

# Bubblar det i svenska småhuspriser?

Emilio Dermani, Jesper Lindé och Karl Walentin\*

Författarna är verksamma vid Riksbankens forskningsenhet

---

Sedan en tid pågår en diskussion kring bostadspriserna och hushållens skuldsättning i Sverige, och om de nivåer de ligger på i dag är långsiktigt hållbara. I den här artikeln studerar vi denna fråga för småhuspriser, både i Sverige som helhet och i olika kommuner. Våra resultat stöder inte tesen att svenska småhus är övervärderade i riket som helhet, om vi antar att småhuspriserna påverkas av de relevanta ekonomiska variablerna på samma sätt som i ett antal andra länder. Vi byter sedan perspektiv och tittar på hur småhuspriser på kommunnivå utvecklats relativt förvärvsinkomster i samma kommuner. Vi finner inget stöd för onormala prisskillnader mellan kommuner. Dock är dagens höga värdering av bostäder endast långsiktigt hållbar om hushållens bostadsutgifter förblir låga i förhållande till deras inkomster. Därför kan man med fog vara orolig för utvecklingen på den svenska bostadsmarknaden.

---

## 1 Inledning

Många makroekonomiska bedömare har den senaste tiden uttryckt stor oro över hur den svenska bostadsmarknaden utvecklar sig, med kraftigt stigande bostadspriser.<sup>1</sup>

I spåren av de stigande bostadspriserna har också de svenska hushållens skuldsättning stigit kraftigt. Som andel av disponibel inkomst har skuldsättningen fördubblats sedan 1995 och uppgår nu till ca 180 procent. Även småhuspriserna har i reala termer fördubblats sedan 1995. Utvecklingen för både småhuspriser

---

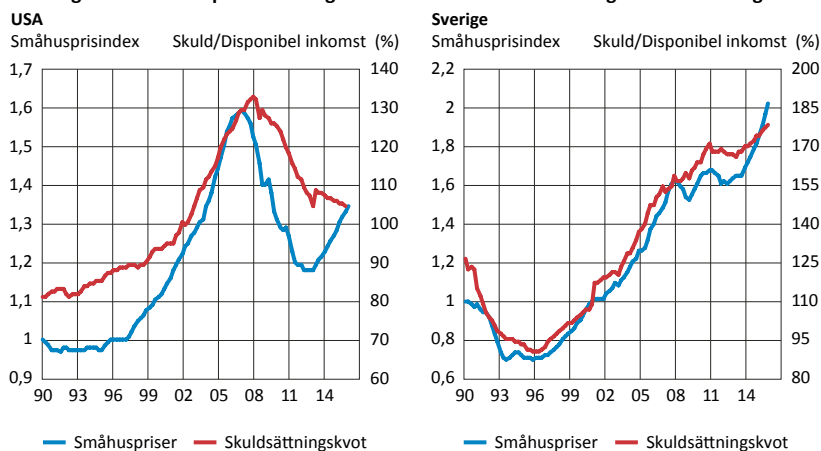
\* Författarna har haft värdefulla diskussioner med Martin Flodén och Paolo Giordani i ämnet, men inte om artikeln specifikt. Vi vill även tacka Claes Berg, Carl Andreas Claussen, Robert Emanuelsson och Dilan Ölcer samt deltagare på AFS Forum för värdefulla kommentarer. Ett speciellt tack till Jessica Radeschnig och Caroline Richards för värdefull språkgranskning. Vi är dock själva ansvariga för alla eventuella felaktigheter. De åsikter som uttrycks i denna artikel är författarnas egna och ska inte uppfattas som Riksbankens ståndpunkt.

1 Se exempelvis Europeiska Kommissionen (2016), Giordani med flera (2015), Konjunkturinstitutet (2015) och Birch Sørensen (2013, för Finanspolitiska rådet), för en diskussion av svenska bostadspriser.

och skuldsättning dokumenteras i detalj i diagram 1, för både Sverige och USA.<sup>2</sup> Det kan finnas olika skäl till att bedömarna oroar sig för den här utvecklingen. Ett av dem är att situationen i Sverige idag påminner om utvecklingen i USA innan bostadspriserna kraschade där, med rekordhöga och snabbt stigande bostadspriser och skuldsättningsnivåer. Ett annat är Sveriges erfarenheter från krisen på 1990-talet, då en mycket kraftig sättning på bostadsmarknaden sammanföll med en mycket djup lågkonjunktur och en allvarlig bankkras.

Som framgår av diagram 1 föll småhuspriserna i Sverige i början av 90-talet med runt 35 procent i reala termer, medan de i USA under den senaste finansiella krisen föll med runt 25 procent, det vill säga något mindre än i Sverige. De svenska hushållen minskade även sina skulder som andel av disponibla inkomster (skuldkvoten) något mer än 30 procentenheter vid slutet av 1995, medan skuldkvoten i USA från slutet av 2007 har fallit med runt 25 procentenheter fram till i dag. Det finns alltså stora likheter mellan den svenska och amerikanska utvecklingen under de båda kriserna.

**Diagram 1. Småhusprisutvecklingen och hushållens skuldsättning i USA och Sverige**



Anm. Småhuspriserna är i reala termer (det vill säga deflaterade med KPI), säsongsjusterade och normaliserade till 1 i första kvartalet 1990. Skuldkvoten avser hushållens totala skulder i förhållande till deras disponibla inkomster.

Källor: Småhusprisindex: Dallas FED.  
Skulder/disponibel inkomst: FRED databasen

Anm. Småhuspriserna är i reala termer (det vill säga deflaterade med KPIF), säsongsjusterade och normaliserade till 1 i första kvartalet 1990. Skuldkvoten avser hushållens totala skulder i förhållande till deras disponibla inkomster.

Källor: Småhusprisindex: Dallas FED.  
Skulder/disponibel inkomst: Riksbanken

<sup>2</sup> Den ekonomiska fråga vi behandlar i denna artikel rör bostadspriser allmänt, det vill säga priser både på småhus och bostadsrätter. I praktiken kommer vi dock att arbeta uteslutande med data för småhus eftersom de serierna är tillgängliga för längre tidsperioder.

Men hur mycket av fallet i den ekonomiska aktiviteten som skedde i USA och Sverige kan förklaras av fallet i huspriserna? Vi vet att i USA bidrog krisen på bostadsmarknaden till den värsta ekonomiska krisen USA har upplevt sedan den stora depressionen på 1930-talet, vilken i sin tur ledde till en global finanskris 2007–2009. Men hur mycket av den ekonomiska nedgången som skedde kan rimligen hänföras till bostadspriserna, och hur stora skulle effekterna kunna bli på den svenska ekonomin av en kraftig korrigerings av bostadspriserna? För att undersöka den frågan estimerar vi ett enkelt bivariat regressionssystem för bruttonationalprodukten (BNP) och småhuspriser med den så kallade minsta kvadratmetoden, och undersöker hur stora effekterna på BNP blir om småhuspriserna faller med 25 procent.<sup>3</sup> Som vi diskuterade ovan är det nämligen ungefär så mycket som småhuspriserna föll i USA som helhet under åren 2007–2009. Vi skattar samma modell för USA och Sverige för att studera hur samstämmiga resultaten är för de båda länderna. Enligt modellen skulle BNP falla med cirka en femtedel så mycket som bostadspriserna i USA och cirka en fjärdedel så mycket i Sverige.

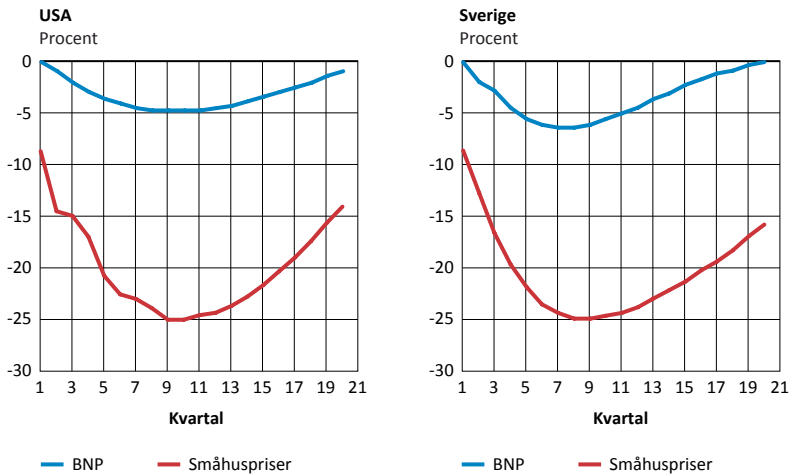
Resultaten i diagram 2 innebär att en stor, oväntad korrigerings av bostadsmarknaden kan resultera i en stor nedgång i ekonomin, och att en betydande del av fallet i BNP under finanskrisen i USA (och även 1990-talskrisen i Sverige) förmodligen drevs av nedgången i huspriserna.<sup>4</sup>

---

3 De så kallade vektor autoregressiva (VAR) modeller vi estimerar för USA och Sverige innehåller real BNP och ett reallt småhusprisindex (det som visas i diagram 1). Vi inkluderar en konstant och en linjär trend, och tillåter för fyra laggar av de endogena variablerna i modellen. Estimationsperioden löper från det första kvartalet 1984 till det sista kvartalet 2015. BNP ordnas först i VAR modellen, och vi identifierar en exogen störning till huspriserna med en så kallad Cholesky-dekomponering där huspriserna inte antas kunna påverka BNP under innevarande period. Det är anledningen till att effekterna på BNP av huspriset i diagram 2 är noll i den första perioden. Detta är ett antagande som möjligen modererar effekterna av huspriset på BNP något.

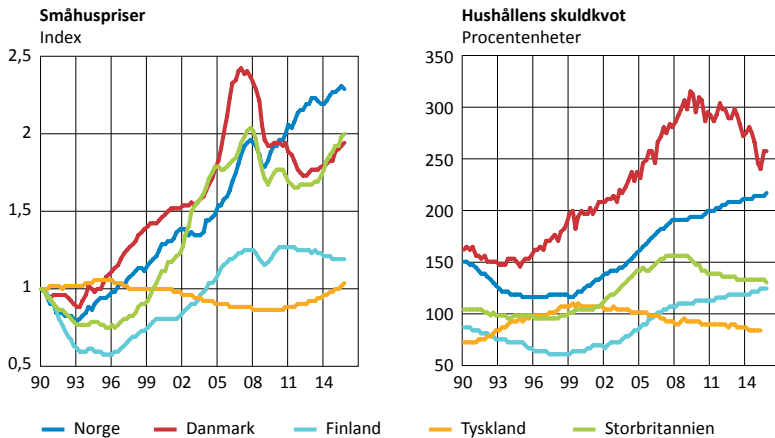
4 Det är dock viktigt att påpeka att resultaten i diagram 2 bygger på ett enkelt bivariat regressionssystem. Om man inkluderar fler variabler och skattar ett större system (till exempel med omvärldsvariabler inkluderade) tenderar husprisernas inflytande på BNP att minska. Å andra sidan tenderar vårt antagande att huspriserna inte påverkar BNP under innevarande kvartal att minska inflytandet på BNP. Vår sammantagna bedömning är dock att siffrorna bör ses som en övre gräns för hur mycket bostadspriserna kan påverka makroekonomin enligt linjära empiriska modeller.

Diagram 2. Möjliga BNP-effekter av ett stort fall i bostadspriserna



Anm. Egna beräkningar, se beskrivning av VAR-modellen som skattas i fotnot 4.

Trenden med stigande bostadspriser och skuldsättning är som bekant inget fenomen som är specifikt för Sverige i dag eller för USA före finanskrisen. Som vi ser i diagram 3 har småhuspriserna och hushållens skuldsättning ökat kraftigt även i andra europeiska länder, speciellt i Danmark fram till 2009 och i Norge under hela perioden. Tyskland är undantaget som bekräftar regeln: Där har skuldsättningen och de reala bostadspriserna i princip legat stilla sedan början av 1990-talet, förutom de senaste åren när priserna börjat röra sig uppåt.

**Diagram 3. Bostadspriser och hushållens skuldsättning i utvalda europeiska länder**

Anm. Småhuspriserna är i reala termer (nominella priser deflaterade med KPI), säsongsjusterade och normaliserade till 1 i första kvartalet 1990.

Källor: Småhusprisindex: Dallas FED; Skulder/disponibel inkomst: Nationella statistikmyndigheter och centralbanker

I ljuset av detta anser vi att det är viktigt att studera i vilken utsträckning den kraftiga uppgången i bostadspriserna sedan 1990-talskrisen i Sverige kan förklaras av de relevanta ekonomiska variablerna, eller om det föreligger en uppenbar övervärdering som förr eller senare kommer att korrigeras. Vi angriper denna viktiga fråga på två olika sätt.

Först gör vi en analys av värderingen av svenska småhus i ett internationellt perspektiv. För att göra detta har vi samlat in data på småhuspriser, skuldsättning och ett antal nyckelvariabler som på förhand kan antas vara viktiga för att förstå huspriserna för alla de länder som visas i diagram 1 och 3 ovan. Vi gör sedan en analys av i vilken utsträckning husprisutvecklingen i dessa länder kan förklaras av dessa variabler. Vår metod antar att småhuspriserna i genomsnitt varken är över- eller undervärderade för alla länder som ingår i studien under perioden vi studerar, det vill säga 1990–2015. Däremot tillåter vår metod för att priserna kan vara systematiskt över- eller undervärderade i enskilda länder, även under perioden som helhet. Baserat på den här analysen kan vi sedan dra slutsatser om värderingen av svenska småhuspriser i ett internationellt perspektiv.

Eftersom prisutvecklingen skiljt sig åt kraftigt mellan enskilda regioner inom Sverige, anlägger vi även ett regionalt perspektiv där vi studerar utvecklingen av småhuspriser på kommunnivå. Den analysen är viktig eftersom den kompletterar den analys som vi gör på nationell nivå, och tillåter oss att se om utvecklingen i specifika regioner är speciellt oroande. För att göra denna analys har vi samlat

in kommundata på småhuspriser och förvärvsinkomster, vilka vi använder för att studera om småhuspriserna i vissa kommuner har ökat ovanligt mycket i förhållande till inkomsterna.

