resultat saknar statistisk signifikans, vilket innebär att vi inte kan fastställa att sambanden mellan ränta och förändringar i pris och volym är statistiskt säkerställda.

En begränsning i vår studie är att dataomfånget endast täcker perioden 2005–2019. Antalet penningpolitiska chocker är också begränsat samt så sker det mycket annat under denna period som påverkar bostadspriser och kan ha påverkat resultaten. För att få ett säkrare resultat och en mer omfattande förståelse skulle det vara intressant att studera en längre tidsperiod med fler observationer vilket vi föreslår för framtida forskning. En liknande studie om cirka 10 år, som inkluderar de senaste årens pris- och ränteförändringar samt kunskap om

hur ekonomin stabiliseras efter pandemi-åren, skulle kunna ge en mer heltäckande bild av räntans effekt på bostadsmarknaden.

En annan begränsning är att vår analys endast fokuserar på riksnivå och inte tar hänsyn till geografiska variationer inom landet. Det är troligt att det finns regionala skillnader i bostadsmarknaden och att effekterna av ränteförändringar skiljer sig åt mellan olika regioner. Framtida studier skulle kunna vara givande genom att dela upp analyser efter olika geografiska områden.

Trots dessa begränsningar har vår studie styrkor, särskilt i de detaljerade regressionsmodellerna. Vi har inte bara undersökt prisförändringar utan även förändringar i antalet sålda bostäder, vilket ger en mer omfattande bild av hur ränteförändringar påverkar bostadsmarknaden. Användningen av logaritmerade mått för att jämföra procentuella förändringar har gjort vår analys noggrann, även över perioder med betydande ekonomiska händelser, såsom den globala finanskrisen 2008. Dessutom ökar tillförlitligheten i studien genom att vi använder källor som Svensk Mäklarstatistik.

Sammanfattningsvis visar våra regressioner att räntehöjningar tenderar att sänka bostadspriser och antalet sålda bostäder, men de flesta resultaten är inte statistiskt signifikanta. Detta tyder på att det finns andra faktorer som också har en betydande inverkan på bostadsmarknaden.

Källförteckning

Adam, Klaus och Woodford, Michael (2018). Leaning Against Housing Prices as Robustly Optimal Monetary Policy. *CFS Working Paper Series*, 601. Frankfurt: Goethe University. <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:hebis:30:3-473482%0A> [Hämtad 2024-05-17].

Amberg, Niklas, Jansson, Thomas, Klein, Mathias och Rogantini Picco, Anna (2022). Five Facts about the Distributional Income Effects of Monetary Policy Shocks. *American Economic Review: Insights*, 4(3), s. 289–304. DOI: 10.1257/aeri.20210262

Bjørnland, Hilde C och Jacobsen, Dag Henning (2010). The Role of House Prices in the Monetary Policy Transmission Mechanism in Small Open Economies. *Journal of Financial Stability*, 6(4), s. 218-229. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2010.02.001>.

Calza, Alessandro, Monacelli, Tommaso och Stracca, Livio (2009). *Housing Finance and Monetary Policy*. European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1069.pdf> [Hämtad 2024-05-14].

Cecchetti, Stephen G. (2005). *Asset Prices Bubbles and Inflation Targeting*. Waltham, Massachusetts: Brandeis University. <https://people.brandeis.edu/~cecchett/Polpdf/Polp33.pdf>

Ekonomifakta. *Bostadspriser*. Stockholm: Svenskt Näringsliv. <https://www.ekonomifakta.se/Fakta/makroekonomi/bostader/Bostadspriser/> [Hämtad 2024-04-11].

Eurostat (2024). *Housing price statistics - house price index*. https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Housing_price_statistics_-_house_price_index [Hämtad 2024-05-14].

Federal Reserve Bank of St. Louis (2024). *Zillow Home Value Index for All Homes Including Single-Family Residences, Condos, and CO-OPs in the United States of America*. <https://fred.stlouisfed.org/series/USAUCSFRCONDOSMSAMID> [Hämtad 2024-05-14].

Flam, Harry (2016). Har vi en bostadsbubbla? *Ekonomisk debatt*, 4/2016.

Fregert, Klas och Jonung, Lars (2018). *Makroekonomi: Teori, politik och institutioner*. 5. uppl. Lund: Studentlitteratur.

Friedman, Milton (1997). John Maynard Keynes. *FRB Richmond Economic Quarterly*, 83(2), s. 1-23.

https://www.richmondfed.org/publications/research/economic_quarterly/1997/spring/friedman

Gertler, Mark och Karadi, Peter (2015). Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), s. 44-76. DOI: 10.1257/mac.20130329

Gottfries, Nils (2013). *Macroeconomics*. London: Palgrave

Hort, Katinka (2000). Prices and Turnover in the Market for Owner-Occupied Homes. *Regional Science and Urban Economics*, 30(1), s. 99-119. DOI:

[https://doi.org/10.1016/S0166-0462\(99\)00028-9](https://doi.org/10.1016/S0166-0462(99)00028-9)

Jarociński, Marek och Karadi, Peter (2020). Deconstructing Monetary Policy Surprises - The Role of Information Shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12(2), s. 1-43. DOI: 10.1257/mac.20180090

Keynes, John Maynard (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Palgrave Macmillan.

