

Lunds universitet
Nationalekonomiska institutionen
Kandidatuppsats
2014-05-28
Handledare: Erik Norrman

Det är bara att låna och köpa

Välkommen på visning till ränteavdraget och bostadspriser

Adam Strandh
Daniel Modig

Sammanfattning

I denna uppsats undersöks hur räntan påverkar priset på bostäder på den svenska marknaden, och hur ett avskaffat ränteavdrag skulle påverka prisutvecklingen på lång sikt och på kort sikt. Teorin säger att bostadspriset styrs av en mängd olika faktorer och är trögrörligt vid förändringar av de förklarande faktorerna. Räntekostnader gör bostadsinvesteringar och bostadsinnehav dyrare och har ett negativt samband på priset.

I uppsatsens första del ges en beskrivning av bolånemarknaden och svenska hushålls lån och skuldsättning. Detta görs för att ge en bild av ränteavdragets omfattningen och betydelse för olika grupper, och för att kunna ge en mer detaljerad analys av hur ett avskaffat ränteavdrag skulle påverka bostadspriser och hushållens skuldsättning.

Metoden som används är ekonometrisk regression baserad på tidigare vedertagna metoder för undersökningar av bostadsmarknader. Dels undersöks ett långsiktigt linjärt samband mellan ränta och bostadspriset genom Engle-Grangers kointegrationstest, och dels konstrueras en modell som avser att beskriva prisdynamiken på kortare sikt. Datan är sekundärdata från SCB, Macrobond och Valueguard där ett månadsprisindex mellan åren 2005-2014 på bostadsrätter och småhus används som den förklarade variabeln. Som förklarande variabler används ränta, inkomst och finansiella tillgångar.

Resultaten visar att kointegrationstest för att skatta det långsiktiga sambandet mellan räntan och priset är olämplig för perioden vi har undersökt. Den kortsiktiga prissättningsmodellen visar att räntan har ett negativt samband på priset, men att förändringen i priset sker med en fördröjning. Detta resultat styrker teorin om att priser på bostadsmarknaden är trögrörliga.

Till skillnad från tidigare studier på svenska bostadsmarknaden inkluderas i denna undersökning bostadsrätter och underlaget består av månatlig data istället för kvartalsdata. Vi får således fler observationer att använda till ekonometrisk analys och kan undersöka dynamiken på en allt snabbare bostadsmarknad.

Nyckelord: Bostadspriser, Bolåneränta, Bostadsmarknad, Hushållens skuldsättning

Abstract

In this paper we examine how interest rates affect the price of housing in the Swedish market, and how an interest deduction removal would affect prices in both the long and short run. The cost of interest makes it both harder to invest in and to own real estate. It also has a negative correlation to housing prices.

The first part of the paper provides a general description of the mortgage market and how Swedish households are indebted. This is done to provide a clear picture on how important an interest deduction is for different groups and how it would affect their housing costs.

The method used in this thesis is econometric regression based on previously established methods of the housing market. The long-term linear relationship between interest rates and house prices is investigated through the Engel-Granger co-integration test. The short-term is tested through a constructed model that portrays the short-term price dynamics. The data is collected from SCB, Macrobond and Valueguard. Houses and owner-occupied apartments are used as the explained variable, while the explanatory variables used in this thesis are interest rate, income and financial assets.

Results show that the long-term relationship we examined was found improper for the period of time we examined (2005-2014). The short-term pricing model indicates that the interest rate has a negative correlation to house prices but the change in price appears with a lag. This indicates that pricing in the housing market is slow moving.

Förord

Vi vill inleda med att tacka vår handledare Erik Norrman för hans vägledning och kommentarer som har förbättrat denna uppsats. Vi vill även passa på att tacka Peter Jochumzen samt Jacob Johannesson som har tagit sig tid och lagt sina tankar till vår uppsats. Vidare vill vi tacka Peter Alestig och Svenska Dagbladet för att de delade med sig av deras statistik om svenskars räntor och räntekostnader. Det är till stor del tack vare dessa personers vänlighet som vi har kunnat skriva detta arbete.

Innehållsförteckning

1 Inledning 1

1.1 Frågeställning 1

1.2 Bakgrund 1

1.3 Syfte 2

1.4 Avgränsning 3

1.5 Disposition 3

2 Bolånemarknaden 3

2.1 Bolåneräntor 3

2.2 Ränteavdraget 5

3 Hushållens skulder 8

3.1 Skuldkvot 8

3.2 Räntekvot 9

3.3 Belåningsgrad 10

4 Bostadsmarknaden i Sverige 11

5 Teori 12

5.1 Tidigare forskningsresultat på svenska bostadsmarknaden 13

6 Data 14

7 Metod 17

7.1 Långsiktigt samband 17

7.2 Engle-Grangers två-steps kointegrationstest 18

7.3 Kortsiktigt dynamiskt samband 19

8 Resultat 20

8.1 Långsiktigt samband 20

8.2 Kortsiktigt dynamiskt samband 21

9 Slutsatser och kommentarer 24

9.1 Långsiktigt samband 24

9.2 Kortsiktigt dynamiskt samband 25

9.3 Hushållens skuldsättning 27

9.4 Övriga kommentarer 28

10 Källor 29

11 Bilaga med regressionsresultat

1 Inledning

1.1 Frågeställning

Hur påverkar räntan priset på bostäder i Sverige? Hur påverkas utvecklingen av bostadspriset givet ett slopat ränteavdrag på lång sikt och på kort sikt?

1.2 Bakgrund

Prisutvecklingen på småhus och bostadsrätter i Sverige har under de senaste två decennierna varit lika mycket diskuterad som den har varit kraftig. Bostadsköp ses ofta som det största och en av de mest betydelsefulla affärer man som privatperson genomför under sin livstid, både ekonomiskt och för sin personliga livsutveckling. Bostadspriser är också en viktig fråga för samhället och påverkar hela samhällsekonomin, vilket inte minst fastighetskrisen i 90-talets Sverige gav bevis på. Att kunna analysera bostadsprisutvecklingen och prognostisera varthän det vankas torde därför vara av stort intresse för beslutsfattare, inte enbart för individen som står inför ett bostadsköp, utan för alla människor i samhället. Vad som driver bostadsprisutvecklingen är dock en komplicerad fråga på lokal nivå liksom på makronivå, och forskning inom området utgår ofta från ekonomiska modeller och antaganden som inte sällan undviker viktiga förklaringsvariabler som är svåra att mäta. Bostäder är heterogena och individer värderar bostäder olika utifrån sina individuella preferenser, vilket är svårt att finna mått på. Grundläggande ekonomisk teori är att utbudet kommer att möta efterfrågan på en oreglerad marknad där ett jämviktspris bestäms för varan. Detta gäller även bostadsmarknaden, och genom att söka finna de viktigaste variablerna som styr priset kan man utifrån dessa försöka göra skattningar om hur prisutvecklingen kommer att bli.

En fråga där det också har varit mycket diskussion kring de senaste åren är hushållens ökade skulder. Dessa hänger ihop med prisuppgången på bostadsmarknaden, ty runt 85% av hushållens skulder avser lån till bostadsköp.¹ Över tre fjärdedelar av Sveriges hushåll har bolån.² Det råder ingen tvekan om att hushållens skuldsättning påverkar ekonomin i stort när till och med Riksbanken har detta i åtanke när de fattar beslut om de ekonomiska instrument

¹ Finansinspektionen 2013

² Winstrand & Ölcer

de har att tillgå för att påverka Sveriges ekonomi. Riksbankens primära uppdrag är att upprätthålla prisstabilitet med inflationsmålet två procent. De har även sekundära mål att verka för finansiell stabilitet, och att Riksbanken starkt betonar risker med hushållens skuldsättning för den finansiella stabiliteten belyser vikten av frågan. Med syfte att stävja skulduppbyggnad hos hushållen införde Finansinspektionen hösten 2010 ett bolånetak för privatpersoner som innebär att man hos banker och bolåneinstitut endast får låna upp till 85% av värdet på bostaden med bostaden som säkerhet.³ Andra åtgärder som diskuteras för att minska skuldökningstakten är amorteringskrav, förändrade riskviktsberäkningar för bankerna samt åtgärder som gör det dyrare och därmed mindre fördelaktigt att låna genom avskaffande av ränteavdraget.

Bolånen har ökat med ökade bostadspriser. Hur påverkar räntan/räntekostnaderna bostadspriser, och vad skulle hända med bostadspriserna om räntan gick upp, eller analogt, om ränteavdraget, som just finns för hushåll, avskaffades? En annan fråga är hur hushållens skulder skulle påverkas som en följd av genom räntekostnadsförändringar justerade bostadspriser. Den frågan ämnar vi inte att behandla i denna uppsats, men är likväl intressant och vi kommer i uppsatsen ge en bild av hur hushållens bolåneskulder ser ut i dagsläget och försöka analysera vilka grupper i samhället som skulle drabbas hårdast av ett avskaffat ränteavdrag.

1.3 Syfte

Syftet med uppsatsen är att genom en enkel prissättningsmodell för bostäder undersöka vilken påverkan räntan har på priset på bostäder i Sverige. Vår tes är att räntan påverkar bostadspriser negativt. Ett annat syfte med uppsatsen är också att beskriva svenska hushålls skuldsituation för att därigenom belysa ränteavdragets omfattning. Just nu pågår en diskussion om att möjligen minska eller ta bort ränteavdraget helt. Vid ett eventuellt beslut om detta så behöver vi veta hur bostadspriser och även hushållets befintliga skuldläge skulle påverkas för att undvika obalanser på bostadsmarknaden. Ränteavdraget sänker räntekostnaden för skuldsatta hushåll och genom att skapa en bild av hur skuldsättningen och hushållens räntekostnader ser ut kan vi bättre analysera hur en förändring av räntan skulle påverka bostadspriset.

³ Finansinspektionen 2014

1.4 Avgränsning

Vi avgränsar oss till att enbart undersöka Sveriges bostadsmarknad. Vi delar inte upp bostadsmarknaden i olika regioner utan vi väljer att kolla på Sveriges bostadsmarknad i sin helhet. Bostadspriser fås genom ett prisindex som inkluderar både småhus och bostadsrätter och därmed särskiljs inte dessas respektive utveckling. Indexet innefattar heller inte den i Sverige relativt ovanliga upplåtelseformen ägarlägenheter. Inga tidigare studier på den svenska bostadsmarknaden har oss veterligen inkluderat bostadsrätter i prismätningarna. Våra mätningar sträcker sig från januari 2005 till mars 2014. Detta gör att det inte är möjligt att se utvecklingen från tidigare perioder. Anledningen till att undersökningsperioden börjar 2005 är att prisindexet endast finns från det året och framåt.

1.5 Disposition

Inledningsvis ges en beskrivning av bolånemarknaden i Sverige och en diskussion om hur räntor och ränteavdraget kan påverka folk till att ta bolån. Vi illustrerar hur utvecklingen av svenskarnas räntekostnader har utvecklats de senaste åren, och ränteavdragets omfattning hos befolkningen. Vi ger också en beskrivning av svenska hushålls skulder främst baserad på Finansinspektionens bolånerapporter från år 2013 och 2014. Därefter ges en översikt om tidigare forskning på den svenska marknaden och stiliserade fakta om bostadspriser. Metoderna vi har använt för våra ekonometriska undersökningar beskrivs utförligt i avsnittet metod, och återkopplas till teorier om bostadsmarknaden mer specifikt. Därefter redovisar vi våra resultat från de ekonometriska undersökningar vi genomfört, och avslutningvis kommenterar och analyserar vi våra resultat.