Vår studie skiljer sig metodmässigt från artiklarna i Riksbankens RUTH-studie (främst Claussen, Jonsson och Lagerwall 2011, samt Englund 2011) genom att vi anlägger ett kvantitativt internationellt perspektiv när vi bedömer husprisutvecklingen som helhet i Sverige. Studierna i RUTH använde också internationella erfarenheter och jämförelser, men inte med en sammanhållen kvantitativ metod. En annan uppenbar skillnad är att vi kan analysera utvecklingen sedan 2011, vilket inte är oviktigt eftersom huspriserna har ökat kraftigt sedan dess. Det är fullt möjligt att det inte fanns några uppenbara obalanser i prissättningen då, men att det idag finns det. Vidare gjordes ingen analys på kommunnivå i RUTH, även om det finns en kompletterande regional analys i Englund (2011). En färsk studie som detaljerat tar hänsyn till geografisk information är Blind, Dahlberg och Engström (2016). Andra aktuella studier av svenska bostadspriser och deras eventuella övervärdering är Birch Sørensen (2013), Giordani et al (2015) och Turk (2015). Flam (2016) sammanfattar ett antal studier av svenska småhuspriser och förekomsten av en eventuell bubbla i småhuspriserna.

Strukturen i artikeln är följande. Vi inleder i avsnitt 2 med att studera småhusprisutvecklingen i Sverige i sin helhet i ett internationellt perspektiv. För att göra det presenterar vi först den data vi samlat in och därefter analysresultaten. Efter det övergår vi i avsnitt 3 till att studera husprisutvecklingen i olika kommuner. Våra slutsatser och förslag på vidare analys och åtgärder ges slutligen i avsnitt 4.

## 2 Internationell jämförelse

I det här avsnittet beskriver vi den analys vi gör för prissättningen av svenska småhus i ett internationellt perspektiv. Vi börjar med att presentera den data som vi använder för att förklara prisutvecklingen på bostadsmarknaden i de sju länderna Sverige, Norge, Danmark, Finland, Storbritannien, Tyskland och USA. Därefter presenterar vi i avsnitt 2.2 vår regressionsmodell samt resultaten från regressionerna. Slutligen diskuterar vi hur resultaten kan tolkas utifrån enkel ekonomisk teori.

## 2.1 Data

I diagram 4 presenterar vi de data som vi använder för att bedöma i vilken grad utvecklingen av småhuspriserna låter sig förklaras av makroekonomiska variabler. Dessa variabler används vanligen i ekonometrisk analys för att förklara bostadsprisernas utveckling, se till exempel Claussen (2013), Englund (2011), Turk (2015) och Bauer (2014). I sin tidigare studie för Sverige använde Claussen (2013) något färre variabler än vi gör. I vår analys använder vi reala variabler och låter istället inflationen påverka småhuspriserna separat. Mer specifikt ingår de följande förklarande variablerna i vår regression:

- real disponibel inkomst per capita
- real finansiell nettoförmögenhet
- real bostadsränta
- årlig KPIF-inflation
- årlig befolkningstillväxt
- bostadsinvesteringar som andel av BNP.<sup>5</sup>

Som beroende variabel i regressionerna använder vi de bostadsprisindex som visades i diagram 1 och 3 i inledningen. För Sveriges del används det nominella fastighetsprisindexet för småhus, vilket deflateras med KPIF.<sup>6</sup> Fastighetsprisindexen för andra länder deflateras med KPI.

Låt oss nu diskutera igenom de olika förklarande variablerna som visas i diagram 4. Vi är främst intresserade av långsiktiga, eller lågfrekventa, förändringar. Notera först att bolåneräntorna har utvecklats på ett liknande sätt i alla länder. Inflationen förefaller också grovt sett ha samma långsiktiga nivå i alla länder vi studerar. Om vi sätter fokus på Sverige noterar vi att den finansiella nettoförmögenheten har växt mer i Sverige än i alla andra länder. För disponibel inkomst är Sverige det land i urvalet som har näst högst ökning under perioden 1990–2015. Befolkningstillväxten i Sverige är nära genomsnittet för alla länder under perioden som helhet, men hög i ett internationellt perspektiv under de senaste åren. Slutligen noterar vi att bostadsinvesteringarna som andel av BNP i Sverige var mycket låga i ett internationellt perspektiv från bostadskrisen på 1990-talet fram till 2006, men att investeringarna under de senaste åren ökat i

<sup>5</sup> För följande variabler (det vill säga de som normaliserats till 1 i startkvartalet) tar vi den naturliga logaritmen: reala bostadspriser, real disponibel inkomst per capita samt real finansiell nettoförmögenhet. Detta gäller endast regressionerna, inte när vi visar variablerna i diagram etcetera.

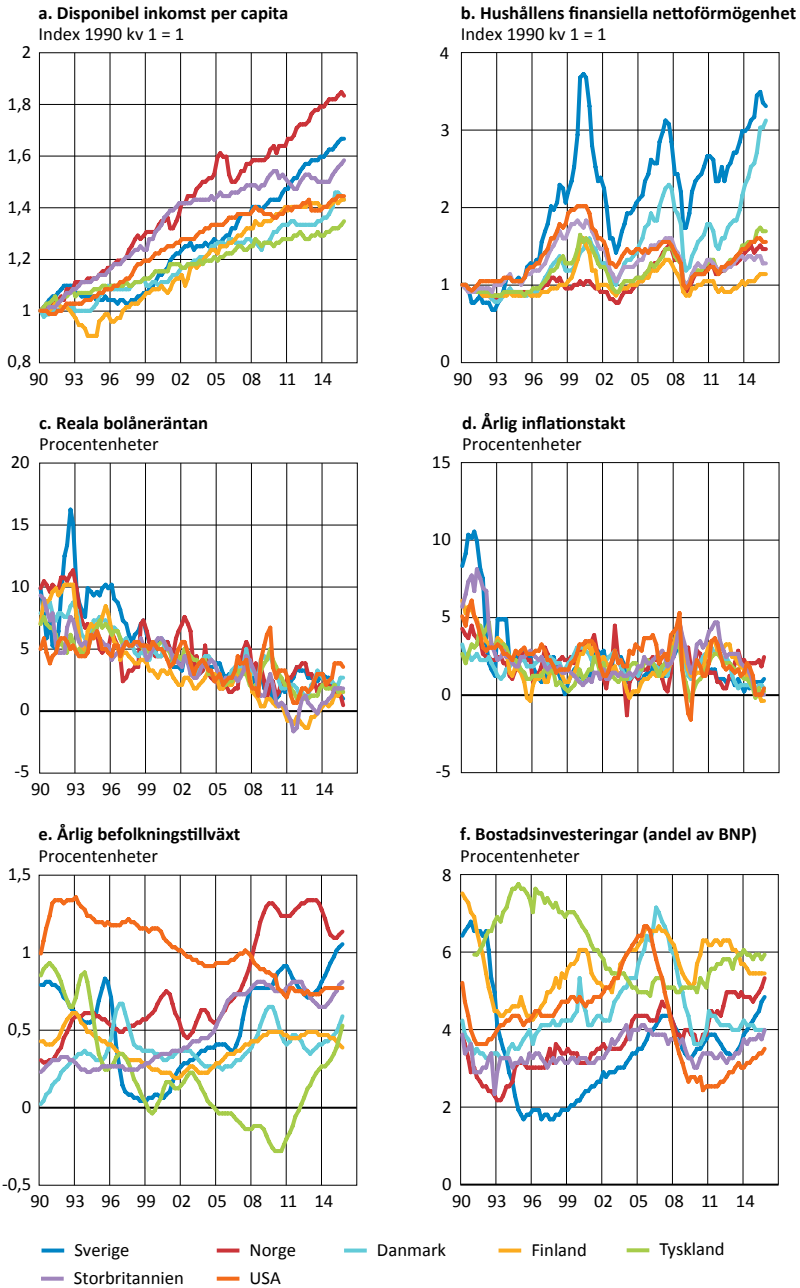
<sup>6</sup> KPIF är ett prisindex för en bred konsumtionskorg där boendekostnader beräknas med en fast bolåneränta.

snabb takt och nu uppgår till nära 5 procent av BNP, vilket är i samma nivå som de andra länderna. Intressant att notera är att bostadsinvesteringarna i Tyskland var mycket höga i ett internationellt perspektiv under 1990-talet, för att sedan falla tillbaka något under 2000-talet. Det kan ha haft en återhållande effekt på de tyska huspriserna på ett sätt som inte nödvändigtvis fångas av utvecklingen av bostadsinvesteringarna i de andra länderna i vår panel.<sup>7</sup>

---

7 Det är möjligt att bostadsinvesteringarna i Tyskland har varit så pass höga att utbudet på småhus förblivit högt nog för att tillfredsställa efterfrågan på småhus, medan strukturella problem (exempelvis begränsad tillgång av land där folk vill bo och olika byråkratiska hinder; se Emanuelsson, 2015) kan ha medfört att bostadsinvesteringarna i andra länder inte varit höga nog för att få utbudet av småhus att räcka till. I de senare länderna leder inte högre bostadsinvesteringar nödvändigtvis till lägre pristryck, utan endast till att priserna ökar i mindre omfattning än de skulle gjort annars. I dessa länder blir de ökade bostadsinvesteringarna snarare ett mått på "överskottsefterfrågan", vilket innebär att bostadsinvesteringar lätt kan få fel tecken i en regressionsanalys.



**Diagram 4. Data för de förklarande variablerna: 1990 kvartal 1 – 2015 kvartal 4**

Anm. Se Appendix A för detaljerad information om transformationer av rådata.

Källor: Se Appendix A

## 2.2 Regressionsanalys

Vi kommer nu att diskutera den enkla ekonometriska ansats vi använder för analys av småhuspriserna på landsnivå. Grundantagandet är att dynamiken i småhuspriserna har samma relation till de fundamentala variablerna i alla länderna.<sup>8</sup> Vi är medvetna om att detta är ett restriktivt antagande och bör ses som utgångspunkt för vidare tolkningar och diskussion. Det är dock användbart för vårt syfte att ställa värderingen av svenska småhus i relation till hur småhus värderas i andra länder. Hur begränsande det här antagandet är beror också på modellens förmåga att förklara variationen i småhuspriserna i de olika länderna. Om vår ansats, som antar att variablerna påverkar småhuspriserna på samma sätt i alla länder i vår studie, inte klarar att förklara variationen i småhuspriserna väl, kan man förstås tvivla på detta antagande. Men om vi däremot finner att regressionsmodellen förklarar prisvariationen i de olika länderna relativt väl, är det en rimlig tolkning att vårt antagande har stöd i data.

För att ytterligare förenkla vår analys abstraherar vi från skillnader i nivåer på variabler som växer över tiden genom att konvertera de relevanta variablerna till indexserier som normaliseras till 1 för startperioden i den empiriska analysen (1:a kvartalet 1990).<sup>9</sup> I linje med detta resonemang skattar vi en regression där koefficienter är desamma för alla länderna:

$$(1) \quad p_{i,t}^h = \beta_0 + \beta_y y_{i,t} + \beta_{nw} nw_{i,t} + \beta_{rr} rr_{i,t} + \beta_{\pi} \pi_{i,t} + \beta_{pg} pg_{i,t} + \beta_{ri} ri_{i,t} + \varepsilon_{i,t}.$$

Regressionen i ekvation (1) är  $\beta_0$  skärningspunkten, eller konstanttermen,  $\beta_y$  koefficienten för disponibel inkomst per capita ( $y$ ),  $\beta_{nw}$  koefficienten för finansiell nettoförmögenhet ( $nw$ ),  $\beta_{rr}$  koefficienten för den reala bostadsräntan ( $rr$ ),  $\beta_{\pi}$  koefficienten på inflationen ( $\pi$ ),  $\beta_{pg}$  koefficienten på befolkningstillväxten ( $pg$ ) och slutligen är  $\beta_{ri}$  koefficienten på bostadsinvesteringarna som andel av BNP ( $ri$ ). I de tidigare studierna av Claussen (2013), Giordani et al. (2015) och Turk (2015) användes en liknande modellansats utslutande estimerad på svenska data för att bedöma om den kraftiga uppgången i småhuspriserna kunde förklaras av den ekonomiska utvecklingen sedan den finansiella krisen 2008, och fann stort stöd för att så var fallet för de utfall som var tillgängliga när studierna

<sup>8</sup> Paolo Giordani var den som föreslog för oss att det vore intressant att analysera svenska huspriser med en internationell panelansats.

<sup>9</sup> Specifikt görs denna normalisering för bostadspriserna (diagram 1 och 3), de disponibla inkomsterna (panel A i diagram 4) samt den finansiella nettoförmögenheten (panel B i diagram 4). Hade vi inte gjort detta skulle vi varit tvungna att tillåta för en landspecifik konstant i modellen. En landspecifik konstant hade dock inneburit ett antagande att huspriserna i varje enskilt land varit rätt värderade i genomsnitt över skattningsperioden, något vi vill undvika på förhand i vår analys. Normaliseringen innebär dock att den genomsnittliga residualen för varje land innehåller avvikelserna 1:a kvartalet 1990 mellan huspriserna och de andra förklarande variablerna som normaliserats. Turk (2015) visar att för Sveriges del är denna avvikelse liten. Vi kan därför tolka resultaten i nivå för Sverige.

publicerades. Sedan dess har priserna fortsatt att stiga, men ekonomiska fundamenta har också förbättrats (t.ex. har realräntorna sjunkigt). Vi tror därför inte att en sådan ansats tillför debatten något nytt.

Vi estimerar även en variant av regressionsmodellen där vi tillåter att hushållens skuldsättning som andel av disponibel inkomst (hd) påverkar huspriserna genom koefficienten  $\beta_{hd}$ :

$$(2) \quad p_{i,t}^h = \beta_0 + \beta_y y_{i,t} + \beta_{nw} nw_{i,t} + \beta_{rr} rr_{i,t} + \beta_{\pi} \pi_{i,t} + \beta_{pg} pg_{i,t} + \beta_{ri} ri_{i,t} + \beta_{hd} hd_{i,t} + \varepsilon_{i,t}.$$

Som framgår genom att jämföra ekvation (1) och (2) är den enda skillnaden mellan dem att skuldkvoten inkluderas i ekvation (2). Om koefficienten  $\beta_{hd}$  blir estimerad som positiv och signifikant skild från noll, och modellen i ekvation (2) förklarar en mycket större andel av variationen i småhuspriserna totalt sett och även i varje enskilt land jämfört med modellen i ekvation (1), innebär det alltså att hushållens skuldsättning pressar småhuspriserna uppåt, utöver de fundamentala variabler vi har inkluderat i regressionerna (1) och (2).<sup>10</sup>

Vissa kan tycka att det är trivialt att huspriserna drivs av hushållens skuldsättning, eftersom nästan alla hushåll måste låna pengar hos banken när de köper hus. Men med ett sådant resonemang bortser man från att de som säljer sitt hus ofta minskar sin lånebörda med avsevärda belopp, att hushållens totala skuldsättning inte nödvändigtvis påverkas i någon större omfattning. Det är därför rimligt att tolka ett skattningsresultat  $\beta_{hd} > 0$  i ekvation (2) som att utbudet av krediter har en direkt och kvantitativt viktig betydelse för småhuspriserna, separat från de fundamentala faktorer som styr efterfrågan på småhus.