Kuttner, Kenneth N. (2012). Low Interest Rates and Housing Bubbles: Still No Smoking Gun. *Department of Economics Working Papers*, 2012-01. Williamstown, Massachusetts: Williams College. <https://web.williams.edu/Economics/wp/Kuttner-smoking-gun.pdf> [Hämtad 2024-04-11].

Länsförsäkringar (2022). *Ny analys av bostadsmarknaden i Sverige under de senaste 20 åren visar: Långsammare uppgång senaste tio åren trots pandemirallyt*. Via TT.

<https://via.tt.se/pressmeddelande/3313888/ny-analys-av-bostadsmarknaden-i-sverige-under-de-senaste-20-aren-visar-langsammare-uppgang-senaste-tio-aren-trots-pandemirallyt?publisherId=3235722> [Hämtad: 2024-04-11].

Nakamura, Emi och Steinsson, Jón (2018). High-Frequency Identification of Monetary Non-Neutrality: The Information Effect. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(3), s. 1283–1330. DOI: 10.1093/qje/qjy004

Poterba, James M. (1984). Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 99(4), s. 729-752, doi:10.2307/1883123.

Prop. 2022/22:41. En ny riksbankslag. Stockholm: Finansdepartementet.

Riksbanken. *Styrränta, in- och utlåningsränta*. <https://www.riksbank.se/sv/statistik/rantor-och-valutakurser/styrranta-in--och-utlaningsranta/> [Hämtad 2024-04-11].

Riksbanken (u.å). *2015 - Negativ reporänta införs*. <https://www.riksbank.se/sv/om-riksbanken/historia/historisk-tidslinje/2000-2018/negativ-reporanta-infors/> [Hämtad 2024-04-11].

Riksbanken (2008a). *Reporäntan höjs 0,25 procentenheter till 4,5 procent* [pressmeddelande], 2009-07-03.

<https://archive.riksbank.se/sv/Webbarkiv/Publicerat/Pressmeddelanden/2008/Reporantan-hojs-025-procentenheter-till-45-procent/index.html> [Hämtad 2024-04-24].

Riksbanken (2008b). *Reporäntan höjs till 4,75 procent* [pressmeddelande], 2008-09-04.

<https://archive.riksbank.se/sv/Webbarkiv/Publicerat/Pressmeddelanden/2008/Reporantan-hojs-till-475-procent/index.html> [Hämtad 2024-04-24].

Riksbanken (2009). *Reporäntan sänks till 1 procent* [pressmeddelande], 2009-02-11.

<https://archive.riksbank.se/sv/Webbarkiv/Publicerat/Pressmeddelanden/2009/Reporantan-sanks-till-1-procent/index.html> [Hämtad 2024-04-24].

Riksbanken (2014). *Reporäntan sänks med en halv procentenhet till 0,25 procent* [pressmeddelande], 2014-07-03.
<https://archive.riksbank.se/sv/Webbarkiv/Publicerat/Pressmeddelanden/2014/Reporantan-sanks-med-en-halv-procentenhet-till-025-procent/index.html> [Hämtad 2024-04-24].

Samer, Adra och Menassa Elie (2022). The Fed's Dual Shocks and the Housing Market. *Economic Letters*, 218. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2022.110730>

SCB (u.å). *Konsumentprisindex (KPI) fastställda årsmedeltal, totalt, 1980=100. År 1980 - 2023*. Stockholm: Statistiska centralbyrån.
https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START__PR__PR0101__PR0101L/KPIFastAmed/table/tableViewLayout1/ [Hämtad: 2024-04-11].

SCB (2023). *Svenskar har höga skulder jämfört med andra européer*.
<https://www.scb.se/hitta-statistik/artiklar/2023/svenskar-har-hoga-skulder-jamfort-med-andra-europeer/> [Hämtad: 2024-05-15].

SCB (2024). *Arbetslöshetstalet*. Stockholm: Statistiska centralbyrån.
<https://www.scb.se/hitta-statistik/statistik-efter-amne/arbetsmarknad/arbetskraftsundersokningar/arbetskraftsundersokningarna-aku/pong/tabell-och-diagram/sasongrensade-data/tidsserie-over-arbetsloshetstalet-15-74-ar/> [Hämtad 2024-04-26].

SFS 2022:1586 Lag om Sveriges riksbank. Stockholm: Finansdepartementet.

Sjödin (2022). *Vägen till ett penningpolitiskt beslut*. Stockholm: Sveriges riksbank.
<https://www.riksbank.se/sv/press-och-publicerat/publikationer/ekonomiska-kommentarer/vagen-till-ett-penningpolitiskt-beslut-/sammanfattning/> [Hämtad 2024-04-16].

Stock, James H. och Watson, Mark W (2020). *Introduction to Econometrics*. 4 uppl. London: Pearson Education.

Svensk Mäklarstatistik (u.å). *Om statistiken*. <https://www.maklarstatistik.se/om-statistiken/> [Hämtad 2024-04-11].

Williams, John C. (2016). Measuring The Effects of Monetary Policy on House Prices and the Economy. *BIS Papers*, 88, s. 7-16. Bank for International Settlements. https://www.bis.org/publ/bppdf/bispap88_keynote.pdf [Hämtad 2024-04-11].