2 Bolånemarknaden

2.1 Bolåneräntor

Bankernas utlåningsräntor berör huvudparten av de människor som köper bostad och just därför är det ett hett ämne och en avgörande faktor för bostadsköpet. Bolåneräntorna uppmärksammas väldigt frekvent i de svenska medierna. En orsak till detta är att skillnaden mellan reporäntan och bolåneräntan fortsätter att öka. Reporäntan är den ränta som de

svenska bankerna idag får låna från Riksbanken till, medan bolåneräntan är den ränta folket lånar från bankerna till.⁴ En annan anledning till det stora mediaintresset är eftersom bostadsköp är för de flesta människor deras livs största investering. Det är ett stort beslut där finansieringen av köpet är avgörande för deras framtida ekonomi. Låt säga att en familj tar ett lån på 3 000 000 kr till en bolåneränta på 5% med en amorteringstid på 40 år.⁵ Då blir månadsavgiften för räntekostnader (ränteavdraget inkluderat) och amortering drygt 15 000 kr jämfört med om familjen skulle ta samma lån till en bolåneränta på 3%. Då skulle månadsavgiften bli drygt 11 500 kr. Det betyder att de sparar 3 500 kronor i månaden med den lägre räntan. Detta kan vara avgörande för att ta steget att köpa en bostad.

Tittar man på bolåneräntans utveckling så erbjöd Nordea 1990 en bolåneränta bunden på 5 år till 14,75%. Ett lån på 1 000 000 kr skulle då betyda en månadsavgift på 28 958 kr och totalt en kostnad på 1 374 896 kr. Idag erbjuder Nordea en bolåneränta på 3,54% som är bunden på 5 år.⁶ De senaste årens låga räntor kan leda till att hushållen tror på fortsatt låga räntor och belånar sig kraftigt, och ett avskaffat ränteavdrag skulle då eventuellt kunna vara förenat med risk för Sveriges ekonomi.

Diagram 1. Nordeas listränta med fem års bindningstid 1990-2013



⁴

http://www.riksbank.se/Documents/Rapporter/PPR/2012/120216/rap_ppr_120216_ruta3_sve.pdf (2014-05-10)

⁵

http://www.seb.se/pow/wcp/index.asp?ss=/pow/wcp/templates/sebcollection.cfmc.asp%3FDUID%3DDUID_BD4106FD099B0AF1C1256D3D00430E87%26xsl%3Dse%26sitekey%3Dseb.se (2014-05-10)

⁶ Macrobond

2.2 Ränteavdraget

Ränteinkomster och ränteutgifter beskattas inom inkomstslaget kapital enligt regler som stipuleras i Inkomstskattelagen. Ränteutgifter dras av från kapitalinkomster, där ett över- eller underskott i inkomstslaget räknas ut för taxeringsåret. Skattereduktion vid underskott av kapital räknas av mot kommunal och statlig inkomstskatt med 30% på underskott upp till 100 000, och 21% på underskott över 100 000.⁷ För att ge ett exempel på hur ränteavdraget påverkar ett lån som kostar 11 000 kr i månaden i räntekostnader, så minskar räntekostnaden med ränteavdraget med $0,3 \cdot 11\,000 \text{ kr} = 3\,300 \text{ kr}$ i månaden. Detta betyder att räntekostnaden minskar med $3\,300 \cdot 12 = 39\,600 \text{ kr}$ om året med ränteavdrag. Detta är något man måste ha i åtanke när man bestämmer sig om hur mycket man kan belåna sig vid ett bostadsköp. Vad som är viktigt att förstå är att reduktionen görs mot andra skatter och inte en summa man får tillbaka rakt av, så du måste ha tjänat in pengar som du betalar skatt på för att möjliggöra avdraget i din deklaration.

Avdraget möjliggör för låntagare att låna större belopp än vad som annars hade varit genomförbart eftersom avdraget sänker kostnaden för att låna pengar. En fördel med ränteavdraget är att det till exempel gör möjligt för att mindre välbärgade hushåll kan bo bra. I Sverige är gruppen med högst belåningsgrad människor under 26 år.⁸ I den åldersgruppen är det cirka 20% av alla som har en hushållsbelåningsgrad på över 85%. Det vill säga att i regel de som precis tagit sin examen och köper sin första bostad är den gruppen där ränteavdraget kan vara till mest nytta. Ränteavdraget hjälper till att möjliggöra det stora steget ut i vuxenlivet genom att tillåta människor att ta ett lite större lån till en schysst bostad och att sedan kunna ta ansvar och starta sina egna liv. Kollar vi på hur det ser ut i dagsläget så har vi cirka 2 860 000 människor som är under 24 år⁹ och om vi tittar fram mot år 2050 så pekar prognosen på en ökning till cirka 3 564 000 människor som är under 24 år.¹⁰ Dvs. det kommer bli 700 000 fler unga som alltså är gruppen med högst belåningsgrad. Ett avskaffat ränteavdrag skulle kunna vara väldigt betydande för denna gruppen. Men ränteavdraget väcker även en stor oro för dels vad vi ska undersöka i denna uppsats dvs. om ränteavdraget bidrar till att driva upp bostadspriserna, men även att vi i Sverige befinner oss i en potentiell lånebubbla. Hushållens skulder i relation till deras disponibla inkomster har ökat sedan 1995

⁷ <https://lagen.nu/1999:1229> (2014-05-04)

⁸ Finansinspektionen 2013

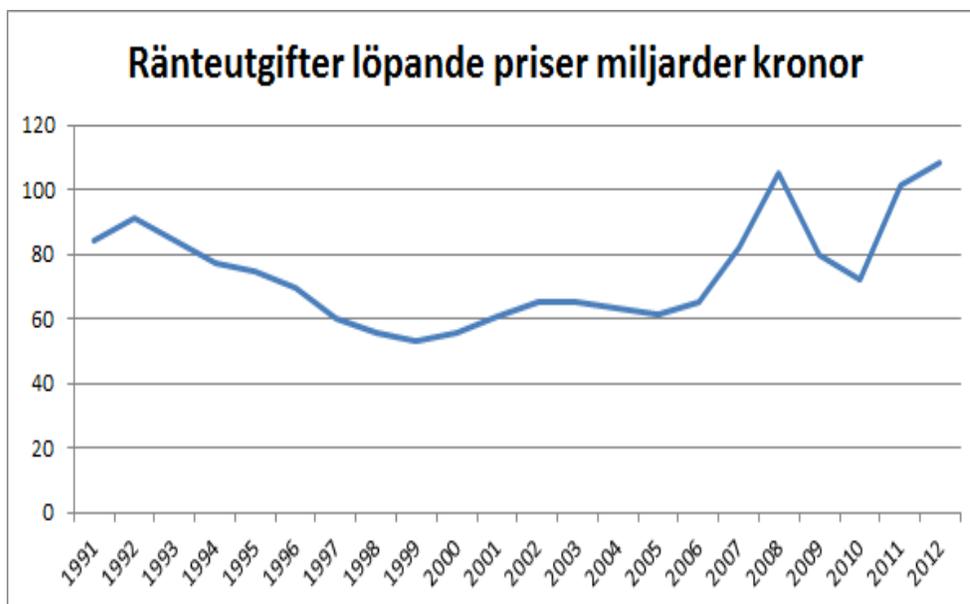
⁹ Macrobond

¹⁰ Macrobond

och är idag rekordhög.¹¹ Detta kan komma att leda till en skuldkris och en eventuellt sprucken bostadsbubbla vilket kan få förödande konsekvenser för Sveriges ekonomi, vilket alltså går hand i hand med att svenskarna lockas till att låna för mycket. Tänker vi oss att belåningsgraden hos unga fortsätter i samma trend och med populationsutvecklingen i åtanke innebär det att en potentiell skuldkris kan bli ett väldigt allvarligt problem i Sverige. Detta har medfört diskussioner om huruvida man ska minska eller ta bort ränteavdraget helt.

Under 2012 deklarerade svenska hushåll 108,2 miljarder i räntekostnader. Om alla dessa utgifter drogs av från andra skatter till 30% innebär det en indirekt kostnad för staten på 32,5 miljarder. Över fem miljoner svenskar har ränteutgifter, och påverkas av ränteavdraget.¹² Nedan visas diagram över svenskarnas ränteutgifter mellan 1991-2012, där datan kommer från SCB-statistik beställd av Svenska Dagbladet. 2012 års siffror är preliminära.

Diagram 2. Totala ränteutgifter för Sveriges befolkning, miljarder kronor, löpande priser



¹¹http://www.svd.se/naringsliv/nyheter/sverige/sankt-avdragsratt-har-bade-for-och-nackdelar_7014195.svd (2014-05-12)

¹²http://www.svd.se/naringsliv/pengar/ranteavdraget-kostar-staten-32-miljarder_8828120.svd (2014-04-25)

Diagram 3. Antal personer med ränteavdrag

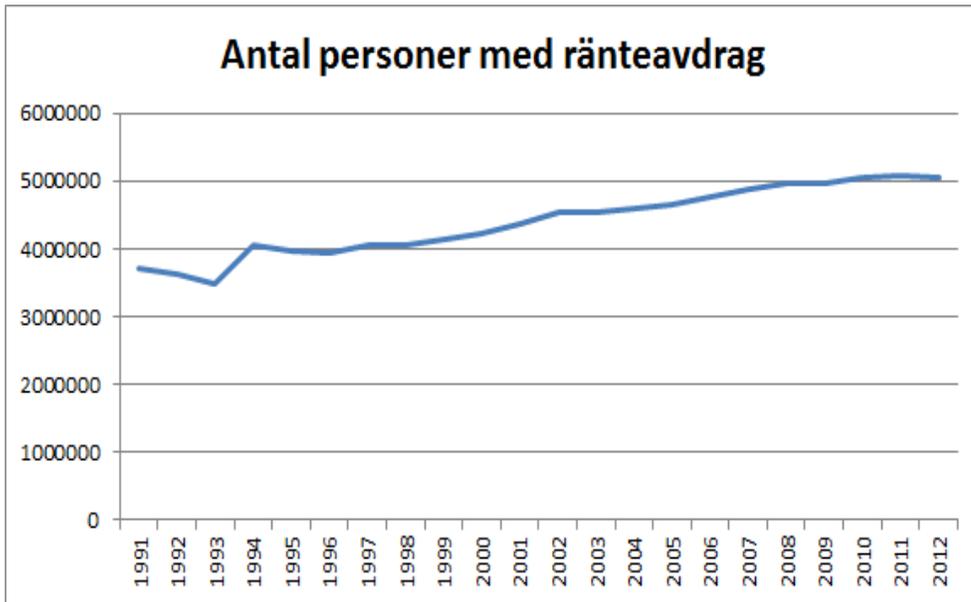
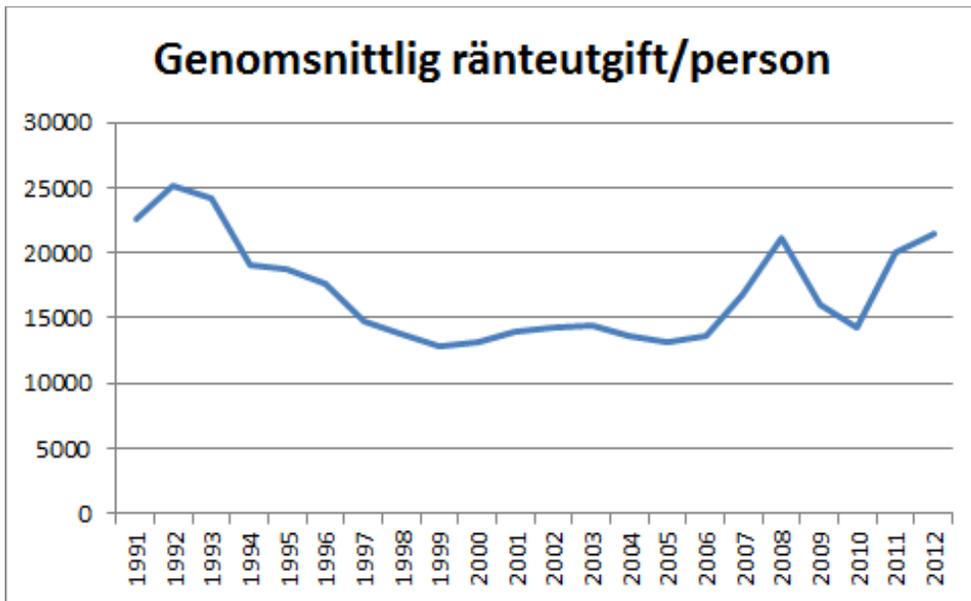


Diagram 4. Genomsnittlig årlig ränteutgift per person som har ränteutgifter



Den genomsnittliga ränteutgiften per person sjönk under 90-talet då räntorna sjönk, och ökade från mitten av 2000-talet p.g.a. ökad skuldsättning. Efter finanskrisen 2008 sjönk räntorna rejält och således även räntekostnaderna, men skuldbeloppen har därefter ökat och därmed också räntekostnaderna. 2012 var den genomsnittliga ränteutgiften per person och år strax över 20 000 kronor före ränteavdrag för dem med lån.