Med det här i åtanke övergår vi nu till att diskutera skattningsresultaten av regressionerna i ekvation (1) och (2), vilka redovisas i tabell 1. Vi börjar med att kommentera koefficienterna i modellen utan skuldkvot, det vill säga ekvation (1) ovan, vars resultat visas till vänster i tabellen. Här har vi antagit att småhuspriser på lång sikt ökar lika mycket som disponibel inkomst, det vill säga att parametervärdet är 1. Vi inför detta antagande eftersom en fri skattning av denna parameter resulterar i en koefficient på 1,61, och detta innebär att småhuspriser växer 1,6 gånger snabbare än inkomsten på lång sikt, vilket ter sig orimligt givet resultaten i Giordani et al. (2015) som visar att reala huspriserna

10 Under antagandet att hushållens kreditefterfrågan och skuldsättning förklaras av samma fundamentala variabler som i regression (1), så ska inte skuldsättningen bli signifikant i regression (2) och öka modellens förklaringsgrad. En signifikant koefficient för huspriserna i regression (2) och en ökad förklaringsgrad betyder då att det finns en signifikant utbudseffekt av krediter som inte fullt ut fångas av hushållens efterfrågan av krediter.

har fallit relativt reala inkomster per capita mellan 1875 och 2014.<sup>11</sup> Vi noterar att modellskattningen fångar den positiva effekten från finansiell nettoförmögenhet, inflation samt befolkningstillväxt på ett förväntat sätt. En anledning till att det är rimligt att tänka sig att inflationen påverkar småhuspriser positivt är att det är nominella skuldräntor som är avdragsgilla i flertalet länder. När inflationen ökar innebär det att hushållens reala räntekostnad blir lägre efter skatt. Relationen mellan den reala räntan och bostadspriserna skattas till -1,5, det vill säga med väntat negativt tecken men med väldigt litet värde – de allra flesta ekonomiska modeller innebär att bostadspriserna är betydligt känsligare än så för förändringar i räntekostnaden. Vår skattade koefficient överensstämmer dock med IMF:s (2005) resultat (-1 till -2) för åtta euroländer. Koefficienten för bostadsinvesteringar är positiv. Men det ska inte tolkas som att bostadsinvesteringar driver upp bostadspriser, utan snarare som att det finns en underliggande oobserverad faktor som driver upp både småhuspriser och bostadsinvesteringar. Om vi tittar på  $p$ -värdet i tabellen ( $p$ -val) kan vi se att alla koefficienter utom en är signifikanta även vid användande av en hög signifikansnivå. Det är endast signifikansen för inflationen som är låg (endast signifikant på 10-procentsnivån).

---

11 Det är dock viktigt att inse att modellens förklaringsgrad för alla länder är nästan opåverkad av denna restriktion, vilket innebär att andra variabler substituerar för den större betydelse som de disponibla inkomsterna får i en orestriktionerad modell.

Tabell 1. Regressionsresultat för panelmodeller av småhuspriser

Variabel	Modell utan skuldkvot			Modell med skuldkvot		
	Koeff.	Std. Avv.	p-val	Koeff.	Std. Avv.	p-val
Disponibel inkomst	1,00	--	--	1,00	0,04	0,0000
Nettoförmögenhet	0,23	0,02	0,0000	0,07	0,01	0,0000
Real bostadsränta	-1,55	0,31	0,0000	-0,57	0,22	0,0104
Inflation	0,93	0,53	0,0766	1,01	0,29	0,0409
Befolkningstillväxt	23,06	2,08	0,0000	18,18	1,23	0,0000
Bostadsinvestering	2,70	0,55	0,0000	3,38	0,29	0,0000
Skuldkvot	--	--	--	0,33	0,01	0,0000
Modellernas förklaringsgrad - $R^2_{adj}$						
	Modell utan skuldkvot			Modell med skuldkvot		
<b>Totalt</b>	<b>0,74</b>			<b>0,93</b>		
<b>Enskilda länder</b>						
Danmark	-0,41			0,84		
Finland	0,61			0,89		
Norge	0,91			0,94		
Storbritannien	0,74			0,80		
Sverige	0,87			0,94		
Tyskland	-4,91			-0,68		
USA	0,15			0,89		

Anm. De skattade modellerna innehåller småhusprisindex, disponibel inkomst och finansiell nettoförmögenhet i naturliga logaritmer. En konstant inkluderas i båda modellerna men redovisas inte i tabellen. Tabellen rapporterar de skattade koefficienterna ("Koeff.") för alla förklarande variabler samt standardavvikelse ("Std. Avv.") och p-värde ("p-val") för dessa koefficienter. Standardavvikelse är ett mått på hur precis skattningen är medan p-värdet betecknar sannolikheten att koefficienten har det angivna tecknet.  $R^2_{adj}$  betecknar modellernas justerade förklaringsgrad och tar hänsyn till att modellen med skuldsättningen innehåller ytterligare en parameter jämfört med modellen som inte inkluderar skuldsättningen.

Till höger i tabell 1 visas resultaten för modellen som inkluderar hushållens skuldsättning som en ytterligare förklarande variabel (ekvation 2 ovan). När det gäller skattade koefficienter skiljer sig modellspecifikationen som inkluderar skuldkvoten endast marginellt från huvudspecifikationen i regressionen i ekvation (1) med skillnaden att vi inte längre behöver lägga på restriktionen att koefficienten för den disponibla inkomsten är 1. Den estimerade koefficienten

blir nämligen ganska precist skattad till 1 ändå. En annan skillnad är att med ekvation 2 blir koefficienterna för nettoförmögenhet och bostadsränta lägre. Man skulle kunna tänka sig att det beror på en hög grad av så kallad multikollinjäritet (samvariation) mellan dessa variabler, det vill säga att lägre reala räntor driver upp nettoförmögenheten och hushållens skuldsättning. I så fall skulle det vara svårt att identifiera hur mycket inflytande de olika variablerna faktiskt har. Det som talar emot detta är att standardavvikelseerna för både nettoförmögenheten och realräntan faller när skuldsättningen inkluderas. Koefficienterna för dessa variabler skattas alltså mer precist. Koefficienten för hushållens genomsnittliga skuldsättning är mycket precist skattad och bidrar helt klart till att förbättra modellens förmåga att förklara variationen i småhuspriserna. Som framgår av den första raden i tabellen under de skattade koefficienterna ökar den justerade förklaringsgraden för alla länder totalt sett från 0,74 till 0,93 när skuldsättningen inkluderas.<sup>12</sup> Det är en tydlig förbättring.

Vi ser också i den högra kolumnen i tabell 1 att koefficienten för skuldkvoten skattas till en tredjedel. Givet att alla variablerna i regressionen är exogena i förhållande till varandra på lång sikt innebär detta att uppgången som skett i skuldsättningen från runt 100 till 175 procent under 2000-talet gett ett direkt bidrag till bostadspriserna på 25 procent. Genom att tolka resultaten på det sättet får vi ett enkelt mått på hur mycket huspriserna skulle kunna tänkas korrigeras nedåt om ekonomisk-politiska åtgärder vidtogs för att pressa tillbaka skuldsättningen. Men det är samtidigt viktigt att komma ihåg att man då antar att ekonomin i övrigt inte påverkas av dessa åtgärder. Åtminstone på kort sikt är ett sådant antagande således orimligt, eftersom det finns en hög grad av samvariation mellan flera av variablerna i regressionerna.<sup>13</sup>

Vilka implikationer har nu de två modellerna för huspriserna i de olika länderna under skattningsperioden ifråga? Låt oss börja med att titta på regressionsresultaten grafiskt i diagram 5. I diagrammet visas de faktiska bostadspriserna samt de predikterade (skattade) värdena från regressionsmodellen utan skuldkvot. Vi kan dra fyra huvudsakliga slutsatser från detta diagram:

1. Enligt denna metod är huspriserna i Sverige i slutet av 2015 väl i linje med fundamenta, eller är åtminstone inte uppenbart övervärderade.

12 Den totala förklaringsgraden är ett vägt genomsnitt av modellens förklaringsgrad för de olika länder som visas i nedre delen av tabellen, där vikten för varje enskilt land uppgår till variansen i huspriserna i landet som andel av summan av varianserna för alla länder. Eftersom Tyskland har relativt liten variation i huspriserna (kan ses från diagram 1 och 3) följer det att Tyskland får en relativt liten vikt i beräkningen av den totala förklaringsgraden, vilket förklarar varför den totala förklaringsgraden är så pass hög i modellen utan skuldsättning, trots att Tyskland har en mycket negativ förklaringsgrad.

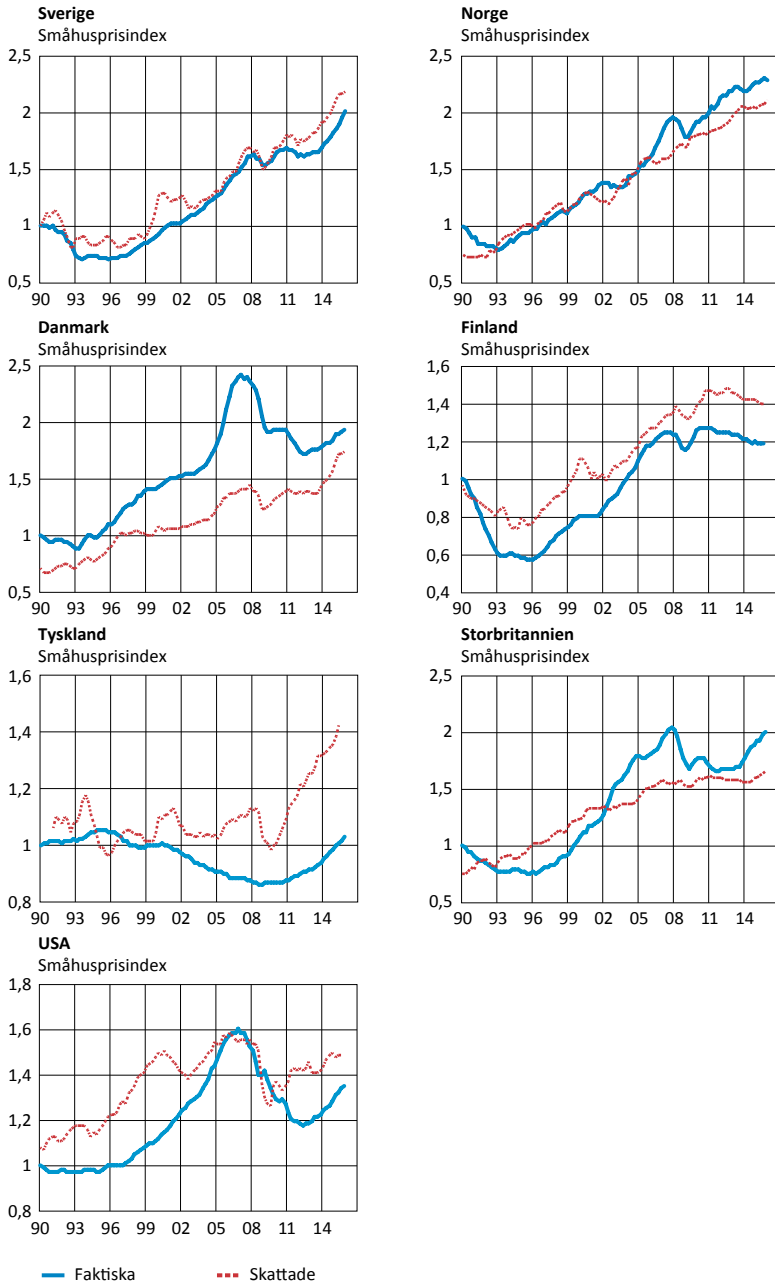
13 Se till exempel artikeln av Finocchiaro, Jonsson, Nilsson och Strid (2016).

2. Skattade och predikterade huspriser tenderar i vissa fall att avvika från varandra under många år i rad för ett enskilt land. Exempelvis är skattade huspriser lägre än faktiska för hela tidsperioden i Danmark medan det omvända gäller i stor utsträckning för Finland. En möjlig tolkning av detta är att förändringar i faktorer utanför modellen också är viktiga, och troligen landspecifika. Det kan till exempel röra sig om förändringar i institutioner, normer eller kreditutbud. Som vi nämnde tidigare är en annan möjlig förklaring att de variabler vi inkluderar påverkar huspriserna på olika sätt i de olika länderna.
3. Kraftiga och snabba uppgångar i huspriserna tenderar att inte motiveras av fundamenta enligt vår modell. Exempel på detta är uppgångarna i Danmark 2004–2007, Storbritannien 2002–2008 och även den mindre tillfälliga uppgången i Norge 2006–2008. Resultatet för prisboomen på bostäder i USA är dock mer tvetydigt. Visserligen ökade priserna snabbare än modellen implicerar, men från en undervärderad nivå. Detta till trots så är det ett problem för vår ansats att den inte pekar ut ett övervärderingsproblem innan priserna föll kraftigt i USA.<sup>14</sup> Vidare tenderar gap mellan skattade och faktiska huspriser i dessa fall att slutas genom att faktiska priser faller. Vi ser detta som en indikation på att vår modell faktiskt är användbar – avvikelser identifieras åtminstone *ex post* från långsiktiga priser. Vår slutsats är därför att skillnaden i dynamiken mellan länder inte är särskilt stor och vi bedömer därför att vår ansats är meningsfull.

---

14 I Appendix B visar vi att en variant av modellen utan den finansiella nettoförmögenheten inkluderad indikerar att en substantiell övervärdering förelåg i USA innan subprimekrisen bröt ut i augusti 2007. Resultaten för USA är således inte robusta för valet av förklarande variabler.

**Diagram 5. Faktiska och skattade bostadspriser från regressionsmodellen utan skuldsättning (regressionsmodellen i ekvation 1)**



Anm. De skattade priserna (röd streckade linjer) har beräknats med hjälp av de estimerade koefficienterna som rapporteras i den vänstra kolumnen i tabell 1.



4. Husprisutvecklingen i Tyskland är väsensskild från övriga länder. Om priserna i Tyskland hade haft samma relation till fundamenta som i övriga länder hade de varit 40 procent högre än de är nu. Vi ser också en tendens mot en acceleration av huspriserna i Tyskland sedan 2011 i diagrammet. Eftersom Tyskland är så pass annorlunda väcker det här resultatet frågan i vilken utsträckning resultaten i tabell 1 och diagram 5 påverkas av att vi har inkluderat Tyskland. Vi återkommer till denna fråga lite längre fram, i avsnitt 2.3.

Hur påverkas nu resultaten av att vi inkluderar hushållens skuldsättning? De predikterade huspriserna enligt modellen med skuldsättning (modell 2) visas i diagram 6. Vi noterar att skillnaden mellan faktiska och predikterade priser är mycket mindre i denna modellspecifikation. Det betyder att modellen har en högre förklaringsgrad än modellen utan skuldsättning. Det kan vi också se från förklaringsgraden i tabell 1. Liksom i modellen utan skuldsättning tenderar prisökningar som inte har stöd i fundamenta att korrigeras genom att faktiska huspriser faller. En annan likhet med modellen utan skuldsättning är att de nuvarande huspriserna i Sverige ligger nära de bostadspriser som predikteras av den skattade regressionsekvationen i tabell 1 (vänstra kolumnen). Det är endast för Storbritannien som faktiska huspriser är väsentligt högre än skattade priser vid periodens slut i båda modellerna. Att priserna i Storbritannien är högre än predikterat även betingat på hushållens skuldsättning kan möjligen bero på att utländska placerare har stått för en signifikant andel av köpen.<sup>15</sup> När utländska placerare köper brittiska småhus ökar ju inte brittiska hushålls skuldsättning, men kapitalinflöden ökar och pundet tenderar att stiga i värde i förhållande till andra valutor.

För flera länder, framför allt Danmark och Norge, innebär alltså inkluderingen av skuldsättningen att gapet mellan faktiskt och predikterat huspris till stor del sluts. Innebär det att vi bör tänka på de husprisuppgångar som skett i dessa länder som förenliga med fundamenta? Det beror på utifrån vilket perspektiv vi ser på skuldsättningen. Om den ökade skuldsättningen är *efterfrågedriven av realistiska* förväntningar om höga inkomster och permanent låga bostadslåneräntor framöver som inte fångas av nuvarande inkomster och bostadslåneräntor, kan priserna rimligen ses som fundamentalt betingade. Ett exempel på detta vore om räntan förväntas vara mer varaktigt låg än vad historiska mönster ger. I så fall är inte en stor korrigerings av varken huspriserna eller skuldsättningen nedåt

15 Cirka 10 procent av den brittiska bostadsstocken ägs av utländska medborgare och företag (Valentine, 2015), och Badarınza och Ramadorai (2015) finner stöd för att utländskt ägande drivit upp priserna. Andra studier, såsom Marsden (2015) och Hilber och Vermuelen (2016) betonar istället problemen på utbudssidan.

nödvändig eftersom hushållens skuldkvot tenderar att falla gradvis över tiden när hushållens inkomster ökar och ett lågt ränteläge består. I det här fallet kan också hushållens skuldsättning öka utan att det nödvändigtvis leder till en kraftig korrigering i priser och skuldsättning framöver. Men om den ökade skuldsättningen istället är *utbudsdriven*, och beror på att villiga låntagare erbjudits möjligheten att låna kapital till ovanligt låg ränta under en begränsad period kan situationen vara mer bekymmersam.<sup>16</sup> Den dagen då kreditutbudet oväntat minskar betydligt, kommer kostnaderna för hushållens upplåning öka betydligt. Marknadsräntorna går då upp, hushållen tvingas lägga en större andel av sina inkomster på att betala sina lån vilket innebär att konsumtionsutrymmet för övriga varor minskar. För att frigöra resurser för att konsumera andra varor vill hushållen i det läget således minska sin skuldbörda. Sammantaget leder det här scenariot därför till att hushållens efterfrågan på företagens varor och tjänster minskar kraftigt, och företagens efterfrågan på arbetskraft minskar därmed. Det leder i sin tur till att hushållens disponibla inkomster faller och att deras finansiella nettoförmögenhet minskar genom en lägre värdering av företagens framtida vinster och högre diskontering av dessa. Fallande disponibla inkomster och nettoförmögenhet skapar tillsammans med högre räntor ett nedåtryck på huspriserna enligt vår regressionsmodell i tabell 1, och korrigeringen nedåt av skuldkvoten kan bidra ytterligare. På detta vis kan en uppgång i skuldsättningen som inte fullt ut motiveras av fundamentala faktorer vara ett problem för ekonomin.

Vi kan också exkludera Sverige från våra regressioner för att ännu mer bokstavigt svara på frågan: "Om småhuspriserna i Sverige utvecklats enligt samma mönster som i övriga länder, vad hade de varit då?". Men detta ger bara försumbara effekter på de skattade bostadspriserna – de fyra slutsatserna ovan står sig ändå. Däremot ändras de skattade värdena på koefficienterna ibland märkbart. Det gäller framför allt i modellen utan skuldkvoten och antyder att vissa av dem är mindre robusta.<sup>17</sup>

Slutligen noterar vi att de fyra slutsatserna, inklusive frånvaron av uppenbar övervärdering av svenska småhuspriser i slutet av 2015, står sig även om vi exkluderar nettoförmögenheten från regressionen. Detta är en viktig robusthetsövning eftersom det är plausibelt att övervärdering av bostäder sammanfaller i tid

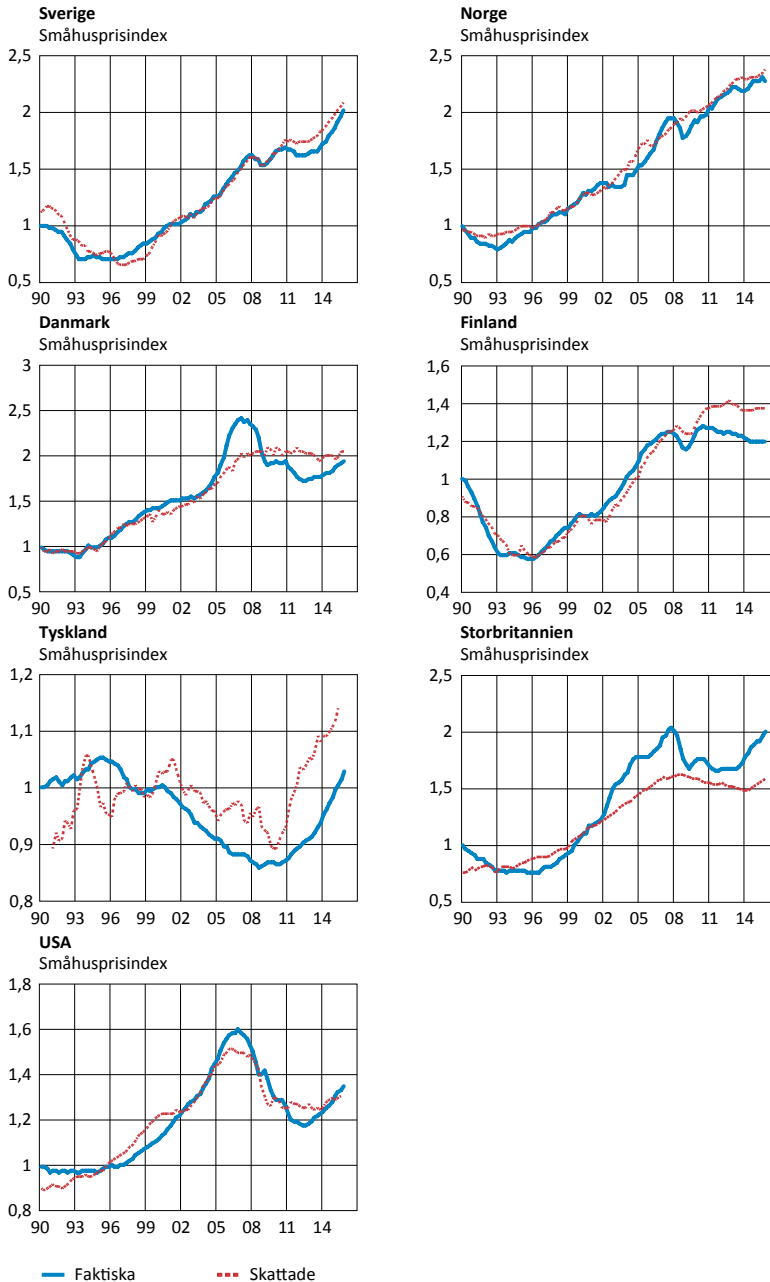
16 Orealistiska förväntningar om framtida inkomster och räntenivåer har rimligen kvalitativt liknande effekter som en tillfällig utbudsökning av kapital som pressar ner ränteläget och bidrar till ökad ekonomisk aktivitet i närtid.

17 Medan koefficienten för skuldkvoten fortfarande är högst signifikant och i det närmaste oförändrad (0.33) blir koefficienten för realräntan positiv och insignifikant när Sverige exkluderas från panelen i modellen med skuldkvot. Vi diskuterar i nästa avsnitt närmare samspelet mellan de reala huspriserna och realräntan, och varför osäkerheten om dess genomslag är så pass stort i våra modeller i tabell 1.

med övervärdering av andra finansiella tillgångar. Intressant nog är det till och med så att modellen utan nettoförmögenhet bättre förklarar variationen i de svenska huspriserna, eftersom vår svenska serie för nettoförmögenheten är så volatil (se panel b i diagram 4). Vi redovisar resultaten för denna förenklade variant av regressionerna i ekvationerna (1) och (2) i Appendix B.

Sammanfattningsvis föreligger för Sveriges del ingen uppenbar övervärdering av småhusstocken som helhet, eftersom även modellen som inte inkluderar skuldsättningen pekar på att värderingen av svenska småhus är i linje med fundamentala variabler. Men eftersom modellen som inkluderar skuldsättning passar data bättre, både internationellt och för Sverige, finns likväl en risk att priserna och den höga skuldsättningen inte är långsiktigt hållbara ifall utbudet av kapital minskar och ränteläget ökar snabbt. Vidare är det viktigt att notera att dessa resultat endast avser riket som helhet, och inte säger något om värderingen i enskilda kommuner. Vi kommer att diskutera prissättningen i enskilda kommuner i avsnitt 3. Men innan vi gör det kommer vi att diskutera tolkningen av regressionsresultaten lite mer ingående utifrån existerande ekonomisk teori.

**Diagram 6. Faktiska och skattade bostadspriser från regressionsmodellen med skuldsättning (regressionsmodellen i ekvation 2)**



Anm. De skattade priserna (röd streckade linjer) har beräknats med hjälp av de estimerade koefficienterna som rapporteras i den högra kolumnen i tabell 1.

### 2.3 Hur kan regressionsresultaten tolkas?

I det här avsnittet redogör vi för vad ekonomisk teori säger om den andel av hushållens utgifter som går till bostäder och vad det innebär för bostadspriserna på lång sikt. Ett viktigt begrepp i detta sammanhang är brukarkostnad, det vill säga kostnaden för att äga och bruka en bostad som andel av bostadspriset. Brukarkostnaden för bostäder ( $uc$ ) inkluderar en finansiell kostnad bestående av realräntan på bostadslån (alternativt avkastningen på en annan investering med liknande risk som bostaden) samt andra komponenter som fastighetsskatt, ränteavdrag och förväntade bostadsprisökningar samt kostnader för drift och underhåll.<sup>18</sup>

Ekonomisk teori och empiri stöder tanken att hushållen på lång sikt väljer att lägga en fast andel av sin inkomst på boende.<sup>19</sup> Vi kan sedan räkna ut vad dessa bostadsutgifter innebär för bostadspriserna. Vi gör det dels med en makroekonomisk modell, Walentin 2014, och dels på enklast möjliga sätt.

Låt oss börja med den enkla metoden. Då kan den del av hushållens utgifter som går till bostäder på lång sikt,  $HES$ , skrivas

$$(3) \quad HES = \frac{r^* p^h \bar{h}}{y},$$

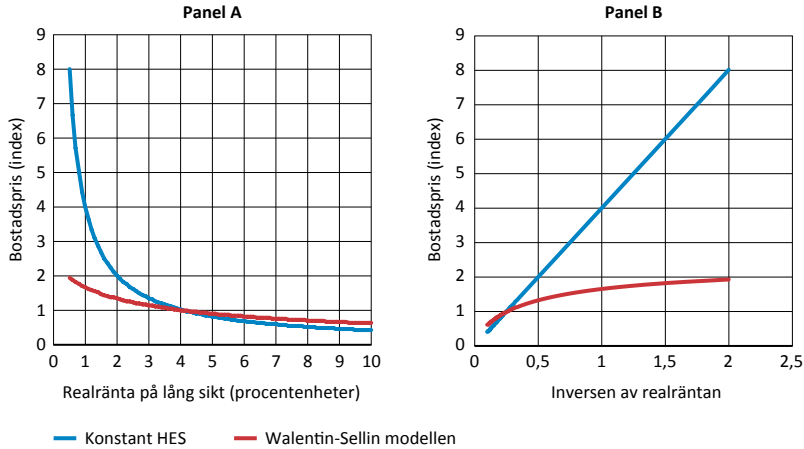
där  $r^*$  är realräntan på lång sikt,  $p^h$  det reala bostadspriset,  $\bar{h}$  bostadsstocken och  $y$  den reala disponibla inkomsten per capita. Vi antar att  $\bar{h}$  är konstant i det här resonemanget. Sambandet i ekvation (3) är förstås en stiliserad bild av den reala bostadskostnaden i och med att vi använder realräntan istället för brukarkostnaden för bostäder. Med andra ord abstraherar vi från fastighetsskatt, ränteavdrag och förväntade bostadsprisökningar samt kostnader för drift och underhåll, eftersom vi har svårt att mäta dem över tid i många länder. Vi diskuterar samspelet mellan  $r^*$  och  $uc$  nedan, men antar tillsvidare att variationer i  $r^*$  är den viktigaste källan till variationer i  $uc$  på lång sikt. Det är ofta ett rimligt antagande möjligen med undantag för om fastighetsskatten förändras.

En viktig insikt från ekvation (3) är att sambandet mellan realräntan och bostadspriserna är icke-linjärt. En förändring av realräntan från 6 till 5 procentenheter är inte en stor sak, men ett fall från 2 till 1 procent ger en stor hävstång på bostadspriserna om  $HES$  antas vara konstant. Samspelet mellan realräntan och bostadspriser illustreras i diagram 7.

<sup>18</sup> Se Englund (2011) för en utförlig diskussion av brukarkostnad för bostäder.

<sup>19</sup> Cobb-Douglas-preferenser för konsumtion över bostadstjänster och konsumtion av övriga varor och tjänster innebär att hushållen lägger en konstant andel av sin inkomst på boende på lång sikt. Till exempel den inflytelserika artikeln av Iacoviello (2005) gör detta antagande.

Diagram 7. Teoretiskt samband mellan brukarkostnader och bostadspriser



Den blå linjen i panel A i diagrammet ("Konstant HES") visar det värde på  $p^h$  som enligt ekvation (3) innebär en given utgiftsandel för bostäder, HES, när vi varierar realräntan,  $r^*$ , längs x-axeln. Den röda linjen i samma diagram ("Walentin-Sellin") visar det långsiktiga bostadspris som modellen från Walentin (2014) implicerar.<sup>20</sup> De huvudsakliga skillnaderna jämfört med ekvation (3) är att Walentin-Sellin-modellen tar hänsyn till

- i. att bostadsstockens storlek anpassas uppåt när bostadspriserna långsiktigt stiger ( $h$  i ekvation (3) ökar)
- ii. att brukarkostnaden inte bara inkluderar ränta utan även drift- och underhållskostnader för bostaden på 4 procentenheter årligen.