3 Hushållens skulder

Av svenska hushålls skulder härleds 85% till bolån.¹³ Andra skulder kan vara studielån, konsumtionslån, kreditkortsskulder m.m. När man beskriver befolkningens skuldkvoter och liknande gör man det ofta på hushållsnivå och inte på individnivå. Bor flera individer i ett hushåll delar de troligtvis på lånen och betalningsansvaret för lånen. I statistik på individnivå mäts vanligtvis skuldnivån som en proportionell andel av det gemensamma lånet, medan inkomsten mäts på individens faktiska inkomst. Det innebär att i ett hushåll med två individer som delar på ett lån kommer den med lägre inkomst att ha en högre skuldkvot på än den med högre inkomst. Genom att mäta på hushållnivå istället för på individnivå jämnar man därmed ut skillnaden i skuldkvot hos befolkningen.¹⁴

3.1 Skuldkvot

Skuldkvot mäts som skuld som en andel av årlig disponibel inkomst. Eftersom de flesta hushåll betalar räntekostnader med sin inkomst är skuldkvoten ett bra mått på hushållens skuldsättning. Skuldkvoten för svenska hushåll ökade från 1970 fram till finanskrisen i början av 90-talet då de sjönk under ett par år. Sedan 1996 har dock skuldkvoten ökat och idag är den aggregerade skuldkvoten för hela svenska befolkningen drygt 170%. Den aggregerade skuldkvoten mäter hushållens totala skulder och totala disponibla inkomster, och inkluderar individer som saknar skuld men har inkomst, och alltså även individer som har skuld men som saknar inkomst. Den aggregerade skuldkvoten påverkas med andra ord av andelen skuldsatta. För hushåll med bolån är den den genomsnittliga skuldkvoten 313%.¹⁵ För olika åldersgrupper med lån är skuldkvoten högst för unga personer runt 33 år och skuldkvoten avtar med åldern. De allra yngsta runt 27 har dock en lägre skuldkvot än de näst yngsta. Detta kan bero på att i den allra yngsta gruppen har färre individer stora bolån.¹⁶ Skuldkvoten hos bolånekunder är störst för dem med lägst inkomst och avtagande ju högre inkomst. Nedan visas diagram på svenska hushållens skuldkvot på aggregerad nivå.

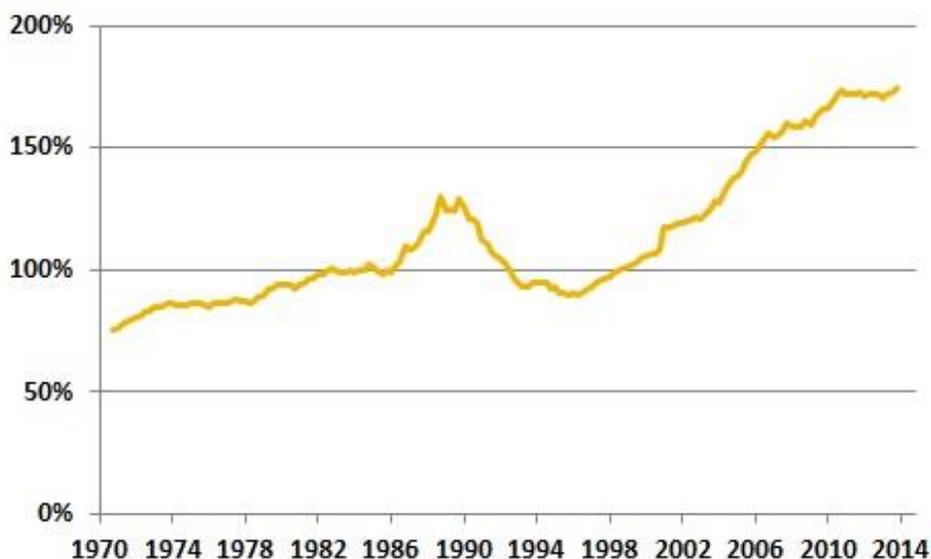
¹³ Finansinspektionen 2014

¹⁴ Winstrand & Ölcer

¹⁵ Winstrand & Ölcer

¹⁶ Winstrand & Ölcer

Diagram 5. Skuldkvot¹⁷

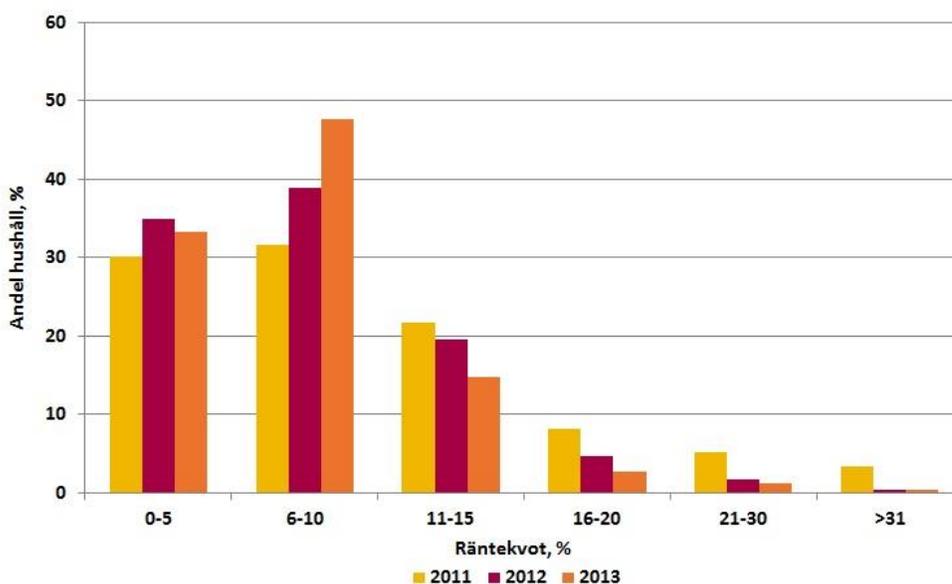


3.2 Räntekvot

Räntekvoten, räntekostnaden som en andel av hushållens disponibla inkomst har varit 15% eller mindre för lejonparten av de svenska hushållen under de senaste åren. Andelen hushåll med en räntekvot över 15% har sjunkit från 17% år 2011 till att uppgå till drygt 4% år 2013. Generellt har räntekvoten sjunkit bland nya låntagare på det stora hela under de senaste två åren. Detta beror delvis på att räntorna har varit historiskt sett låga under denna period, samtidigt som inkomsterna har ökat. Nedan visas diagram på hushållens räntekvoter beräknat utifrån ett stickprov av nya bolånekunder hos de största bankerna och bolåneinstituten.

¹⁷ Finansinspektionen 2014

Diagram 6. Räntekvoter.¹⁸



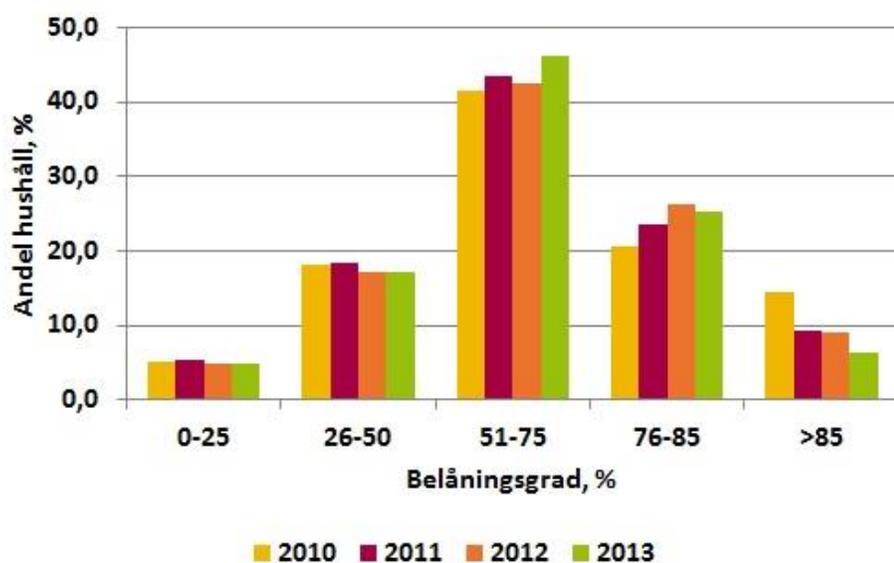
3.3 Belåningsgrad

Belåningsgrad är ett mått på lånets storlek i relation till en annan storhet. Belåningsgrad för bolån mäter bolånets storlek i förhållande till bostadens värde. Belåningsgraden för nya upptagna bolån är i genomsnitt 70% enligt Finansinspektionens bolåneundersökning. Sedan bolånetaket på 85% infördes har andelen nya bolån med just belåningsgraden 85% ökat och bolånetaket kan därför sägas ha haft en viss normerande effekt. Belåningsgrader över 85% har dock sjunkit sedan bolånetakets infördes hösten 2010. Detta beror delvis på att bankerna ställer hårdare krav för att få ta så kallade blancolån som är de lån som täcker över 85%, samt att dessa typer av lån ofta ges till sämre villkor. Belåningsgraden för hela bolånestocken är 65%, där bolånestocken är befintliga och nyupptagna bolån.¹⁹ Diagrammet nedan visar hushållens belåningsgrad utifrån de största bankernas egna beräkningar.

¹⁸ Finansinspektionen 2014

¹⁹ Finansinspektionen 2014

Diagram 7. Belåningsgrad i bolånestocken²⁰



Den genomsnittliga belåningsgraden är relativt lika för olika inkomstgrupper, men något högre för de högre inkomstgrupperna. Ungefär hälften av dem som upptar nya bolån amorterar, och dem med högre belåningsgrad i större utsträckning än dem med lägre. I Finansinspektionens undersökning av bolånemarknaden bedöms hushållen ha goda marginaler i sin ekonomi och vara motståndskraftiga mot både räntehöjningar och inkomstbortfall.

4 Bostadsmarknaden i Sverige

Bostadsbeståndet i Sverige består av ungefär 4,5 miljoner lägenheter varav 2 miljoner lägenheter i småhus och 2,5 miljoner lägenheter i flerbostadshus. Av de i flerbostadshus är 1,5 miljoner hyresrätter och 1 miljon bostadsrätter. Det finns även c:a 500 ägarlägenheter i Sverige.²¹

²⁰ Finansinspektionen 2014

²¹ <http://www.scb.se/sv/Hitta-statistik/Statistik-efter-amne/Boende-byggande-och-bebyggelse/Bostadsbyggande-och-ombyggnad/Bostadsbestand-kalkylerat/87469/87476/Behallare-for-Press/Kalkylerat-bostadsbestand-2012/> (2014-05-20)

5 Teori

Bostadspriser bestäms på bostadsmarknaden där utbud möter efterfrågan. Litteraturen behandlar ofta ägt boende som vilken tillgång som helst. Vad marknaden är villig att betala för en specifik bostad beror dels på kapitalkostnaden för bostadsinnehavet och driftskostnaden för innehavet. Kapitalkostnaden består av kostnader för att investera i ett bostadsköp och beror på räntekostnader, stämpelskatter, pantsättningsavgifter, finansieringsmöjligheter, förväntningar på framtida avkastning vid försäljning m.m. Driftskostnader består av kostnader för att begagna bostaden och upprätthålla en standard på bostaden man önskar hålla. Dessa beror på årsavgifter (för bostadsrätter), fastighetsavgifter, underhållskostnader, räntekostnader m.m.²² Teoretiserar man en kapitalkostnad för att investera i en bostad görs det vanligen med en typ av nuvärdesformel för bestämmandet av värdet för en bostad, där nuvärdet räknas ut från de framtida intäkterna och kostnaderna för investeringen. Värdet ökar ju högre intäkter (avkastning) bostaden genererar och minskar ju högre kostnader (kapitalkostnader) bostaden är behäftad med.