Båda dessa aspekter dämpar förändringen i bostadspriset som en ränteförändring innebär och är kvantitativt ungefär lika viktiga. En långsiktig sänkning av den årliga realräntan från 4 till 1 procentenhet ger enligt denna modell en ökning av bostadsstocken med 54 procent, vilket är en betydande ökning. Ifall en sådan ökning av stocken inte kan materialiseras, blir prispressen högre i modellen. Trots den stora ökningen av stocken innebär alltså en sådan långsiktig sänkning av realräntan att priset på bostäder ökar med 65 procent enligt Walentin-Sellin.

Panel B i diagram 7 visar istället relationen mellan inversen av realräntan ( $1/\text{realräntan}$ ) och bostadspriset. En fast utgiftsandel för bostad, "Konstant HES", innebär ett linjärt samband mellan dessa variabler medan Walentin-Sellin implicerar att bostadspriset är en konvex funktion av inversen av räntan, eftersom

<sup>20</sup> Bostadspriset har normaliserats till 1 när realräntan är 4 procent i båda modellerna.

utbudet av bostäder ökar när realräntan faller varaktigt och eftersom brukar-kostnaden inkluderar andra komponenter än räntan, vilket vi har diskuterat tidigare.

Hur ser dessa samband ut i faktiska data? Regressionerna i tabell 1 visade på en ganska låg koefficient för realräntan, men de regressionerna gjordes för en övervägande andel höga utfall för realräntan (se panel C i diagram 4), vilket innebär att den skattade koefficienten bör vara begränsad enligt resonemangen kring ekvation (3) ovan. Vi gör därför nu ett mer direkt test av det teoretiska långsiktiga sambandet mellan inversen av realränta och bostadspriser genom att studera den faktiska relationen mellan dessa variabler för varje land i diagram 8. Ett värde på 1 på x-axeln i diagram 8 innebär alltså att realräntan är 1 procent, och ett värde på 0.5 att realräntan är 2 procent. De flesta värdena på x-axeln ligger under 1 eftersom realräntorna fallit över tiden från ganska höga nivåer.<sup>21</sup> Det kan man till exempel se i panel C i diagram 4. Förutom data innehåller panelerna också den konkava relationen som Walentin-Sellin-modellen (röd linje) innebär, samt den linjära prissättningsrelation som impliceras av en konstant utgiftsandel som håller husstocken konstant (HES i ekvation 3).<sup>22</sup> Vi noterar att en övervägande del av observationerna tenderar att ligga mellan dessa två linjer. För framför allt Tyskland men även USA passar inte den enkla linjära regressionen. För Tysklands del ser man förvånande nog en negativ relation mellan inversen av realräntan och bostadspriserna, vilket är i stark kontrast med ekonomisk teori.<sup>23</sup>

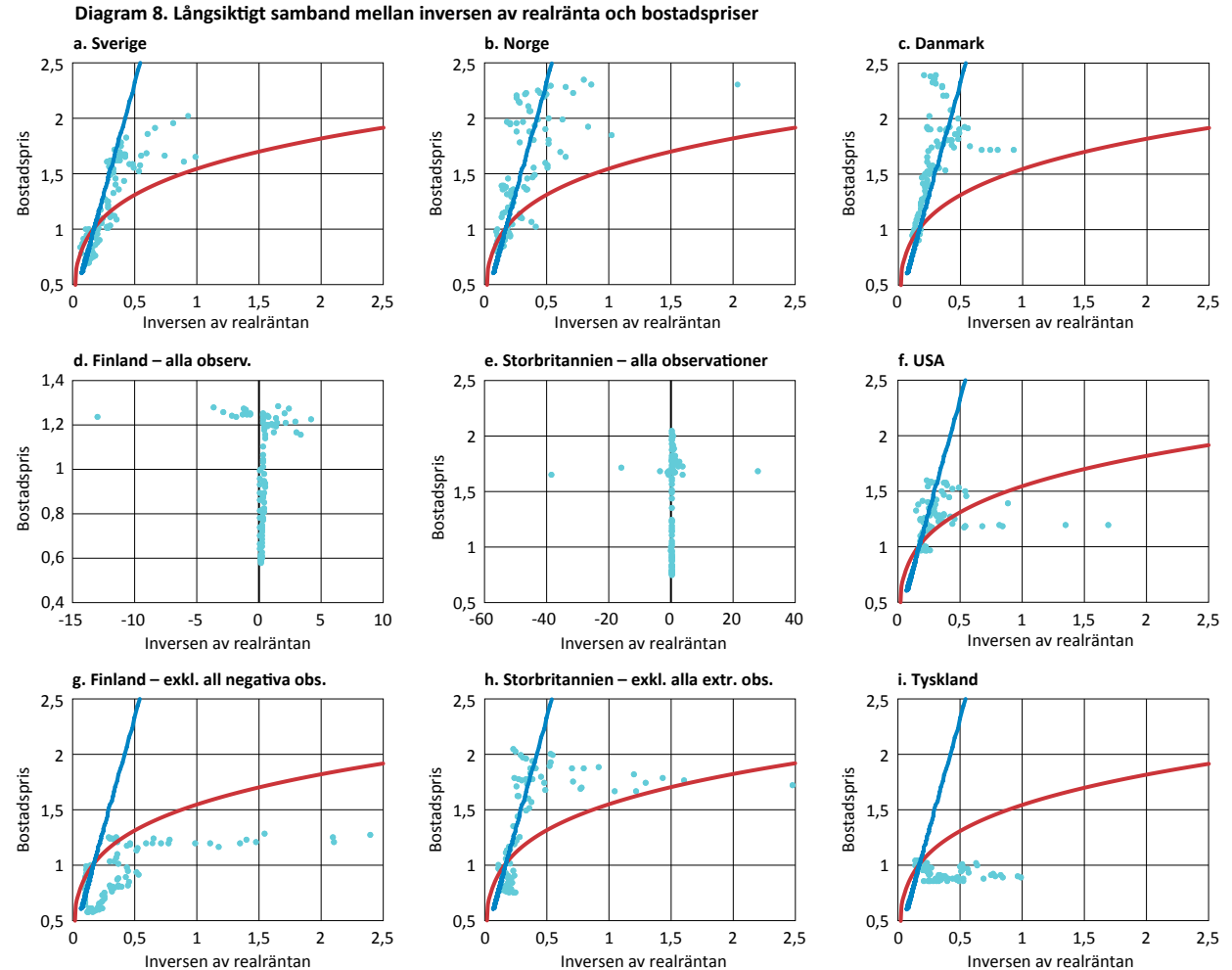
Om vi bortser från Tyskland, är det övergripande intrycket från diagrammet att även om priserna inte har stigit lika mycket som en konstant utgiftsandel med ett konstant utbud av bostäder skulle innebära, har priserna överlag stigit mer än vad som impliceras av Walentin-Sellin-modellen med ett endogent (ökat) utbud på bostäder. Det förklaras sannolikt av att flera länder har svårt att öka den effektiva bostadsstocken: det talas ofta om att länder som Danmark, Norge, Storbritannien och Sverige har strukturella svårigheter att öka utbudet på bostäder där folk vill

21 Man bör dock ha i åtanke att det teoretiska sambandet gäller långsiktiga nivåer på realränta, medan data gäller för reala bolåneräntor med varierande räntebindningstid mellan länderna. Till exempel har Sverige och Storbritannien en internationellt sett låg genomsnittlig räntebindningstid på cirka 2 år. Trots det passar det linjära sambandet väl i båda dessa länder. Förvånande nog passar sambandet sämre för USA, vilket är ett land med långa räntebindningstider, det vill säga räntan i dag är en långsiktig ränta.

22 För att kunna jämföra resultaten för Finland och Storbritannien med de andra länderna på ett bättre vis exkluderar vi i panelerna G och H alla observationer som har negativ realränta och även en observation för Storbritannien som har en mycket låg realränta (0,036 procentenheter, vilket implicerar en invers på 28). I panelerna D och E visas resultaten för alla observationer inkluderade (men utan modellerna).

23 Det faktum att Tyskland har en sådan avvikande relation mellan huspriser och realräntan, samt att det finns ett par stora "outliers" i realräntan för Finland och Storbritannien (vilket framgår av panelerna D och E i diagram 8) innebär att koefficienten för realräntan trycks ner i våra estimerade regressionsmodeller i tabell 1. Om vi skattar om modellerna och utesluter Tyskland och dessa observationer för Finland och Storbritannien ökar koefficienterna för realräntan kraftigt, men hushållens skuldsättning är fortfarande starkt signifikant. Våra tidigare slutsatser påverkas alltså inte.

bo.<sup>24</sup> Även den här analysen pekar alltså på att även om svenska småhus är mycket högt värderade i dag, är det svårt att hävda att de är uppenbart övervärderade. Priserna kan likväl komma att korrigeras nedåt om utbudet ökar kraftigt, men vi vet att det är politiskt svårt att åstadkomma.<sup>25</sup>



Anm. Den blå linjen beskriver relationen mellan bostadspriserna och inversen av realräntan enligt en konstant bostadsutgiftsandel (ekvation 3). Den röda linjen är det teoretiska sambandet enligt Walentin-Sellin-modellen. Data för Finland och Storbritannien (SB) återges två gånger – först det kompletta datasetet (panelerna d och e) och sedan med samma skala som för alla andra länder (panelerna g och h) där alla negativa observationer har exkluderats. Dessutom har extrema värden av inversa realräntan (>2,5) för både Finland och SB exkluderats. Båda linjerna har normaliserats så att de skär punkten där bostadspriset är 1 och inversen av realräntan är 0,167 eftersom det är fallet i startperioden för vårt sample (1 följer av normalisering av bostadspriserna).

24 Se Hilber och Vermuelen (2016) för diskussion om utbudsproblem i England. IMF (2016) diskuterar utbudsproblem på den danska bostadsmarkanden och Emanuelsson (2015) diskuterar utbudsproblemen i Sverige.

25 Se Emanuelsson (2015) för en utförlig diskussion av olika politiska hinder för att öka utbudet av bostäder i Sverige.



### 3 Analys på kommunnivå

Vi övergår nu till att studera hur priserna på småhus utvecklats i enskilda kommuner i Sverige, och om man kan dra slutsatsen att prisutvecklingen i enskilda kommuner har varit i linje med inkomstutvecklingen i de olika kommunerna, eller om priserna i vissa kommuner har stigit mycket mer än vad som motiveras av inkomstutvecklingen och nedgången i realräntorna.

Vi börjar med att beskriva den data som vi har till vårt förfogande, och övergår sedan till att redovisa resultaten från vår enkla regressionsanalys.

#### 3.1 Data

På kommunnivå finns årsdata för medianen av förvärvsinkomsten att tillgå från Statistiska Centralbyrån (SCB).<sup>26</sup> Vidare finns data på medelvärdet för småhuspriser per kommun tillgängligt per år.<sup>27</sup> Notera att data här gäller priset för ett hus i den kommunen,  $\tilde{p}_{j,t}^h$ , inte det kvalitetsjusterade priset per kvadratmeter,  $p_{j,t}^h$ . Om vi antar att hushållen betalar samma ränta och fastighetsskatt, kan vi från bostadspris och disponibel inkomst beräkna den andel av inkomsten som hushållen i varje kommun  $j$  lägger på sitt boende under år  $t$  enligt följande formel:

$$(5) \quad HES_{j,t} = \frac{uc_t \tilde{p}_{j,t}^h}{y_{j,t}}.$$

I ekvation (5) står  $HES_{j,t}$  för den andel av inkomsten,  $y_{j,t}$ , som småhusägare i kommun  $j$  *implicit* lägger på sitt boende. Vi skriver *implicit* eftersom detta är en kalkyl baserad på en så kallad brukarkostnad ("user cost"), det vill säga en kalkyl där kostnaden beräknas som om hushållet löpande lånar upp hela det nuvarande priset för bostaden hos en bank samt betalar fastighetsskatt. Som vi nämnt ovan antar vi här att denna brukarkostnad,  $uc_t$ , är densamma i alla kommuner. Vi approximerar med en nominell bostadsränta justerad med faktisk inflation, ränteavdrag och fastighetsskatt enligt följande formel:

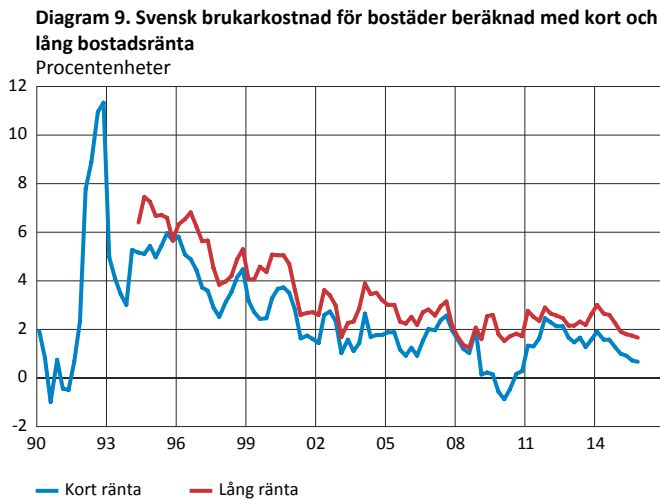
$$(6) \quad uc_t = i_t^{lån} (1 - \tau_t) - \pi_t^e + fs_t.$$

I ekvation (6) står  $i_t^{lån}$  för den nominella bostadslåneräntan,  $\tau_t$  för andelen av räntekostnaden som hushållet kan dra av mot inkomstskatten,  $\pi_t^e$  för förväntad inflation (mätt som föregående års inflation), och  $fs_t$  för den effektiva fastighetsskattesatsen (i procent). Vi bortser från drift- och underhållskostnader,

26 SCB. Sammanräknad förvärvsinkomst per kommun, per individ över 20 års ålder.

27 SCB. Köpeskilling för småhus.

vilket är rimligt om de är ungefär konstanta. Diagram 9 visar tidsserien för  $uc_t$  för två olika mått på bostadslåneräntan: en ränta med kort (3 månaders) och en med lång (8 års) bindningstid. Den genomsnittliga räntebindingstiden på svenska bostadslån har fallit avsevärt sedan bostadskrisen på 1990-talet, och i det avseendet är brukarkostnadsserien baserad på den korta bostadsräntan i diagram 9 ett mer rättvisande mått på vad hushållen faktiskt betalat under det senaste decenniet.<sup>28</sup> Likväl är brukarkostnadsserien baserad på den långa bostadsräntan relevant eftersom den mäter vad hushållen bör förvänta sig att betala under en längre period framöver om vi antar att den långa bostadsräntan är ungefär lika med ett genomsnitt av förväntade korträntor.<sup>29</sup>



Anm. Kort ränta avser 3-månaders löptid, medan den långa räntan avser 8-års löptid.