Faktorer som påverkar bostadspriser på makronivå är bland annat inkomst och förmögenhet, lånekostnader, demografiskt utveckling, boendepreferenser, finansieringsmöjligheter, framtidstro, ekonomisk stabilitet, regleringar, bostadsbestånd m.m. Det tar flera år att bygga nya bostäder. Ledig mark är en förutsättning för byggande och är en begränsande faktor, främst i tätorter där de flesta bostäder finns. Bostadsbeståndet sägs vara fixt eller åtminstone inelastiskt på kort sikt och påverkar därmed "jämviktspriset" genom att priset går upp snabbt vid större efterfrågan, innan utbudet hinner anpassas till den nya efterfrågan.

Bostadspriser på lång sikt utvecklas i långa cykler och har ett positivt samband med det ekonomiska läget i allmänhet som ofta följer en trend. "Husprisförändringar är förutsägbara; prisökningar över trenden tenderar att följas av ytterligare prisökningar på kort sikt, men på längre sikt tenderar huspriserna att återvända mot trenden".²³ Individens förväntningar styr bostadspriser till stor del, vilket bidrar till att skapa flockbeteenden på bostadsmarknaden. Ligger bostadspriser över "jämviktspriset" är det vanligt att man tillskriver individens förväntningar om ytterligare stigande priser som anledning. I sådana fall kan man tala om att där är en bubbla på bostadsmarknaden.

²² Englund

²³ Englund sid 24

Teori säger att förändringen av bostadspriset under en period till viss del beror på förändringen perioden innan. Intuitivt kan detta tolkas som en psykologisk variabel där individers köpbeteende styrs av en tro på att utvecklingen följer en viss bana. Detta implicerar att individer fattar rationella beslut utifrån sina erhållna kunskaper. På bostadsmarknaden, precis som på många marknader, kommer information om justeringar av faktorer som styr individers handlingsmönster med en viss fördröjning. Skulle exempelvis en ny lag införas som gör det mindre fördelaktigt att bo i villa är det sannolikt att villapriserna inte omedelbart justeras med hänsyn till den nya lagen. Detta torde särskilt gälla vid försämringar för förutsättningar att bo i ägt boende. Priser kan alltså sägas vara trögrörliga nedåt.²⁴ En fastighet eller bostadsrätt som är ute till försäljning på marknaden är där ofta under lång tid. Säljare torde känna aversion mot att sälja till priser under det satta utgångspriset, och om marknadsvärdet har sjunkit p.g.a. försämrade marknadsförhållanden är det plausibelt att tänka sig att det är först efter en viss period som säljaren accepterar ett lägre pris.

5.1 Tidigare forskningsresultat på svenska bostadsmarknaden

Flera rapporter och artiklar om bostadsprisutvecklingen i Sverige har sökt förklara de senaste årens prisuppgång. De flesta som konstruerar förklaringsmodeller estimerar variabler i reala termer. Claussen menar i sin rapport att de viktigaste anledningarna till den senaste tidens prisuppgång är ökade inkomster och lägre realränta.²⁵ Vad avser räntans effekt på bostadspriser estimeras givet en uppgång i realräntan med en procentenhet i Horts undersökning en nedgång i priset med 3%, Adams och Fuss en nedgång i priset med 8%, och Claussen m.fl., en nedgång på mellan 2-5%.²⁶ Dessa tre undersökningar finner ett negativt kointegrations samband mellan ränta och huspriser i Sverige.

²⁴ Adams & Fuss

²⁵ Claussen

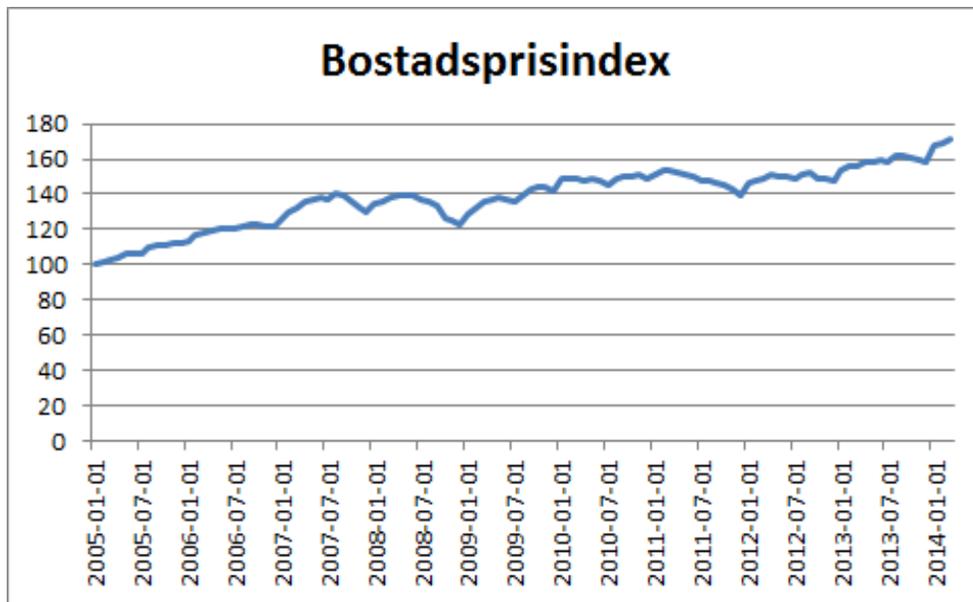
²⁶ Claussen, Johnsson, Lagerwall

6 Data

Datan vi använder är uttryckt i nominella värden.

Vår prisdata på bostäder är ett månadsindex (HOX) från företaget Valueguard för småhus och bostadsrätter i Sverige på nationell nivå. Detta skapas genom ett samarbete mellan Valueguard och KTH, och bygger på försäljningspriser av småhus och bostadsrätter. Diagrammet nedan visar utvecklingen av HOX index mellan 2005-2014.²⁷

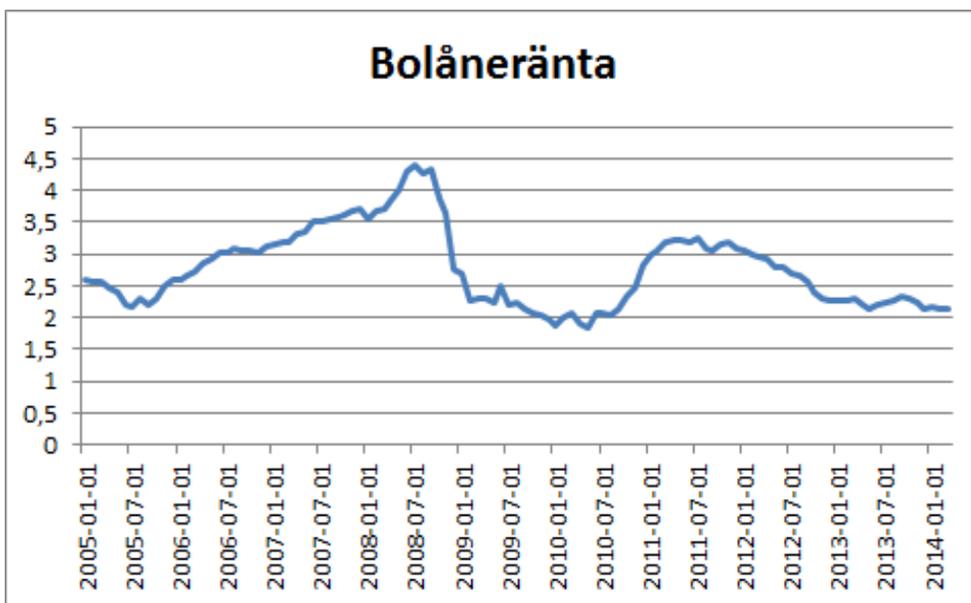
Diagram 8. HOX index



Bolåneräntan är uträknad med ett genomsnitt av de tre bankerna SEB, Nordea och SBAB:s 1-årsränta och 5-årsränta månadsvis. Dessa är i sin tur viktade med en andel efter SEB:s låneundersökning om andel rörliga och fasta bolån, där den genomsnittliga 1-årsräntan är proxy för rörliga räntan och 5-årsräntan för fasta räntan. Diagrammet nedan visar årsräntans utveckling mellan 2005-2014 angiven i procent.

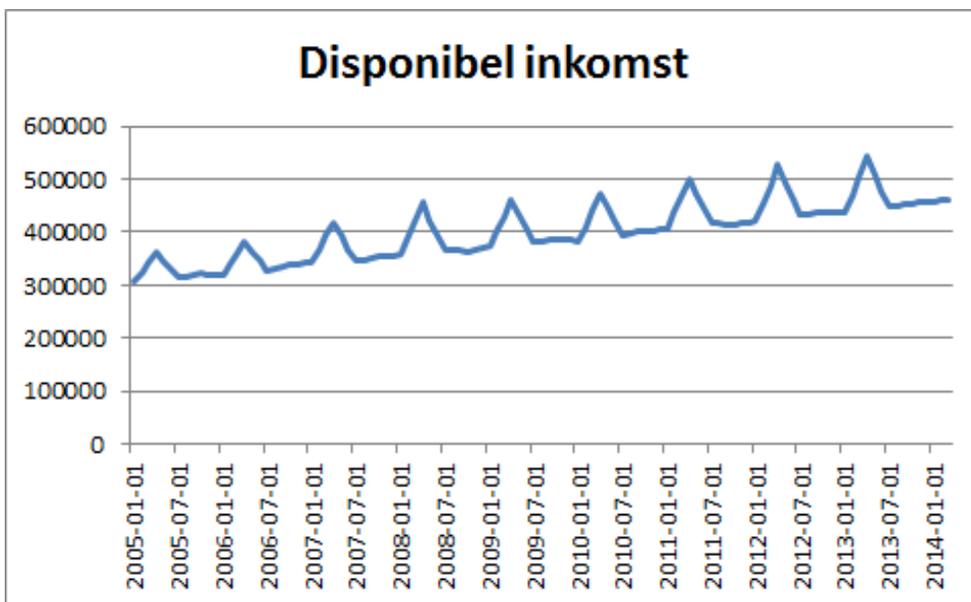
²⁷ Valueguard

Diagram 9. Bolåneräntan, årsränta i procent²⁸



Disponibel inkomst kommer från SCB:s kvartalsdata ENS95, miljoner kronor efter transaktionspost och netto. Kvartalsdatan är linjärt interpolerad till att bli månadsvis. Datan uppvisar säsongvis variation vilket vi ej justerar för.

Diagram 10. Hushållens disponibla inkomster, miljoner kronor²⁹

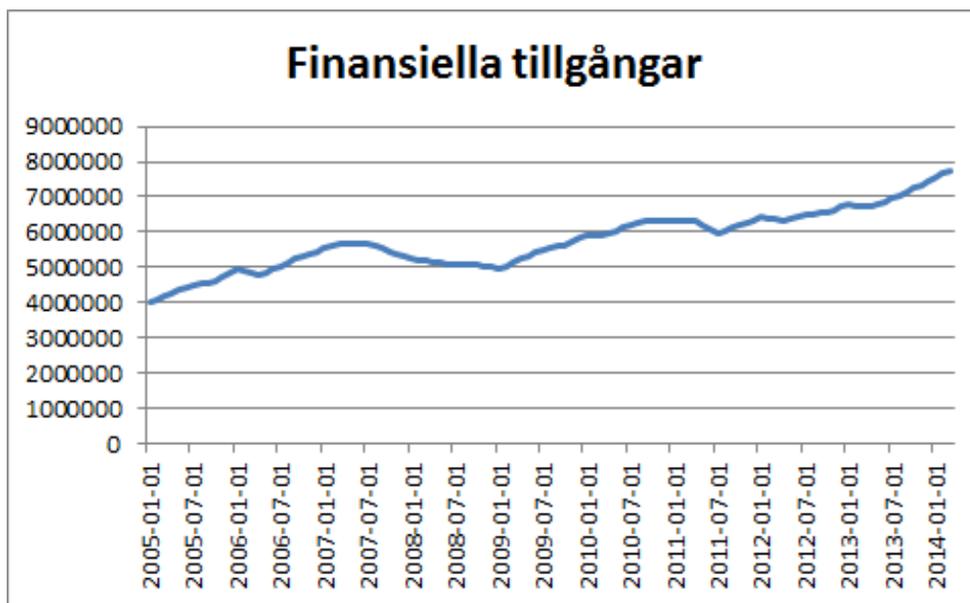


²⁸ Macrobond

²⁹ Macrobond

Finansiella tillgångar kommer från SCB:s kvartalsdata på hushållens finansiella tillgångar exklusive bostadsrätter, miljoner kronor. Även denna är linjärt interpolerad till att bli månadsvis.

Diagram 11. Hushållens finansiella tillgångar exklusive bostadsrätter³⁰



Värdena på samtliga variabler utom räntan logaritmerar vi vid vår ekonometriska undersökning. Detta ger effekten att parametrarna blir elasticiteter vid OLS-regression, där parametrarna får tolkningen att om en av de förklarande variablerna ökar med en procent ökar index med (parametervärdet x 100) procent. Räntan är årsränta angiven i procent och parametervärdet får en semilogaritmisk tolkning. Ökar räntan med en procentenhet ökar index med (parametervärdet*100) procent.

³⁰ Macrobond

7 Metod

7.1 Långsiktigt samband

När vi konstruerar vår ekonometriska modell utgår vi från tidigare forskning av undersökningar av bostadspriser på den svenska marknaden. En vedertagen metod är att finna ett långsiktigt jämviktspris genom att undersöka ett långsiktigt samband mellan bostadspriset och de för priset förklarande variablerna. Antar man att priset ceteris paribus på lång sikt bestäms enligt sina antagna förklarande variabler kan man estimerar ett fundamentalt jämviktspris. Vi utgår från en tämligen enkel modell där bostadspriset enbart bestäms utifrån variablerna bolåneränta, disponibel inkomst och finansiella tillgångar exklusive bostadsrätter.³¹ Om tillgångsvariabeln inkluderar bostadsrätter finns risk för multikollinearitet i modellen, vilket vi undviker genom att exkludera bostadsrätter i tillgångsvariabeln.

Modell 1

$\text{pris} = \beta_1 \text{ränta} + \beta_2 \text{disponibel inkomst} + \beta_3 \text{finansiella tillgångar} + \text{felterm}$

Ett avgörande problem kopplat till regressionsanalys på bostadspriser är att prisutvecklingen av bostäder växer över tiden. Som diagram 8 visar är detta helt uppenbart för den svenska bostadsmarknaden. Diagram 10 och 11 visar att detsamma gäller för disponibel inkomst och finansiell förmögenhet. Räntan kan inte växa över lång tid, men på kortare sikt kan man anta icke-stationäritet för ränteutvecklingen.³² Regression på variabler som växer över tid bör man vara försiktig med, ty resultatet ofta kommer att visa hög förklaringsgrad, men sambanden är lika ofta spuriösa.³³ Tidsseriedata som växer över tid är icke-stationär data och implicerar detta problem, men där finns möjlighet, om samtliga variabler är differentstationära, att undersöka om ett långsiktigt linjärt samband mellan variablerna föreligger. Detta heter att variablerna är kointegrerade.³⁴

Metodiken kring att söka finna kointegration handlar om att finna ett linjärt samband mellan två eller flera tidsserier. Exempel på populära samband att testa för kointegration är

³¹ Claussen

³² Claussen

³³ Brooks sid 319-320

³⁴ Engle & Granger

aktiepriset och utdelningar från aktien, inkomst och konsumtion, kort och lång ränta.^{35 36} Att räntan och bostadspriser torde ha ett samband är intuitivt enkelt att argumentera för i Sverige där en stor majoritet tar lån för att bekosta sina bostadsköp. Att det skulle vara ett negativt samband är enligt ekonomisk teori plausibelt.

En förutsättning för kointegration är att samtliga variabler är integrerade i samma ordning. Många finansiella tidsserier är autokorrelerade och integrerade av första ordningen vilket vi betecknar att variabeln är $I(1)$.³⁷ Det betyder att värdet en period till viss del bestäms av värdet förra tidsperioden. Detta tror vi även gäller för de variabler vi har att undersöka. En linjär kombination av flera variabler som alla är $I(1)$ kommer också att bli $I(1)$, och feltermerna av kombinationen $I(0)$. För att finna en kombination mellan variablerna gör man vanligen OLS-regression från vilken man kan skatta variablernas samband. Görs OLS-regression på en modell vars variabler är $I(1)$ och blir residualerna stationära för hela tidsperioden sägs detta vara ett tecken på att kointegration föreligger.³⁸ Modellens felterm ska alltså bli $I(0)$, dvs. stationär för att vi ska kunna anta ett långsiktigt linjärt samband mellan variablerna. De linjära sambanden för respektive variabel tolkas av dess OLS-skattade parametrar. Om vi flyttar över våra förklarande variabler i Modell 1 till vänstersidan enligt:
 $\text{pris} - \beta_1 \text{ränta} - \beta_2 \text{disponibel inkomst} - \beta_3 \text{finansiella tillgångar} = \text{felterm}$
ska feltermerna uppvisa stationäritet, så kallat white noise.³⁹

7.2 Engel-Grangers två-stegs kointegrationstest

Steg 1

För att testa om där finns ett långsiktigt linjärt samband, kointegration, mellan våra variabler undersöker vi först i vilken ordning variablerna är integrerade. Vi undersöker i tur och ordning om samtliga variabler är differentstationära genom att först testa för icke-stationäritet med ett så kallat enhetsrotstest i statistikprogrammet Eviews. Vi bortser från möjligheten att icke-stationäriteten antar en trendstationäritet. Ekonomisk forskning gör ofta det just för att kunna testa för kointegration.⁴⁰ Visar resultaten att de är icke-stationära görs ytterligare ett

³⁵ Brooks sid 336-337

³⁶ Engle & Granger

³⁷ Brooks sid 325

³⁸ Engle & Granger

³⁹ Engle & Granger

⁴⁰ Jochumzen, föreläsning

enhetsrotstest på variablernas förstadiifferenser för att undersöka om dessa är stationära. Vore så fallet är variablerna $I(1)$.

Steg 2

Därefter gör vi OLS-regression på modell 1 för att skatta parametervärdena för variablerna, och sparar residualerna från OLS-regressionen. Skulle dessa residualer vara stationära är detta en indikation på att där finns en kointegration mellan variablerna i modellen.

7.3 Kortsiktigt dynamiskt samband

Givet att variablerna är autokorrelerade och $I(1)$ konstruerar vi utifrån Modell 1 två regressionsmodeller för att undersöka det kortsiktiga sambandet mellan variablerna. Vi använder förstadiifferenserna som antas uppvisa stationäritet. Detta medger OLS-regression med väntesvärdesriktigt skattade parametrar. För att undersöka dynamiken på bostadsmarknaden och för att ta hänsyn till tröghet på marknaden inför vi laggade variabler till vår tänkta kortsiktiga modell. Med laggade variabler menas förändringar av våra variabler vid tidigare perioder. Vi testar med att inkludera flera olika lagglängder på våra variabler och utesluter dem som visar orealistiska resultat eller icke-signifikans.

8 Resultat

Nedan visas resultatet av de ekonometriska testerna genomförda i statistikprogrammet Eviews.

8.1 Långsiktigt samband

Vi undersöker ordningen av integration med Augmented Dickie-Fullertest, som vi kallar ADF där variablerna testas om de har en enhetsrot. Nollhypotesen är att de har en enhetsrot, vilket innebär att de är icke-stationära. Vi låter antalet laggar bestämmas automatiskt av programmet.

Tabell 1. ADF-test på variablerna, t-statistik, p-värde inom parantes

variabel	ADF	ADF på förstadifferenserna
pris	0.908997 (0.9019)	-2.029927 (0.0411)
ränta	-0.639584 (0.4381)	-4.031373 (0.0001)
inkomst	0.777449 (0.8797)	-1.341386 (0.1656)
tillgångar	1.505850 (0.9669)	-2.477948 (0.0135)

Resultaten visar att samtliga variabler är signifikant icke-stationära. Nollhypotesen om att de har en enhetsrot kan ej förkastas. Resultatet av enhetsrotstesterna på förstadifferenserna visar att samtliga differensierade variabler utom disponibel inkomst är signifikant stationära på en 95%-nivå. Detta betyder att de är integrerade i första ordningen $I(1)$. Att disponibel inte blir signifikant stationär i förstadifferensen kan ha att göra med att tidsserien är interpolerad linjärt från kvartalsdata, och icke säsongrensad. Det kan dock argumenteras för att även denna tidsserie torde vara $I(1)$ och låter detta inte hindra vår fortsatta analys, utan behandlar den som att den vore $I(1)$. Räntan kan som sagt inte vara icke-stationär på lång sikt, men kan likväl anses som icke-stationär under mindre lång sikt⁴¹ som perioder på, som i vårt fall, nio år. Detta styrks också av vårt test.

⁴¹ Claussen

Modell 1: pris = ränta + disponibel inkomst + finansiella tillgångar

Dependent Variable: HOX

Method: Least Squares

Date: 04/28/14 Time: 18:11

Sample: 2005M01 2014M03

Included observations: 111

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.310763	0.383682	-21.66053	0.0000
RANTA	0.022479	0.005697	3.945684	0.0001
DISPINK	0.267562	0.041400	6.462776	0.0000
TILLGANGAR	0.624889	0.038083	16.40840	0.0000
R-squared	0.920085	Mean dependent var	4.923002	
Adjusted R-squared	0.917844	S.D. dependent var	0.123867	
S.E. of regression	0.035504	Akaike info criterion	-3.802978	
Sum squared resid	0.134876	Schwarz criterion	-3.705338	
Log likelihood	215.0653	Hannan-Quinn criter.	-3.763369	
F-statistic	410.6408	Durbin-Watson stat	0.245948	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Residualerna från OLS-regressionen sparas i en egen tidsserie och ADF-test på dessa visar att de är signifikant stationära på 99%-nivå. Det kritiska absolutvärdet för att förkasta nollhypotesen om icke-stationäritet är något högre i detta test ty testet görs på skattade residualer och inte de faktiska feltermerna. Av den anledningen anses ett starkare kritiskt värde för att förkasta nollhypotesen behövas för att testet skall anses robust.⁴² Vi drar slutsatsen att ett linjärt samband, kointegration, mellan variablerna föreligger. Samtliga variablers parametrar visar på ett positivt samband med den förklarade variabeln. Vårt antagande om ett negativt långsiktigt linjärt samband mellan ränta och bostadspris kan därför inte styrkas.

8.2 Kortsiktigt dynamiskt samband

Resultaten från stationäritetstesterna visar att alla variabler utom disponibel inkomst är I(1). Vi fortsätter vår analys med att behandla den som den vore I(1) och konstruerar två modeller för att undersöka det kortsiktiga sambandet mellan variablerna. Eftersom samtliga variabler antas vara I(1) använder vi förstaddifferensen på våra variabler som blir stationära och

⁴² Brooks sid 339-340

konstruerar regressionsmodellerna med dessa. Att använda differenserna i modellerna möjliggör OLS-regression med väntesvärdesriktigt skattade parametrar.

Tidigare prisförändringar som förklarande variabler får ett positivt samband med priset, men blir inte i något fall signifikant i de modeller vi testat. Vi kan därför inte visa att det har ett statistiskt signifikant samband med priset utifrån våra resultat. Att utesluta en förklarande variabel kan dock ge bias i resultaten, och att inte ha med laggat pris som variabel torde ge ett skevt resultat, och vi väljer att ha med den som en förklarande variabel då det är smått otänkbart att tidigare prisförändringar inte skulle ha effekt på dagens prisförändring. Att inkludera laggat pris i modellen förbättrar därutöver förklaringsgraden avsevärt. Laggade variabler på disponibel inkomst och tillgångar blir aldrig signifikanta och vi exkluderar dessa från våra slutliga modeller. Det är heller inte vårt syfte att exakt bedöma dessa variabelers dynamiska påverkan.