En ytterligare egenskap med brukarkostmåttet i ekvation (6) är att det implicit antar att det reala bostadspriset förväntas vara konstant. Om hushållet förväntar sig en ökning i det reala bostadspriset med en viss procentsats skulle den effektiva bostadskostnaden behöva minskas med motsvarande procentsats (justerad med kapitalvinstskattesatsen), eftersom en förväntad ökning leder

28 Andelen rörliga bostadslån i bolånestocken har gått från under 20 procent till över 60 procent från 1998 till 2015 enligt Finansiella Stabilitetsrapporten (2016).

29 Förväntningshypotesen innebär att den långa räntan är lika med ett genomsnitt av dagens och framtida korta räntor plus en risk- och likviditetspremie. Den långa ränta vi använder för att beräkna brukarkostnadsserien i diagram 9 innehåller fortfarande en riskpremie, och ger därmed en viss överskattning på den förväntade framtida bostadskostnaden när hushållen lånar med kort bindningstid. Så länge riskpremien är konstant fångar vi dock variationen i framtida förväntade räntekostnaden väl. Dock finns det historiskt en hel del tidsvariation i denna riskpremie.

till att bostadsinnehavet är mer värt nästa period. Man kan på goda grunder ifrågasätta det här förenklande antagandet eftersom diagram 1 visar att de reala småhuspriserna för riket som helhet ökat i ganska stadig takt efter bostadskrisen i början på 1990-talet. Men det är viktigt att skilja på faktisk och förväntad ökning. Om alla hade förväntat sig en stadig ökning av det reala bostadspriset under ett antal år framöver redan 1995 borde priserna ha bjudits upp till nuvarande nivåer redan i slutet av 1990-talet. Det verkar därför rimligt att anta att marknadsaktörerna inte förväntat sig en ökning av de reala bostadspriserna av den omfattning som i själva verket noterats.

Det är ändå rimligt att göra en viss justering av brukarkostnaden för en förväntad bostadsprisökning, speciellt med tanke på att produktivitetstillväxten i byggsektorn trendmässigt understiger den i ekonomin i övrigt, vilket driver upp de reala bostadspriserna på lång sikt. Men eftersom vi varken har tillgång till några bra mått på förväntade ökning av de reala bostadspriserna eller produktivitetsskillnader mellan bostadssektorn och övriga sektorer gör vi ingen justering för denna effekt. På grund av dessa förväntade bostadsprisökningar finns en tydlig tendens att båda brukarkostserierna i diagram 9 överskattar den effektiva bostadskostnaden. Å andra sidan bortser vi som tidigare nämnts från drift- och underhållskostnader när vi beräknar brukarkostnaden. Detta ger en motsatt effekt, en underskattning av brukarkostnaden.

Med den här diskussionen om den effektiva brukarkostnaden för bostäder i åtanke, använder vi  $uc_t$  baserad på den långa bostadsräntan för att beräkna hushållens utgiftsandel för boende ( $HES_{j,t}$  i ekvation 5 ovan) i tabell 3 för ett antal valda kommuner och riket som helhet.<sup>30</sup> Eftersom vi inte har data på inkomsten för husköparna i de olika kommuner, antar vi också implicit att husköparna har samma inkomst som andra kommuninvånare. Detta antagande kan vara missvisande i de kommuner där småhuspriserna har ökat mest. I dessa kommuner är det rimligt att anta att inkomsterna hos husköparna överstiger medianinkomsten hos de befintliga kommuninvånarna. Vidare är antagandet problematiskt för kommuner där medianen av förvärvsinkomsten är väldigt annorlunda för småhusägare jämfört med andra kommuninvånare, till exempel de som hyr sin bostad.

Till det kommer ett diskutabelt antagande som påverkar utgiftsandelarna i tabell 3, nämligen att den inkomstdata vi använder gäller förvärvsinkomst. Teorin gäller istället bostadsutgifter som andel av total inkomst. Kommuner med en stor

<sup>30</sup> Även om vi har årsdata till vårt förfogande visar vi endast resultaten för vart 5:e år med början 1995.

andel övriga inkomster, främst kapitalinkomster, kommer följaktligen felaktigt att framstå som kommuner med en hög bostadsutgiftsandel. Det är rimligt att de här kapitalinkomsterna delvis förklarar den höga utgiftsandelen för boende i till exempel Danderyd i tabell 3 nedan.

**Tabell 3. Hushållens utgiftsandel för boende i utvalda kommuner och i riket**

Kommun	1995	2000	2005	2010	2013	2014
Båstad	0,44	0,41	0,27	0,23	0,27	0,39
Danderyd	0,91	0,90	0,49	0,37	0,61	0,72
Göteborg	0,53	0,51	0,36	0,28	0,38	0,45
Lidingö	0,78	0,88	0,49	0,40	0,62	0,75
Linköping	0,37	0,34	0,25	0,18	0,25	0,29
Malmö	0,51	0,55	0,41	0,32	0,39	0,45
Nacka	0,63	0,70	0,42	0,33	0,48	0,56
Norrköping	0,34	0,29	0,21	0,16	0,22	0,25
Solna	0,65	0,92	0,56	0,41	0,55	0,72
Stockholm	0,54	0,63	0,40	0,30	0,44	0,52
Sundbyberg	0,62	0,82	0,45	0,39	0,51	0,58
Umeå	0,36	0,32	0,21	0,16	0,21	0,26
Uppsala	0,42	0,40	0,27	0,21	0,30	0,35
Västerås	0,38	0,32	0,25	0,17	0,22	0,27
Örebro	0,33	0,31	0,20	0,15	0,21	0,26
Riket - medel	0,25	0,20	0,13	0,10	0,13	0,16
Riket - median	0,22	0,17	0,10	0,08	0,11	0,13

I tabell 3 kan vi också se att det finns en väldigt stor variation i utgiftsandelen för boende. Föga förvånande är andelen lägre på landsbygden och i mindre städer än i de storstadskommuner som listas i tabell 3. Därmed blir den också lägre i riket som helhet. När det gäller förändringen över tiden noterar vi att andelen från 2014 inte är hög ur ett historiskt perspektiv. Det beror på att brukarkostnaden har fallit mer sen år 2000 än vad småhuspriserna har stigit, samtidigt som inkomstutvecklingen varit god. Dock har utgiftsandelen stigit kraftigt sedan 2010, speciellt i storstadskommunerna, eftersom priserna har stigit mer än inkomsterna och brukarkostnaden,  $u_c$ , varit nästan oförändrad under denna period (se diagram 9).

Sammanfattningsvis finns alltså en stark prispress uppåt i landet som helhet och i storstadskommunerna i synnerhet. Men tack vare den låga brukarkostnaden förblev hushållens utgiftsandel normal eller till och med lägre än normalt ur ett historiskt perspektiv, åtminstone fram till och med 2014.<sup>31</sup> I nästa avsnitt gör vi en lite mer rigorös analys som resulterar i samma slutsats.

## 3.2 Regressionsanalys

Mot bakgrund av den beskrivande analysen i förra avsnittet övergår vi nu till att göra en enkel regressionsanalys. Syftet med den är att utröna om boendekostnaderna som andel av inkomsten i *enskilda kommuner* utvecklats på ett ovanligt sätt under senare tid, och så fall i vilken utsträckning. För att göra den analysen skattar vi följande enkla regression där vi antar att bostadsutgiftsandelen i kommun  $j$  i period  $t$ ,  $HES_{j,t}$  beror på förvärvsinkomsten i kommunen relativt den genomsnittliga förvärvsinkomsten i andra kommuner i samma period:

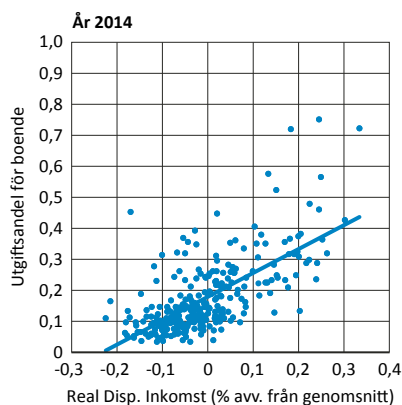
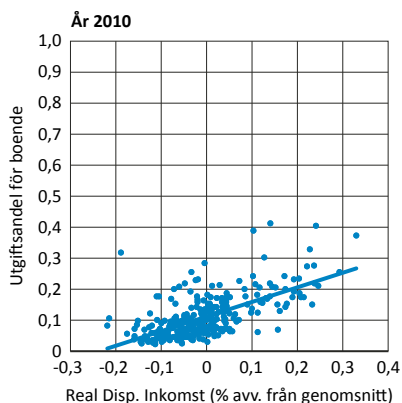
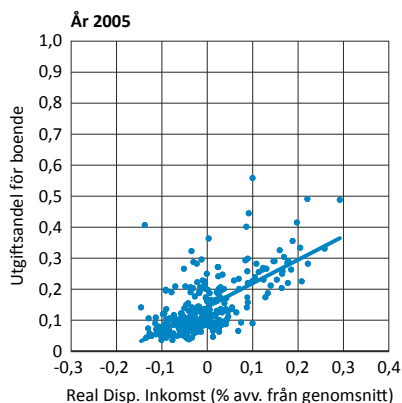
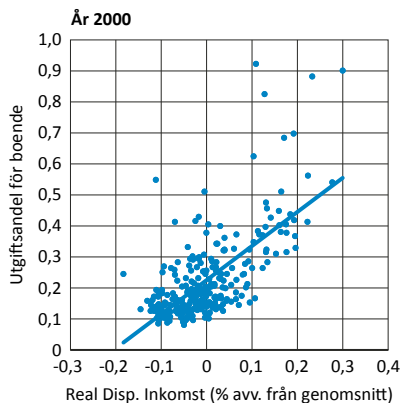
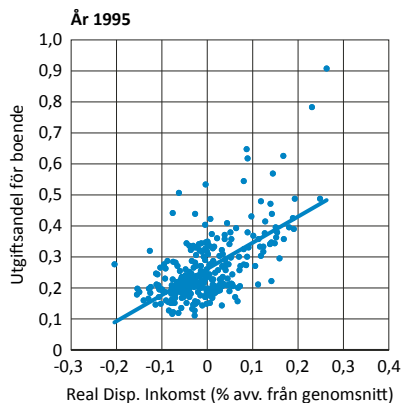
$$(7) \quad HES_{j,t} = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} (\ln y_{j,t} - \ln \bar{y}_t) + \varepsilon_{j,t}.$$

Det finns ingen underliggande teori bakom regressions-specifikation i ekvation (7), men tabell 3 stöder vårt antagande att hushåll i kommuner med hög inkomst lägger en större andel av sin inkomst på boende. Det är dock viktigt att komma ihåg att vi genom att tillåta för detta i analysen rensar bort en systematisk inkomsteffekt när vi studerar om utgiftsandelen har ökat ovanligt mycket i enskilda kommuner under senare tid.

Vi skattar regressionen i ekvation (7) vart 5:e år för alla  $n=290$  kommuner. Vi är intresserade av tre aspekter av regressionen. För det första vill vi veta om  $\beta_{1,t}$  har ökat över tiden, det vill säga om utgiftsandelen blivit mer inkomstkänslig under senare tid. Det skulle betyda att hushållen i kommuner med högre inkomst ökat sin utgiftsandel för boende. För det andra ger regressionen i ekvation (7) oss en direkt skattning av residualen,  $\varepsilon_{j,t}$ , för varje kommun,  $j$ , och vi kan med utgångspunkt från skattningen för 2014 studera om residualerna är ovanligt höga i ett historiskt perspektiv. Vi gör detta genom att ta ut de kommuner som har de 10 största residualerna 2014, och rapporterar sedan dessa kommuners residualer även för tidigare år (1995, 2000 etcetera). För det tredje är vi intresserade av regressionens förklaringsgrad. En fallande förklaringsgrad skulle indikera att det finns mer oförklarad spridning i utgiftsandelarna mellan kommunerna.

31 Vi vet att priserna fortsatte att stiga kraftigt under 2015, men fördelningen mellan kommuner och i vilken utsträckning detta kompensades för av fallande brukarkostnad och stigande inkomster är i dagsläget oklart.

Diagram 10. Regressionsresultat på kommunnivå per år



## Regressionsresultat

	1995	2000	2005	2010	2014
Konstant	0,26 (0,00)	0,22 (0,00)	0,14 (0,00)	0,11 (0,01)	0,18 (0,01)
Lutningskoefficient	0,84 (0,06)	1,1 (0,07)	0,76 (0,05)	0,47 (0,03)	0,77 (0,05)
R <sup>2</sup>	0,37	0,45	0,44	0,39	0,44

Anm. Skattningsresultat av ekvation (7) per år. Standardavvikelser inom parenteser.

Anm. Egna beräkningar som beskrivet i huvudtexten runt ekvation (7).

Källor: Sammanräknad förvärvsinkomst per kommun samt Köpeskilling för småhus (medelvärde i tkr efter region och fastighetstyp per år), SCB; Brukarkostnad, Riksbanken

I diagram 10 visar vi observationerna grafiskt för varje år tillsammans med den anpassade regressionslinjen från ekvation (7). Som vi ser från de olika panelerna i diagrammen förklarar relativa inkomstskillnader mellan kommunerna skillnader i bostadsutgifterna relativt väl. Detta framgår formellt från den nedre högra panelen, som rapporterar regressionsresultaten. Från dessa resultat ser vi att inkomstskillnader förklarar nära hälften av spridningen i utgiftsandelen. Vi ser också att den förklarade andelen är stabil, det finns ingen tendens att den minskat över tiden.

Det framgår också tydligt av regressionsresultaten och diagrammen att utgiftsandelen, *HES*, är starkt inkomstberoende. Förutom en dipp 2010, tenderar den här elasticiteten vara runt 0.8. Strikt tolkat innebär det att hushåll i en kommun med 30 procent högre förvärsinkomst jämfört med genomsnittskommunen lägger nästan 24 procentenheter mer av inkomsten på sitt boende. Men notera också att som vi diskuterade tidigare överskattas sannolikt inkomstelasticiteten. Det beror dels på att vi inte betingar vår inkomstserie på de som faktiskt har köpt hus i de olika kommunerna, dels på att förvärsinkomsten exkluderar kapitalinkomster. Oavsett detta så är det mest intressanta för vår del att känsligheten i förhållande till förvärsinkomsten inte har ökat över tiden. Det finns alltså inget stöd för tanken att *HES* blivit mer inkomstkänslig på ett systematiskt sätt under senare tid. Det innebär att tendensen till ökad spridning i utgiftsandelen sedan 2010 – och därmed också huspriserna – som vi ser i diagram 10 till stor del förklaras av att inkomstspridningen mellan kommunerna har ökat något.