Modell 2: $\Delta\text{pris} = \Delta\text{pris}_{-1} + \Delta\text{ränta} + \Delta\text{ränta}_{-1} + \Delta\text{disponibel inkomst} + \Delta\text{finansiella tillgångar}$

Dependent Variable: D(HOX)

Method: Least Squares

Date: 04/28/14 Time: 18:17

Sample (adjusted): 2005M03 2014M03

Included observations: 109 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002048	0.001740	1.176750	0.2420
D(HOX(-1))	0.129570	0.098406	1.316688	0.1909
D(RANTA)	0.018745	0.010614	1.766050	0.0804
D(RANTA(-1))	-0.030800	0.010522	-2.927356	0.0042
D(DISPINK)	0.094016	0.036525	2.574030	0.0115
D(TILLGANGAR)	0.290767	0.142135	2.045704	0.0433
R-squared	0.212387	Mean dependent var	0.004752	
Adjusted R-squared	0.174153	S.D. dependent var	0.017265	
S.E. of regression	0.015690	Akaike info criterion	-5.418169	
Sum squared resid	0.025355	Schwarz criterion	-5.270022	
Log likelihood	301.2902	Hannan-Quinn criter.	-5.358090	
F-statistic	5.554977	Durbin-Watson stat	1.998455	
Prob(F-statistic)	0.000143			

Förklaringsgraden i vår modell är 21%, medan den justerade förklaringsgraden är 17%. Laggat pris är ej signifikant. Räntan är signifikant på 90%-nivå, och laggad ränta, disponibel inkomst och tillgångar är signifikanta på 95%-nivå. Ränta och laggad ränta en period bakåt är

korrelerade med varandra, eftersom de enligt våra integrationstest är I(1). Det betyder att vi har multikollinearitet i modellen. Tecken på multikollinearitet är att modellen blir bra anpassad, det vill säga har en hög förklaringsgrad, medan de korrelerade variablerna uppvisar icke-signifikans.⁴³ Detta problem illustreras tydligt om vi i modellen utesluter en av räntevariablerna.

Modell 3: $\Delta\text{pris} = \Delta\text{pris}_{-1} + \Delta\text{ränta}_{-1} + \Delta\text{disponibel inkomst} + \Delta\text{finansiella tillgångar}$

Dependent Variable: D(HOX)

Method: Least Squares

Date: 04/28/14 Time: 18:18

Sample (adjusted): 2005M03 2014M03

Included observations: 109 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001964	0.001757	1.117473	0.2664
D(HOX(-1))	0.161510	0.097710	1.652946	0.1014
D(RANTA(-1))	-0.026556	0.010347	-2.566510	0.0117
D(DISPINK)	0.089144	0.036790	2.423084	0.0171
D(TILLGANGAR)	0.272893	0.143212	1.905521	0.0595
R-squared	0.188537	Mean dependent var		0.004752
Adjusted R-squared	0.157327	S.D. dependent var		0.017265
S.E. of regression	0.015849	Akaike info criterion		-5.406686
Sum squared resid	0.026122	Schwarz criterion		-5.283230
Log likelihood	299.6644	Hannan-Quinn criter.		-5.356620
F-statistic	6.040908	Durbin-Watson stat		1.976446
Prob(F-statistic)	0.000207			

I modell 3 har vi enbart med ränta laggad en period. Förklaringsgraden sjunker till 19%, och den justerade förklaringsgraden till 16%. Här är dock problemet med multikollinearitet avlägsnat och räntevariabeln blir signifikant. Laggat pris blir alltså icke-signifikant, men nära signifikant på 90%-nivå. Tillgångar blir signifikant på 90%-nivå, och räntan och disponibel inkomst blir signifikanta på 95%-nivå. Resultatet visar att laggad prisutveckling en period bakåt, disponibel inkomst och tillgångar har positiv effekt på bostadspriser, medan laggad ränta en period bakåt har negativ effekt på bostadspriset. Tolkar vi parametrarna som elasticiteter innebär räntevariabelns värde -0,027 att skulle räntan stiga med en procentenhet förra perioden skulle bostadspriserna sjunka med 2,7% nuvarande period. Värdena på respektive variablers parameter visar att tillgångar har den största effekten på bostadspriser.

⁴³ Dougherty sid 398

Prisutvecklingen tidigare period och disponibel inkomst stor effekt, medan räntan har en mindre effekt.

9 Slutsatser och kommentarer

“All models are wrong, but some are useful” (Box och Draper, 1987)

Vi har utgått från tidigare forskning och metoder för att finna lämpliga modeller till att undersöka räntans påverkan på bostadspriser, och vad ett avskaffat ränteavdrag skulle ha för effekt på priset. En metod kunde ha varit att utgå från att se bostaden som en boendetjänst och räknat på brukarkostnader för den. På så vis hade vi kunnat jämföra kostnaderna för att bo i ett ägt boende jämfört med vad priset skulle vara om man hyrt densamma. Detta är en hyfsat vanlig metod för att undersöka prisläget på vissa marknader, men synes olämpligt i Sverige ty vi har lagar om hyresreglering och hyran sätts ergo inte av marknaden, vilket vid en jämförelse skulle ha orsakat problem. Ett annat problem med att använda en sådan metod i Sverige är att det är svårt att finna jämförbara hyresobjekt, samt att transaktionskostnader och regelverk begränsar en fullständigt rörlig bostadsmarknad, som lär fordras för att använda en sådan nämnd metod.⁴⁴

9.1 Långsiktigt samband

I första delen av vår ekonometriska undersökning undersöker vi om där finns kointegration mellan räntan och bostadspriser. Vi finner bevis på kointegration enligt Engle-Grangers tvåstegsmetod, men den linjära kombinationen av räntan och priset visar på ett positivt samband, vilket går emot teorin att räntan påverkar bostadspriset negativt.

En kointegrationsvektor är per se ingen marginaleffekt, utan ska tolkas som ett långsiktigt linjärt samband mellan två variabler. Vi dristar oss inte att försöka estimerar hur det långsiktiga bostadspriset skulle utvecklas givet en räntehöjning. Istället försöker vi förklara möjliga orsaker till varför räntan synes ha ett positivt samband med bostadspriser på lång sikt enligt kointegrationsmodellen.

⁴⁴ Englund

OLS-regression skattar visserligen asymptotiskt väntesvärdesriktiga parametrar, men för vårt knappa stickprov har förmodligen den kortsiktiga dynamiken som stör det "korrekta" långsiktiga sambandet skapat bias hos ränteparametern.⁴⁵ Konjunkturen pre 2008 var stark och medförde stigande bostadspriser och högre räntor. Efter finanskrisen sjönk bostadspriserna något samtidigt som räntorna sänktes för att stimulera ekonomin. För lite variation i räntan, och övervägande stigande priser kan möjligen förklara varför där är fel tecken för räntan. Hade vi haft data för en längre tidsperiod och hade vi haft månadsdata på samtliga variabler hade resultatet kunnat bli annorlunda. En annan anledning till varför räntan synes positivt korrelerad med bostadspriset kan vara att effekten av förändringar i räntan visas på bostadspriser med fördröjning. Metoden mäter sambandet för varje given period, och tar ej hänsyn till det faktumet. Tidigare forskning på den svenska marknaden har funnit ett negativt kointegrationssamband mellan ränta och bostadspriser, men deras undersökningar spänner över längre tidsperioder och de utgår från reala variabler. Är två variabler kointegrerade enligt teorin är ett test av kointegration ett test av teorin. Vi drar slutsatsen att det är olämpligt att söka ett kointegrationssamband mellan ränta och bostadspriser under en sådan begränsad period som vår data sträcker sig över, men möjligen är metoden applicerbar över längre perioder. På mycket lång sikt torde metoden dock ändå vara olämplig ty räntan de facto är stationär på mycket lång sikt.

9.2 Kortsiktigt dynamiskt samband

Förklaringsgraden i Modell 2 blev enligt våra förväntningar tämligen låg. Det kan sannolikt förklaras av att vi inte tagit med särskilt många för priset förklarande variabler. Som vi nämnt tidigare är det många olika faktorer som styr bostadsprisets utveckling, inte minst individens beteenden som är svåra att översätta till data. Vårt syfte var att undersöka räntans bidrag till prisutvecklingen och vilken effekt en räntehöjning skulle ha på bostadspriser. Räntans påverkan visavi de andra förklarande variablerna är blygsam enligt vår undersökning. Den hade sannolikt haft en större effekt än vad vi kommit fram till om räntenivån vore högre och mer volatil. Räntan har varit historiskt sett låg under hela perioden vår undersökning spänner över, och uppvisat hyfsad stabilitet. Ränteparametern i Modell 2 har värdet 0,02, och laggad ränta -0,03. Tolkar man dessa parametrar som semielasticiteter innebär detta att den kortsiktiga effekten av en höjning av räntan med en procentenhet är positiv på prisutvecklingen med ca 2%, medan den långsiktiga effekten blir summan av

⁴⁵ Hort

ränteparametrarna $0,02 + (-0,03) = -1\%$. Alltså att bostadspriserna skulle sjunka med drygt 1% om räntan skulle höjas med en procentenhet. Att räntan har ett positivt parametervärde för nuvarande period och negativt värde för perioden innan kan ses som ett tecken på att bostadspriser reagerar med en viss tröghet på förändringar i faktorer som styr prisutvecklingen. Detta resultat styrker teorin om att bostadspriser är trögrörliga.

I Modell 3 där enbart laggad ränta en period bakåt i tiden är inkluderad är problemet med multikollinearitet borta, ty räntan för olika perioder bevisligen är korrelerade. Det är plausibelt att andra variabler dock är korrelerade. Inte minst troligt att laggat bostadspris även är korrelerat med de andra variablerna. Att variablerna inte blir signifikanta på starkare nivå kan möjligen förklaras av förekomst av multikollinearitet. Tillgångsvariabeln är data på hushållens finansiella tillgångar exklusive bostadsrätter. Att den inte skulle innefatta bostadsrättstillgångar var enligt oss på förhand ett rekvisit för att ha med den som en förklarande variabel. Resultatet från Modell 3 visar att räntan visavi de andra förklarande variabler har en blygsam påverkan. Denna har som vi även nämner ovan förmodligen en större påverkan än vad våra resultat visar, men på grund av liten variation och över hela vår period låga värden kan dennes effekt i regressionen visa lägre betydelse än vad den gör i verkligheten. Parametern för laggad ränta antyder att bostadspriser sjunker med 2,7% som en effekt av att räntan höjs med en procentenhet. Detta är i och för sig inte ett orimligt resultat givet periodens räntenivåer. Tidigare undersökningar på svenska marknaden visar att en uppgång av räntan med en procentenhet leder till en nedgång på mellan 2-8%.⁴⁶ Dessa undersökningar använder förvisso variabler uttryckta i reala termer medan vi använder nominella värden vilket bör tas till hänsyn vid jämförelse.

En elasticitet är sällan enhetlig över alla värden i en funktion. Detsamma gäller för semielasticiteter. En ökning med en procentenhet torde ge en större effekt när räntorna är låga än när de är höga. Med detta i åtanke kan man försöka analysera hur ett slopat ränteavdrag skulle påverka bostadspriser. Ränteavdraget har effekten att räntekostnaden blir 30% lägre för hushållen. Skulle avdragsmöjligheten tas bort innebär det att räntekostnaden skulle öka med $1/0,7$ *räntekostnaden dvs. med 43%. För dem med redan höga räntekostnader skulle därför effekten av ett slopat ränteavdrag bli högre räntekostnader än dem med lägre räntekostnader i absoluta tal. I och med att vi inte vet hur räntekostnaden ser ut för svenska hushåll på mikronivå är effekten av ett avskaffat ränteavdrags påverkan på bostadspriser svår

⁴⁶ Claussen, Jonsson, Lagerwall sid 76

att svara på. Vilka hushåll som har störst påverkan på bostadspriser generellt har vi ej kunskap om. Däremot kan vi se att skuldsättningen har gått i samma riktning som bostadspriserna så man kan förvänta sig en dämpad bostadsprisutveckling givet en dämpad skuldsättning. Effekten av ränteavdraget torde alltså vara mindre ju lägre räntan är, vilket kan vara lämpligt att ha i åtanke om man skulle se över att ändra möjligheten till avdrag för räntekostnader. Givet en bolåneränta på 3,5% skulle räntan utan ränteavdrag vara $3,5/0,7=5\%$. Enligt Modell 3 skulle då bostadspriserna falla med ungefär 4%.