Men detta utesluter förstås inte att utgiftsandelen har ökat ovanligt mycket i vissa storstadskommuner med höga inkomster de senaste åren. För att undersöka detta väljer vi ut de 10 kommuner som har de största positiva residualerna, det vill säga avvikelserna från den räta linjen som vi får från regressionen i ekvation (7), för 2014. När vi väl valt ut kommunerna med de 10 största avvikelserna 2014, studerar vi deras avvikelser för alla de tidigare åren. Detta gör att vi kan sätta avvikelserna för 2014 i ett historiskt perspektiv, och analysera ifall avvikelserna 2014 är ovanligt stora ur ett historiskt perspektiv. I tabell 4 rapporterar vi resultaten av denna övning. Panel A rapporterar oförklarade bostadsutgifter som andel av inkomsten för respektive år, det vill säga  $\varepsilon_{j,t}$  i ekvation (7), medan panel B rapporterar resultaten i kronor, det vill säga  $\varepsilon_{j,t} \times y_{j,t}$ .

Tabell 4. Kommuner med mest positiv oförklarad utgiftsandel för boende 2014 enligt regression (7)

## Panel A: Oförklarade boendekostnader som andel av förvärvsinkomst

Kommun	2014*	2013	2010	2005	2000	1995
Malmö	0,41	0,36	0,30	0,37	0,45	0,30
Solna	0,40	0,29	0,24	0,34	0,58	0,31
Lidingö	0,38	0,31	0,18	0,18	0,40	0,33
Sundbyberg	0,30	0,28	0,23	0,23	0,46	0,28
Danderyd	0,29	0,24	0,11	0,12	0,35	0,42
Göteborg	0,25	0,22	0,18	0,22	0,29	0,27
Båstad	0,24	0,14	0,13	0,16	0,26	0,24
Botkyrka	0,23	0,20	0,13	0,16	0,18	0,11
Stockholm	0,23	0,19	0,13	0,19	0,29	0,22
Strömstad	0,21	0,17	0,12	0,10	0,13	0,10

## Panel B: Oförklarade boendekostnader i kronor (realt)

Kommun	2014*	2013	2010	2005	2000	1995
Malmö	83 445	72 877	56 454	70 764	80 749	48 125
Solna	117 712	81 828	62 920	82 865	130 065	58 356
Lidingö	119 996	94 261	53 133	49 468	102 162	70 817
Sundbyberg	82 673	76 021	59 057	56 380	105 367	52 749
Danderyd	97 624	80 006	34 544	36 663	94 296	94 562
Göteborg	63 309	52 846	40 335	48 396	58 410	46 924
Båstad	56 132	32 579	29 365	34 094	49 788	38 848
Botkyrka	53 540	44 678	28 804	33 602	35 739	19 698
Stockholm	64 875	52 590	34 325	46 331	64 218	39 974
Strömstad	47 002	37 543	26 485	21 393	23 323	15 502

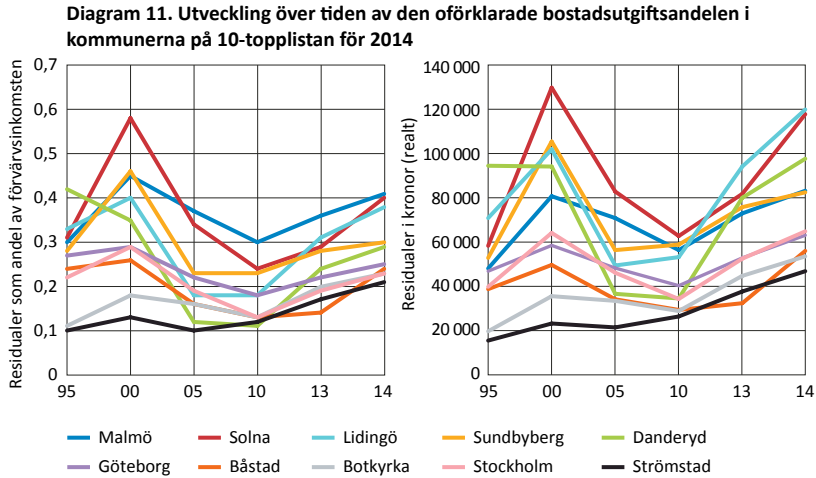
Anm. \* indikerar att vi valt ur kommuner med den största positiva oförklarade utgiftsandelen 2014, det vill säga  $E_{j,2014}$ . För de andra åren rapporterar vi den oförklarade variationen utgiftsandelarna för samma kommuner. I panel B multiplicerar vi den oförklarade andelen med den reala förvärvsinkomsten, och får då fram den oförklarade variationen i brukarkostnaden i kronor (realt sett).



Som framgår av resultaten i tabell 4 är alla kommuner med störst andel oförklarad HES storstadskommuner, med undantag för Båstad och Strömstad, som är två mycket attraktiva semesterorter på Sveriges västkust. Malmö är den kommun med störst oförklarad andel i HES. I tabell 3 kunde vi se att hushåll i Malmö lägger 45 procent av förvärvsinkomsten på boende, medan i riket i genomsnitt lägger hushållen 16 procent. Det är en skillnad på 29 procentenheter. Hur kommer det sig att vi rapporterar en residual på 41 procentenheter för Malmö i tabell 4? Jo, hushåll i Malmö har 17 procent lägre förvärvsinkomst än det genomsnittliga hushållet i riket (205 788 kronor jämfört med 243 829 kronor). Vår regression innebär då enligt tabellen i diagram 10 att hushållen i Malmö borde spendera endast 4 procentenheter av sin förvärvsinkomst på boende. Men i själva verket lägger man 45 procentenheter, det vill säga 41 procentenheter mer än man borde enligt normala mönster för alla kommuner för vår linjära regressions-specifikation. För Danderyd, kommunen med näst störst HES på 72 procentenheter, blir på motsvarande vis residualen endast 29 procent eftersom hushållens förvärvsinkomst där är 34 procent högre än i riket som helhet. På samma sätt kan man resonera sig fram till siffrorna för de andra kommunerna i tabell 4.

Det ligger nära till hands att tro att urbanisering och problem att öka utbudet av bostäder för att möta den ökade efterfrågan är den bakomliggande orsaken till den höga andelen oförklarad variation i dessa kommuner. Men innan man drar den slutsatsen är det värt att notera att vår analys tyder på att den oförklarade variationen i HES inte är ovanlig ur ett historiskt perspektiv i flera av dessa kommuner, åtminstone vid slutet av 2014. Som framgår från tabell 4 var andelen oförklarad variation lika stor under sista hälften av 1990-talet. Det verkar snarare som om värderingarna av småhus i flera av dessa kommuner var ovanligt låga 2005–2010 givet fallet i brukarkostnaden, och att priserna nu kommit i kapp den fallande brukarkostnaden.

I diagram 11 dokumenterar vi utvecklingen över tiden av residualerna från tabell 4. Diagrammet bekräftar att ökningen i residualerna från 2010 till 2014 (och även 2013–2014) är kraftig för flera kommuner. Men i termer av nivåer är residualerna för de studerade kommunerna i närheten vad de var år 2000. En tentativ tolkning av detta är mätproblem och andra faktorer som vi inte kontrollerar för gör att kommuner skiljer sig åt på ett sätt som gör att bostadsutgifterna avviker från ekvation (7). Som vi nämnt ovan finns det många möjliga skäl till att vår enkla linjära regression i ekvation (7) inte perfekt fångar sambandet mellan bostadsutgifter och förvärvsinkomst.



Diagrammet visar även den kraftiga samvariation som finns mellan kommunerna. Den beror på att brukarkostnaden,  $uc_t$ , är gemensam för alla kommuner. Visserligen borde detta egentligen fångas av vår regressionsmodell i ekvation (7), men så sker inte i vår enkla linjära ansats. I detta sammanhang är det värt att notera att en linjär-kvadratisk modell passar data bättre än vår linjära ansats.<sup>32</sup> Det speglar att HES i höginkomstkommuner generellt sätt förefaller mer inkomstkänslig än i låginkomstkommuner, och denna ökade inkomstkänslighet fångas bättre i en linjär-kvadratisk modell än i vår linjära modell. Det är dock viktigt att inse att även om anpassningen till data förbättras avsevärt med en linjär-kvadratisk modell, påverkar det inte slutsatsen att residualerna tenderar att vara störst i storstadsområdena. Det påverkar heller inte slutsatsen att residualerna inte har ökat tydligt sedan slutet på 1990-talet.<sup>33</sup>

32 I en linjär-kvadratisk ansats ökar modellens förklaringsgrad till hela 0.46, 0.52, 0.47 och 0.43 och 0.49 för 1995, 2000, 2005, 2010, och 2014. Detta är signifikant högre förklaringsgrader än för den linjära modellen vars förklaringsgrader rapporteras i diagram 10. En ytterligare fördel med den linjär-kvadratiske ansatsen är att kommuner med låga inkomster, som Malmö i exemplet ovan, inte får så låg predikerad utgiftsandel. Ett alternativ till en mer avancerad ekonometrisk specifikation för att öka förklaringsgraden är att inkludera fler förklarande variabler, till exempel inflyttning, nybyggnation och kostnaden för att bygga nytt, se IMF:s (2016) studie av regionala bopriskillnader i Danmark.

33 Det finns dock ett undantag, och det är Danderyd: Hushållen i Danderyd har så pass mycket högre förvärvsinkomst än hushållen i andra kommuner 2014 (34 procent högre) vilket enligt en linjär-kvadratisk ansats innebär en så pass mycket högre predikerad utgiftsandel att Danderyd faller bort från topp-10 listan.

## 4 Slutsatser

I den här artikeln har vi studerat prisutvecklingen för småhus i Sverige sedan 1990 och relaterat den till utvecklingen internationellt. Fundamentala faktorer förefaller sammantaget kunna förklara den höga värderingen för riket som helhet.<sup>34</sup> Jämfört med övriga länder i studien noterar vi att Sverige haft en stark ökning i disponibel inkomst, finansiell nettoförmögenhet samt en låg nivå på bostadsinvesteringarna. Tillsammans med en kraftig befolkningstillväxt och låg realränta de senaste åren bidrar dessa faktorer till att småhuspriserna har ökat kraftigt under perioden 1995–2015 i Sverige. Men för flera andra länder, som Danmark, Norge och Storbritannien, kan uppgången i huspriserna på senare tid bara fullt ut förklaras om man låter den ökade skuldsättningen vara en del av förklaringen. Det indikerar att det kan ha byggts upp obalanser på bostadsmarknaden i dessa länder.<sup>35</sup> Tyskland är ett undantag från denna tendens, där indikerar våra resultat istället att småhuspriserna är kraftigt undervärderade.

Vi har även studerat prisutvecklingen på kommunnivå för att se om uppenbara obalanser har byggts upp där. Vi har fokuserat särskilt på kommuner som jämfört med andra hade ovanligt höga bostadsutgifter i förhållande till förvärvsinkomsten vid slutet av 2014.<sup>36</sup> Föga förvånande fann vi att de flesta av dessa är storstadskommuner. Men genom att beräkna bostadsutgiftsandelarna för kommunerna tillbaka till 1995 fann vi att denna relation inte var ny – dessa kommuner har haft en högre bostadsutgiftsandel än den genomsnittliga kommunen under lång tid.

Det är viktigt att notera att vi endast studerat prissättningen av småhus, och därmed inte kan säga något kvantitativt om prissättningen av bostadsrätter. Enligt Valueguards prisindex, som endast finns tillgängligt från 2005, har priserna på bostadsrätter ökat dubbelt så snabbt som småhuspriser i riket mellan januari 2005 och 2015, en ökning på 138 procent jämfört med 71 procent i nominella termer.<sup>37</sup> Eftersom småhuspriserna enligt vår studie stigit väl i linje med fundamentala faktorer innebär detta rimligen att bostadsrättspriserna i Sverige stigit mer än historiska mönster. Detta reflekterar troligen ännu större utbudsbegränsningar av lägenheter i storstäderna samt en ökad efterfrågan på storstadsboende. Mer studier behövs här. Det vore också av intresse att utöka antalet länder i vår panel (säg med

34 Vi kommer alltså till synes fram till en annorlunda slutsats än den färskaste studien av Europeiska Kommissionen (2016). Den huvudsakliga anledningen är att vår metodologi tillåter för att fler variabler än hushållens inkomst (t.ex. realräntan) påverkar det fundamentala värdet på ett hus.

35 Storbritannien står ut i detta sammanhang. Detta kan möjligen förklaras av att flera internationella placerare har investerat i fastigheter i England generellt, och London i synnerhet, se Valentine (2015).

36 Data för 2015 och 2016 är ännu inte tillgängliga.

37 Notera även att denna diskrepans inte drivs av geografi: även om vi endast tittar på Stockholmsområdet har ökningen i bostadsrättspriser varit dubbelt så hög som för småhus.

Australien, Belgien, Kanada, Frankrike, Italien, Nederländerna och Spanien) för att se om resultaten för riket som helhet är robusta när ett större antal länder inkluderas.

Enligt de metoder vi använt finns det alltså inte någon uppenbar övervärdering av småhus i Sverige, varken i riket som helhet eller på kommunnivå. Den uppgång som har skett kan nämligen förklaras av sedvanliga makroekonomiska variabler. Det är dock helt centralt att inse att den höga värderingen av svenska småhus endast är långsiktigt hållbar i den utsträckning som realräntorna förblir låga under överskådlig tid. Om det skulle ske en oväntat kraftig och varaktig uppgång i realräntan, exempelvis på grund av en internationell bankkris med betydande smittoeffekter på svenska banker, finns en risk för en snabb rekyl nedåt av bostadspriserna. Risker för att den rekylen blir betydande och svår att hantera stabiliseringspolitiskt ökar om hushållen förväntar sig att realräntorna ska förbli låga under överskådlig tid och därför tenderar att ta upp stora lån för att finansiera dyra bostadsköp. Därför kan man med fog vara orolig för utvecklingen på den svenska bostadsmarknaden, och som vi ser det finns därmed goda skäl att begränsa ytterligare uppgångar i hushållens skuldsättning tills effekterna av den globala finanskrisen klingar av och vi ser om räntorna förblir varaktigt låga.