Det är behäftat med svårigheter att konstruera en bra anpassad modell för att förklara bostadspriser och att bedöma hur priset skulle påverkas om ränteavdraget avskaffades. Bostadsmarknadens dynamik är komplicerad och svår att analysera med hjälp av statistiska modeller. En möjlig extern effekt av ett slopat ränteavdrag kan vara att bostadsrättsföreningar tar mer lån snarare än lägger ut lån på föreningsmedlemmarna, som ju får dra av räntan. Bostadsrättsföreningar har i sin konstruktion inte möjlighet att dra av räntekostnader. En sådan utveckling skulle kunna leda till högre årsavgifter, och möjligen lägre marknadsvärde på bostadsrätter.

9.3 Hushållens skuldsättning

Hur hushållens skuldsättning och ekonomi påverkas av högre räntor var inte vårt primära syfte att undersöka i uppsatsen, utan vi har snarare försökt beskriva hushållens skuldsättning för att belysa ränteavdragets betydelse för hushållens ekonomi, för att kunna analysera bostadspriser. Vi har tagit del av data främst på aggregerad nivå men även olika inkomst- och åldersgruppers skuldsituation har beskrivits i uppsatsen. Om skuldkvoten är hög kan räntehöjningar och högre ränteutgifter påverka individers övriga konsumtion, och eventuellt andra tillgångar om man måste använda dessa för att betala högre räntekostnader. De med hög skuldkvot torde vara mer känsliga för ränteändringar än de med låg skuldkvot. Låginkomsttagare och unga är grupper med den högsta skuldkvoten. Dessa grupper borde därför vara mest sårbara för räntehöjningar. Vad som har betydelse för det enskilda hushållen är vilken effekt ränteförändringar har på räntekvoten, alltså räntekostnadens andel av inkomsten. I händelse av en räntehöjning drabbas de med rörlig ränta omedelbart medan lån med längre bindningstider medger en längre period av anpassning till det nya ränteläget. Ränteavdraget påverkar istället räntekostnaden för alla låntagare oavsett bindningstid. Som Finansinspektionen rapporterar har majoriteten av hushållen räntekostnader under 15% av sin

disponibla inkomst⁴⁷, vilket kan anses som en ganska liten kostnadspost. Som vi ser har räntan varit låg under en lång period och inget tyder på att den är på väg att höjas i dagsläget. Detta innebär att människor inte borde förvänta sig en räntehöjning vilket innebär en trygghet i att ha en hög skuldsättning och belåningen kan komma att fortsätta vara hög.

9.4 Övriga kommentarer

Vårt bidrag till forskningen är att även inkludera bostadsrättspriser utöver småhuspriser i prissättningsmodellens förklarade variabel. Varför detta inte har gjorts tidigare beror sannolikt på att det inte i någon större omfattning finns ett organ som samlar in och behandlar information om köpeskillingen av bostadsrätter. Det finns helt enkelt inte tillräcklig data på bostadsrättspriser för forskare att tillgå. Om exempelvis Skatteverket som de facto får information om övergångssummor hade möjlighet att skapa statistik över bostadsrättspriser skulle detta innebära att en bättre bild av det samlade bostadsprisläget i Sverige kan skapas. Där finns trots allt en miljon bostadsrätter i Sverige, vilket inte är en obetydlig del av bostadsbeståndet. Mycket av mediadebatten kring stigande bostadspriser utgår ofta från Stockholm som har de högsta priserna i Sverige på bostadsrätter, och genom att utesluta i princip hela Stockholms innerstad missas mycket information.

⁴⁷ Finansinspektionen 2014

10 Källor

- Adams, Z., Fuss, R., 2010, “*Macroeconomic determinants of international housing markets*”, *Journal of Housing Economics*, vol. 19, no. 1, sid 38-50
- Alestig, P., 2013, “*Så mycket förlorar staten på svenskars ränteavdrag*”, Svenska Dagbladet, http://www.svd.se/naringsliv/pengar/ranteavdraget-kostar-staten-32-miljarder_8828120.svd (2014-04-25)
- Brooks, C., 2008, “*Introductory econometrics for finance*”, upplaga 2, Cambridge University Press, Cambridge,
- Claussen, C.A., 2012, “*Are Swedish Houses Overpriced?*”, Riksbanken, http://www.riksbank.se/Documents/Forskning/Personliga_webbsidor/2011/Houseprices_Dec_2011.pdf (2012-04-26)
- Claussen, C.A., Jonsson, M., Lagerwall, B., 2012, “*En makroekonomisk analys av bostadspriserna i Sverige*”, Riksbankens utredning om risker på den svenska bostadsmarknaden, sid 67-95
<http://www.riksbank.se/Upload/Rapporter/2011/RUTH/RUTH.pdf> (2014-05-11)
- Creuzer, A., 2011, “*Sänkt avdragsrätt har både för och nackdelar*”, Svenska Dagbladet, http://www.svd.se/naringsliv/nyheter/sverige/sankt-avdragsratt-har-bade-for-och-nackdelar_7014195.svd (2014-05-12)
- Dougherty, C., 2011, “*Introduction to econometrics*”, upplaga 4, Oxford University Press, Oxford
- Engle, R. F., Granger, C. J. W., 1987, “*Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing*”, *Econometrica*, vol. 55, no. 5, sid 251-276
- Englund, P., 2011, “*Svenska huspriser i ett internationellt perspektiv*”, Riksbankens utredning om risker på den svenska bostadsmarknaden, sid 23-65
<http://www.riksbank.se/Upload/Rapporter/2011/RUTH/RUTH.pdf> (2014-05-11)
- Hort, K., 1998, “*The Determinants of Urban House Price Fluctuations in Sweden 1968–1994*”, *Journal of Housing Economics*, upplaga 7, sid 93-120
- Finansinspektionen 2013, “*Den svenska bolånemarknaden 2013*”
http://www.fi.se/upload/43_Utredningar/20_Rapporter/2013/bolan_2013_2.pdf (2014-05-05)
- Finansinspektionen 2014, “*Den svenska bolånemarknaden 2014*”
http://www.fi.se/upload/43_Utredningar/20_Rapporter/2014/bolan2014ny.pdf (2014-05-05)

Jochumzen, P., Universitetslektor Nationalekonomiska institutionen LU, Föreläsning hösten 2013

Lagen.nu, “*Inkomstskattelag*”
<https://lagen.nu/1999:1229> (2014-05-04)

Macrobond, Statistikföretag som fordrar licens för datainhämtning

Riksbanken, “*Förhållandet mellan reporäntan och räntor till hushåll och företag*”
http://www.riksbank.se/Documents/Rapporter/PPR/2012/120216/rap_ppr_120216_ruta3_sve.pdf (2014-05-10)

SEB, “*Räkna på ditt bolån*”
http://www.seb.se/pow/wcp/index.asp?ss=/pow/wcp/templates/sebcollection.cfmc.asp%3FDUID%3DDUID_BD4106FD099B0AF1C1256D3D00430E87%26xsl%3Dse%26sitekey%3Dseb.se (2014-05-10)

Statistiska Centralbyrån, 2013, “*Kalkylerat bostadsbestånd 2012-12-31*”,
<http://www.scb.se/sv/Hitta-statistik/Statistik-efter-amne/Boende-byggande-och-bebyggelse/Bostadsbyggande-och-ombyggnad/Bostadsbestand/87469/87476/Behallare-for-Press/Kalkylerat-bostadsbestand-2012/> (2014-05-20)

Valueguard, “*Ladda ner officiella HOX index i Excel-format*”
<http://www.valueguard.se/startside> (2014-04-25)

Winstrand, J., Ölcer, D., 2014, “*Hur skuldsatta är de svenska hushållen?*”, Ekonomiska kommentarer, Sveriges Riksbank nr 1
http://www.riksbank.se/Documents/Rapporter/Ekonomiska_kommentarer/2014/rap_ek_kom_nr01_140507_sve_uppdaterad_140507.pdf (2014-05-10)

11 Bilaga med regressionsresultat

Null Hypothesis: LNHOX has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.908997	0.9019
Test critical values:		
1% level	-2.588772	
5% level	-1.944140	
10% level	-1.614575	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNHOX)
 Method: Least Squares
 Date: 04/28/14 Time: 18:06
 Sample (adjusted): 2006M02 2014M03
 Included observations: 98 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNHOX(-1)	0.000343	0.000378	0.908997	0.3659
D(LNHOX(-1))	0.158392	0.088987	1.779943	0.0787
D(LNHOX(-2))	0.032414	0.090424	0.358465	0.7209
D(LNHOX(-3))	-0.085481	0.094350	-0.906001	0.3675
D(LNHOX(-4))	-0.027323	0.094928	-0.287835	0.7742
D(LNHOX(-5))	0.054111	0.094997	0.569608	0.5704
D(LNHOX(-6))	-0.133236	0.093897	-1.418957	0.1596
D(LNHOX(-7))	0.064694	0.094793	0.682483	0.4968
D(LNHOX(-8))	-0.018900	0.095336	-0.198252	0.8433
D(LNHOX(-9))	-0.099550	0.094574	-1.052608	0.2955
D(LNHOX(-10))	-0.018549	0.095131	-0.194985	0.8459
D(LNHOX(-11))	0.004280	0.095078	0.045019	0.9642
D(LNHOX(-12))	0.590701	0.092433	6.390585	0.0000
R-squared	0.456405	Mean dependent var		0.004170
Adjusted R-squared	0.379662	S.D. dependent var		0.017893
S.E. of regression	0.014093	Akaike info criterion		-5.563278
Sum squared resid	0.016882	Schwarz criterion		-5.220374
Log likelihood	285.6006	Hannan-Quinn criter.		-5.424581
Durbin-Watson stat	1.539603			

Null Hypothesis: D(LNHOX) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
--	-------------	--------

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.029927	0.0411
Test critical values:	1% level	-2.589020	
	5% level	-1.944175	
	10% level	-1.614554	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNHGX,2)

Method: Least Squares

Date: 04/28/14 Time: 18:07

Sample (adjusted): 2006M03 2014M03

Included observations: 97 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNHGX(-1))	-0.423424	0.208591	-2.029927	0.0455
D(LNHGX(-1),2)	-0.183854	0.217501	-0.845301	0.4003
D(LNHGX(-2),2)	-0.112127	0.210053	-0.533802	0.5949
D(LNHGX(-3),2)	-0.191174	0.197057	-0.970147	0.3348
D(LNHGX(-4),2)	-0.225453	0.186044	-1.211826	0.2290
D(LNHGX(-5),2)	-0.163637	0.177313	-0.922872	0.3587
D(LNHGX(-6),2)	-0.275716	0.166669	-1.654272	0.1018
D(LNHGX(-7),2)	-0.214231	0.157916	-1.356607	0.1785
D(LNHGX(-8),2)	-0.194903	0.147575	-1.320706	0.1902
D(LNHGX(-9),2)	-0.300595	0.133599	-2.249985	0.0271
D(LNHGX(-10),2)	-0.324010	0.124189	-2.609007	0.0107
D(LNHGX(-11),2)	-0.276721	0.117029	-2.364544	0.0204
D(LNHGX(-12),2)	0.401685	0.102963	3.901247	0.0002
R-squared	0.697426	Mean dependent var		-0.000174
Adjusted R-squared	0.654201	S.D. dependent var		0.022052
S.E. of regression	0.012968	Akaike info criterion		-5.728562
Sum squared resid	0.014126	Schwarz criterion		-5.383498
Log likelihood	290.8353	Hannan-Quinn criter.		-5.589035
Durbin-Watson stat	2.123026			

Null Hypothesis: REALRANTA has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.639584	0.4381
Test critical values:	1% level	-2.586550
	5% level	-1.943824
	10% level	-1.614767

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(REALRANTA)

Method: Least Squares

Date: 04/28/14 Time: 09:51
Sample (adjusted): 2005M04 2014M03
Included observations: 108 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
REALRANTA(-1)	-0.002877	0.004499	-0.639584	0.5238
D(REALRANTA(-1))	0.148431	0.088509	1.677027	0.0965
D(REALRANTA(-2))	0.418142	0.088478	4.725947	0.0000
R-squared	0.230316	Mean dependent var		-0.003794
Adjusted R-squared	0.215655	S.D. dependent var		0.150377
S.E. of regression	0.133179	Akaike info criterion		-1.166861
Sum squared resid	1.862347	Schwarz criterion		-1.092357
Log likelihood	66.01049	Hannan-Quinn criter.		-1.136652
Durbin-Watson stat	1.960347			

Null Hypothesis: D(REALRANTA) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.031373	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.586550	
5% level	-1.943824	
10% level	-1.614767	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(REALRANTA,2)
Method: Least Squares
Date: 04/28/14 Time: 09:52
Sample (adjusted): 2005M04 2014M03
Included observations: 108 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(REALRANTA(-1))	-0.434351	0.107743	-4.031373	0.0001
D(REALRANTA(-1),2)	-0.417262	0.088220	-4.729783	0.0000
R-squared	0.481980	Mean dependent var		9.15E-05
Adjusted R-squared	0.477093	S.D. dependent var		0.183658
S.E. of regression	0.132807	Akaike info criterion		-1.181491
Sum squared resid	1.869603	Schwarz criterion		-1.131822
Log likelihood	65.80052	Hannan-Quinn criter.		-1.161352
Durbin-Watson stat	1.958469			

Null Hypothesis: LNDISPINK has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

t-Statistic Prob.*

Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.777449	0.8797
Test critical values:	1% level	-2.588292	
	5% level	-1.944072	
	10% level	-1.614616	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNDISPINK)

Method: Least Squares

Date: 04/28/14 Time: 18:07

Sample (adjusted): 2005M12 2014M03

Included observations: 100 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNDISPINK(-1)	9.66E-05	0.000124	0.777449	0.4390
D(LNDISPINK(-1))	0.871739	0.097451	8.945436	0.0000
D(LNDISPINK(-2))	0.000824	0.034155	0.024127	0.9808
D(LNDISPINK(-3))	-1.020175	0.034164	-29.86127	0.0000
D(LNDISPINK(-4))	0.888306	0.104727	8.482081	0.0000
D(LNDISPINK(-5))	0.003446	0.043484	0.079241	0.9370
D(LNDISPINK(-6))	-1.012021	0.043560	-23.23296	0.0000
D(LNDISPINK(-7))	0.878440	0.106251	8.267576	0.0000
D(LNDISPINK(-8))	0.004199	0.033810	0.124202	0.9014
D(LNDISPINK(-9))	-0.966479	0.033946	-28.47113	0.0000
D(LNDISPINK(-10))	0.838301	0.098510	8.509811	0.0000
R-squared	0.972260	Mean dependent var		0.003659
Adjusted R-squared	0.969143	S.D. dependent var		0.046763
S.E. of regression	0.008215	Akaike info criterion		-6.662354
Sum squared resid	0.006006	Schwarz criterion		-6.375785
Log likelihood	344.1177	Hannan-Quinn criter.		-6.546374
Durbin-Watson stat	1.843822			

Null Hypothesis: D(LNDISPINK) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 9 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.341386	0.1656
Test critical values:	1% level	-2.588292
	5% level	-1.944072
	10% level	-1.614616

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNDISPINK,2)

Method: Least Squares

Date: 04/28/14 Time: 18:07
Sample (adjusted): 2005M12 2014M03
Included observations: 100 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNDISPINK(-1))	-0.260167	0.193954	-1.341386	0.1832
D(LNDISPINK(-1),2)	0.194997	0.147813	1.319212	0.1904
D(LNDISPINK(-2),2)	0.195344	0.148109	1.318922	0.1905
D(LNDISPINK(-3),2)	-0.824741	0.148093	-5.569091	0.0000
D(LNDISPINK(-4),2)	0.128535	0.101250	1.269477	0.2075
D(LNDISPINK(-5),2)	0.129909	0.102425	1.268335	0.2079
D(LNDISPINK(-6),2)	-0.882024	0.102390	-8.614318	0.0000
D(LNDISPINK(-7),2)	0.062473	0.052629	1.187064	0.2383
D(LNDISPINK(-8),2)	0.064142	0.054083	1.185985	0.2387
D(LNDISPINK(-9),2)	-0.902269	0.054050	-16.69315	0.0000
R-squared	0.972260	Mean dependent var		7.55E-05
Adjusted R-squared	0.969486	S.D. dependent var		0.046922
S.E. of regression	0.008196	Akaike info criterion		-6.675586
Sum squared resid	0.006046	Schwarz criterion		-6.415069
Log likelihood	343.7793	Hannan-Quinn criter.		-6.570150
Durbin-Watson stat	1.949371			

Null Hypothesis: LNTILLGANGAR has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.505850	0.9669
Test critical values:		
1% level	-2.586960	
5% level	-1.943882	
10% level	-1.614731	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNTILLGANGAR)
Method: Least Squares
Date: 04/28/14 Time: 18:08
Sample (adjusted): 2005M06 2014M03
Included observations: 106 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNTILLGANGAR(-1)	7.62E-05	5.06E-05	1.505850	0.1352
D(LNTILLGANGAR(-1))	0.883286	0.089511	9.867872	0.0000
D(LNTILLGANGAR(-2))	-3.63E-05	0.113189	-0.000321	0.9997
D(LNTILLGANGAR(-3))	-0.542563	0.113189	-4.793419	0.0000
D(LNTILLGANGAR(-4))	0.433364	0.088410	4.901744	0.0000
R-squared	0.631277	Mean dependent var		0.005460
Adjusted R-squared	0.616675	S.D. dependent var		0.010912

S.E. of regression	0.006756	Akaike info criterion	-7.110796
Sum squared resid	0.004610	Schwarz criterion	-6.985162
Log likelihood	381.8722	Hannan-Quinn criter.	-7.059876
Durbin-Watson stat	1.933134		

Null Hypothesis: D(LNTILLGANGAR) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.477948	0.0135
Test critical values:		
1% level	-2.586960	
5% level	-1.943882	
10% level	-1.614731	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNTILLGANGAR,2)
Method: Least Squares
Date: 04/28/14 Time: 18:08
Sample (adjusted): 2005M06 2014M03
Included observations: 106 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNTILLGANGAR(-1))	-0.161220	0.065062	-2.477948	0.0149
D(LNTILLGANGAR(-1),2)	0.076844	0.086297	0.890462	0.3753
D(LNTILLGANGAR(-2),2)	0.076844	0.086297	0.890462	0.3753
D(LNTILLGANGAR(-3),2)	-0.465682	0.086297	-5.396267	0.0000

R-squared	0.335597	Mean dependent var	-3.37E-05
Adjusted R-squared	0.316055	S.D. dependent var	0.008220
S.E. of regression	0.006798	Akaike info criterion	-7.107461
Sum squared resid	0.004713	Schwarz criterion	-7.006954
Log likelihood	380.6954	Hannan-Quinn criter.	-7.066725
Durbin-Watson stat	1.950494		

Dependent Variable: HOX
Method: Least Squares
Date: 04/28/14 Time: 18:11
Sample: 2005M01 2014M03
Included observations: 111

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.310763	0.383682	-21.66053	0.0000
RANTA	0.022479	0.005697	3.945684	0.0001
DISPINK	0.267562	0.041400	6.462776	0.0000
TILLGANGAR	0.624889	0.038083	16.40840	0.0000

R-squared	0.920085	Mean dependent var	4.923002
Adjusted R-squared	0.917844	S.D. dependent var	0.123867

S.E. of regression	0.035504	Akaike info criterion	-3.802978
Sum squared resid	0.134876	Schwarz criterion	-3.705338
Log likelihood	215.0653	Hannan-Quinn criter.	-3.763369
F-statistic	410.6408	Durbin-Watson stat	0.245948
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: D(HOX)
Method: Least Squares
Date: 04/28/14 Time: 18:17
Sample (adjusted): 2005M03 2014M03
Included observations: 109 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002048	0.001740	1.176750	0.2420
D(HOX(-1))	0.129570	0.098406	1.316688	0.1909
D(RANTA)	0.018745	0.010614	1.766050	0.0804
D(RANTA(-1))	-0.030800	0.010522	-2.927356	0.0042
D(DISPIK)	0.094016	0.036525	2.574030	0.0115
D(TILLGANGAR)	0.290767	0.142135	2.045704	0.0433

R-squared	0.212387	Mean dependent var	0.004752
Adjusted R-squared	0.174153	S.D. dependent var	0.017265
S.E. of regression	0.015690	Akaike info criterion	-5.418169
Sum squared resid	0.025355	Schwarz criterion	-5.270022
Log likelihood	301.2902	Hannan-Quinn criter.	-5.358090
F-statistic	5.554977	Durbin-Watson stat	1.998455
Prob(F-statistic)	0.000143		

Dependent Variable: D(HOX)
Method: Least Squares
Date: 04/28/14 Time: 18:18
Sample (adjusted): 2005M03 2014M03
Included observations: 109 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001964	0.001757	1.117473	0.2664
D(HOX(-1))	0.161510	0.097710	1.652946	0.1014
D(RANTA(-1))	-0.026556	0.010347	-2.566510	0.0117
D(DISPIK)	0.089144	0.036790	2.423084	0.0171
D(TILLGANGAR)	0.272893	0.143212	1.905521	0.0595

R-squared	0.188537	Mean dependent var	0.004752
Adjusted R-squared	0.157327	S.D. dependent var	0.017265
S.E. of regression	0.015849	Akaike info criterion	-5.406686
Sum squared resid	0.026122	Schwarz criterion	-5.283230
Log likelihood	299.6644	Hannan-Quinn criter.	-5.356620
F-statistic	6.040908	Durbin-Watson stat	1.976446
Prob(F-statistic)	0.000207		

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.674707	0.0079
Test critical values:	1% level	-2.588772	
	5% level	-1.944140	
	10% level	-1.614575	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESID01)

Method: Least Squares

Date: 04/28/14 Time: 18:12

Sample (adjusted): 2006M02 2014M03

Included observations: 98 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.128328	0.047978	-2.674707	0.0090
D(RESID01(-1))	0.148376	0.093057	1.594469	0.1145
D(RESID01(-2))	-0.036640	0.093380	-0.392379	0.6958
D(RESID01(-3))	-0.079340	0.096138	-0.825272	0.4115
D(RESID01(-4))	-0.024236	0.095207	-0.254565	0.7997
D(RESID01(-5))	-0.006513	0.095002	-0.068553	0.9455
D(RESID01(-6))	-0.005427	0.093923	-0.057786	0.9541
D(RESID01(-7))	0.086673	0.093535	0.926637	0.3567
D(RESID01(-8))	0.179739	0.092549	1.942101	0.0554
D(RESID01(-9))	-0.073289	0.092535	-0.792009	0.4306
D(RESID01(-10))	0.080930	0.090591	0.893361	0.3742
D(RESID01(-11))	-0.034505	0.089424	-0.385862	0.7006
D(RESID01(-12))	0.598970	0.089118	6.721095	0.0000
R-squared	0.507560	Mean dependent var		0.000412
Adjusted R-squared	0.438039	S.D. dependent var		0.017849
S.E. of regression	0.013381	Akaike info criterion		-5.667040
Sum squared resid	0.015218	Schwarz criterion		-5.324136
Log likelihood	290.6850	Hannan-Quinn criter.		-5.528343
Durbin-Watson stat	1.562470			