Mycket av dagens policydiskussion i Sverige om bostadsmarknaden fokuserar på att minska hushållens efterfrågan på bostäder genom att begränsa möjligheterna för hushållen att ta upp lån, införa amorteringskrav, och fördyra ägande av bostäder genom minskade ränteavdrag och ökad fastighetsskatt. Vi tror att sådana åtgärder kan vara viktiga i närtid, om de vägs av väl för att beakta hushållens nuvarande skuldsättningsnivå och det faktum att penningpolitiken har begränsad möjlighet att parera en sättnings i ekonomin. Mer fördelaktiga effekter på ekonomin som helhet fås dock sannolikt på längre sikt ifall priserna kan hållas tillbaka genom att efterfrågan tillfredsställs genom ett ökat utbud, vilket t.ex. den Internationella Valutafonden betonade i sin artikel IV-rapport för Sverige 2015 (se IMF, 2015). Då gäller det för ansvariga politiker att kavla upp ärmarna och sätta sig ner för att lösa de fundamentala utbudsproblem som Emanuelsson (2015) pekar på i sin artikel.

## Referenser

Armelius, Hanna, Paolo Bonomolo, Magnus Lindskog, Julia Rådahl, Ingvar Strid och Karl Walentin (2014), "Lägre neutral ränta i Sverige?", *Ekonomiska kommentarer*, Nr. 8, Sveriges riksbank.

Badarizna, Cristian and Tarun Ramadorai (2015), "Home Away from Home? Foreign Demand and London House Prices". Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2353124>.

Bauer, Gregory H. (2014), "International Housing Price Cycles, Monetary Policy and Risk Premiums", Bank of Canada Working Paper 2014-54.

Birch Sørensen, Peter (2013), "The Swedish housing market: Trends and risks", rapport till Finanspolitiska rådet, 2013/5, Finanspolitiska rådet.

Blind, Ina, Matz Dahlberg och Gustav Engström (2016), "Prisutvecklingen på bostäder i Sverige – en geografisk analys", *Ekonomisk debatt*, 4/2016, Nationalekonomiska föreningen.

Campbell John (2013), "Mortgage Market Design", *Review of Finance*, v. 17 (1), s. 1–33.

Claussen, Carl Andreas (2013), "Are Swedish houses overpriced?", *International Journal of Housing Markets and Analysis*, v. 6(2), s. 180–196.

Claussen, Carl Andreas, Magnus Jonsson och Björn Lagerwall (2011), "En makroekonomisk analys av bostadspriserna i Sverige", i RUTH, Sveriges riksbank.

Emanuelsson, Robert (2015), "Utbudet av Bostäder i Sverige", *Penning- och valutapolitik*, 2, s. 47–73, Sveriges riksbank.

Englund, Peter (2011), "Svenska huspriser i ett internationellt perspektiv", i RUTH, Sveriges riksbank.

Europeiska Kommissionen (2016), Landsrapport Sverige 2016, Arbetsdokument från Kommissionens avdelningar SWD(2016) 95, Bryssel.

Finansiella Stabilitetsrapporten (2016), 2016:1, Sveriges riksbank.

Finocchiaro, Daria, Magnus Jonsson, Christian Nilsson och Ingvar Strid (2016), "Samhällsekonomiska effekter av att minska hushållens skuldsättning", *Penning- och valutapolitik*, 2, s. 57–87, Sveriges riksbank.

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

Giordani, Paolo, Anna Grodecka, Simon Kwan, Paola Morales, Erik Spector och Dilan Ölcer (2015), "Tillgångsvärderingar och finansiell stabilitet", *Ekonomiska kommentarer*, Nr. 15, Sveriges riksbank.

Hilber, Christian och Wouter Vermeulen (2016) "The impact of supply constraints on house prices in England", *Economic Journal* 126, 358-405.

Iacoviello, Matteo (2005), "House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle", *American Economic Review*, v. 95(3), s. 739–764.

IMF (2005), "Euro area policies: selected issues", IMF country report 05/266, IMF, Washington D.C., USA.

IMF (2015), "Sweden: selected issues", IMF country report 15/330, International Monetary Fund, Washington D.C., USA.

IMF (2016), "Denmark: selected issues", IMF country report 16/185, International Monetary Fund, Washington D.C., USA.

Konjunkturinstitutet (2015), "Bostadspriser och ränteutveckling", Konjunkturläget december 2015, s. 77–85.

Marsden, Joel (2015), "House prices in London – an economic analysis of London's housing market", GLA Economics Working Paper 72.

Turk, Rima A., (2015), "Housing prices and household debt interactions in Sweden", IMF Working Paper No. 15/276.

Valentine, Daniel Rossall (2015), "Solving the UK Housing Crisis – An analysis of the investment demand behind the UK's housing affordability crisis", The Bow Group.

Walentin, Karl (2014), "Housing Collateral and the Monetary Transmission Mechanism," *Scandinavian Journal of Economics*, v. 116(3), s. 635–668.

## APPENDIX A – data källor och transformationer

Nedan beskriver vi data källor och de transformationer som vi gjort för data som används i avsnitt 2. Vi redovisar nedan data per land i bokstavsordning.

### Danmark

Variabel	Källa	Beskrivning
Småhuspriser	Dallas FED	Säsongsjusterat realt husprisindex (RHPI), normaliserat till 1 1990k1.
Disponibel inkomst	Dallas FED	Säsongsjusterad real disponibelinkomst (RPDI), normaliserat till 1 1990k1.
Bostadsinvesteringar	Danmarks Nationalbank	Nominella bostadsinvesteringar (N.111) dividerade med nominell BNP (B.1*g). I procentenheter.
Inflation	Riksbanken (DORIS)	Årlig inflation i procentenheter, d.v.s. 100 multiplicerat med logaritmen av fjärde differensen för säsongsjusterad KPI.
Real bostadsränta	Danmarks Nationalbank	Nominell bostadsränta (30 år) minus inflation (beräknad enligt ovan).
Befolkningstillväxt	EUROSTAT	Med utgångspunkt från årsdata på befolkningsnivån, så estimeras en kvartalsserie via en kubisk spline. Befolkningstillväxten beräknas sedan som logaritmen av fjärdedifferensen för kvartalsserien. Procentenheter.
Skuldkvot	Danmarks Nationalbank	Hushållens skuldsättning (nominellt) som andel av nominell disponibel inkomst. Procentenheter.
Nettoförmögenhet	OMXC20; OECD	Hushållens totala förmögenhet minus deras skulder (nominellt) dividerat med KPI, normaliserat till 1 1990K1. Eftersom OECD endast har årsdata 1995–2015, så genereras kvartalsdata genom att splina ut serien med OMXC20 börsprisindex (ultimo) som finns tillgänglig på kvartalsfrekvens 1990–2015.

**Finland**

Variabel	Källa	Beskrivning
Småhuspriser	Dallas FED	Säsongsjusterat realt husprisindex (RHPI), normaliserat till 1 1990k1.
Disponibel inkomst	Dallas FED	Säsongsjusterad real disponibelinkomst (RPDI), normaliserat till 1 1990k1.
Bostadsinvesteringar	Statistics Finland	Nominella bostadsinvesteringar (P51/N1111+N1112) dividerade med nominell BNP (B1GMHT). I procentenheter.
Inflation	Riksbanken (DORIS)	Årlig inflation i procentenheter, d.v.s. 100 multiplicerat med logaritmen av fjärde differensen för säsongsjusterad KPI.
Real bostadsränta	Bank of Finland; Statistics Finland	Viktad nominell bostadsränta (alla löptider) minus inflation (beräknad enligt ovan).
Befolkningstillväxt	EUROSTAT	Med utgångspunkt från årsdata på befolkningsnivån, så estimeras en kvartalsserie via en kubisk spline. Befolkningstillväxten beräknas sedan som logaritmen av fjärdedifferensen för kvartalsserien. Procentenheter.
Skuldkvot	Bank of Finland; Statistics Finland	Hushållens skuldsättning (nominellt) som andel av nominell disponibel inkomst. Procentenheter.
Nettoförmögenhet	OMX; OECD	Hushållens totala förmögenhet minus deras skulder (nominellt) dividerat med KPI, normaliserat till 1 1990K1. Eftersom OECD endast har årsdata 1995–2015, så genereras kvartalsdata genom att splina ut serien med OMXH25 börsprisindex (ultimo) som finns tillgänglig på kvartalsfrekvens 1990–2015.



**Norge**

Variabel	Källa	Beskrivning
Småhuspriser	Dallas FED	Säsongsjusterat realt husprisindex (RHPI), normaliserat till 1 1990k1.
Disponibel inkomst	Dallas FED	Säsongsjusterad real disponibelinkomst (RPDI), normaliserat till 1 1990k1.
Bostadsinvesteringar	SSB	Nominella bostadsinvesteringar dividerade med nominell BNP (hela ekonomin). I procentenheter.
Inflation	Riksbanken (DORIS)	Årlig inflation i procentenheter, d.v.s. 100 multiplicerat med logaritmen av fjärde differensen för säsongsjusterad KPI.
Real bostadsränta	SSB	Viktad nominell bostadsränta (gäller banker tills 2007, banker och kreditföretag efteråt) minus inflation (beräknad enligt ovan).
Befolkningstillväxt	EUROSTAT	Med utgångspunkt från årsdata på befolkningsnivån, så estimeras en kvartalsserie via en kubisk spline. Befolkningstillväxten beräknas sedan som logaritmen av fjärdedifferensen för kvartalsserien. Procentenheter.
Skuldkvot	SSB; Norges Bank	Hushållens skuldsättning (nominellt) som andel av nominell disponibel inkomst. Procentenheter.
Nettoförmögenhet	Oslo Børs; OECD	Hushållens totala förmögenhet minus deras skulder (nominellt) dividerat med KPI, normaliserat till 1 1990K1. Eftersom OECD endast har årsdata 1995–2015, så genereras kvartalsdata genom att splina ut serien med OMXO20 börsprisindex (ultimo) som finns tillgänglig på kvartalsfrekvens 1990–2015.

**Storbritannien**

Variabel	Källa	Beskrivning
Småhuspriser	Dallas FED	Säsongsjusterat realt husprisindex (RHPI), normaliserat till 1 1990k1.
Disponibel inkomst	Dallas FED	Säsongsjusterad real disponibelinkomst (RPDI), normaliserat till 1 1990k1.
Bostadsinvesteringar	Bank of England	Nominella bostadsinvesteringar (Sector S.1, Asset AN.111) dividerade med nominell BNP. I procentenheter.
Inflation	Riksbanken (DORIS)	Årlig inflation i procentenheter, d.v.s. 100 multiplicerat med logaritmen av fjärde differensen för säsongsjusterad KPI.
Real bostadsränta	Bank of England	Nominell bostadsränta (2 år, 75 % LTV fast ränta) minus inflation (beräknad enligt ovan).
Befolkningstillväxt	EUROSTAT	Med utgångspunkt från årsdata på befolkningsnivån, så estimeras en kvartalsserie via en kubisk spline. Befolkningstillväxten beräknas sedan som logaritmen av fjärdedifferensen för kvartalsserien. Procentenheter.
Skuldkvot	Office for National Statistics; Bank of England	Hushållens skuldsättning (nominellt) som andel av nominell disponibel inkomst. Procentenheter.
Nettoförmögenhet	Google Finance; OECD	Hushållens totala förmögenhet minus deras skulder (nominellt) dividerat med KPI, normaliserat till 1 1990K1. Eftersom OECD endast har årsdata 1995–2015, så genereras kvartalsdata genom att splina ut serien med FTSE100 börsprisindex (ultimo) som finns tillgänglig på kvartalsfrekvens 1990–2015.

## Sverige

Variabel	Källa	Beskrivning
Småhuspriser	Dallas FED	Säsongsjusterat realt husprisindex (RHPI), normaliserat till 1 1990k1.
Disponibel inkomst	Dallas FED	Säsongsjusterad real disponibelinkomst (RPDI), normaliserat till 1 1990k1.
Bostadsinvesteringar	SCB; Riksbanken; OECD	Reala bostadsinvesteringar dividerade med realt BNP (NR0103CE) till och med 1992. Resten av data kommer från OECD i nominella termer. I procentenheter.
Inflation	Riksbanken (DORIS)	Årlig inflation i procentenheter, d.v.s. 100 multiplicerat med logaritmen av fjärde differensen för säsongsjusterad KPIF.
Real bostadsränta	SCB; Riksbanken	Viktad nominell bostadsränta (alla löptider) minus inflation (beräknad enligt ovan).
Befolkningstillväxt	EUROSTAT	Med utgångspunkt från årsdata på befolkningsnivån, så estimeras en kvartalsserie via en kubisk spline. Befolkningstillväxten beräknas sedan som logaritmen av fjärdedifferensen för kvartalsserien. Procentenheter.
Skuldkvot	SCB; Riksbanken	Hushållens skuldsättning (nominellt) som andel av nominell disponibel inkomst. Procentenheter.
Nettoförmögenhet	OMX; OECD	Hushållens totala förmögenhet minus deras skulder (nominellt) dividerat med KPIF, normaliserat till 1 1990K1. Eftersom OECD endast har årsdata 1995–2015, så genereras kvartalsdata genom att splina ut serien med OMXS30 börsprisindex (ultimo) som finns tillgänglig på kvartalsfrekvens 1990–2015.

## Tyskland

Variabel	Källa	Beskrivning
Småhuspriser	Dallas FED	Säsongsjusterat realt husprisindex (RHPI), normaliserat till 1 1990k1.
Disponibel inkomst	Dallas FED	Säsongsjusterad real disponibelinkomst (RPDI), normaliserat till 1 1990k1.
Bostadsinvesteringar	OECD	Nominella bostadsinvesteringar dividerade med nominell BNP. I procentenheter.
Inflation	Riksbanken (DORIS)	Årlig inflation i procentenheter, d.v.s. 100 multiplicerat med logaritmen av fjärde differensen för säsongsjusterad KPI.
Real bostadsränta	Deutsche Bundesbank	Viktad nominell bostadsränta minus inflation (beräknad enligt ovan).
Befolkningstillväxt	EUROSTAT	Med utgångspunkt från årsdata på befolkningsnivån, så estimeras en kvartalsserie via en kubisk spline. Befolkningstillväxten beräknas sedan som logaritmen av fjärdedifferensen för kvartalsserien. Procentenheter.
Skuldkvot	BIS; Riksbanken (DORIS); Bundesbank	Hushållens skuldsättning som procent av BNP (BIS total credit statistics, Q:DE:H:A:M:770:A) multiplicerad med nominell BNP och sedan dividerad med nominell disponibel inkomst från Bundesbank. Procentenheter.
Nettoförmögenhet	Google Finance; OECD	Hushållens totala förmögenhet minus deras skulder (nominellt) dividerat med KPI, normaliserat till 1 1990K1. Eftersom OECD endast har årsdata 1995–2015, så genereras kvartalsdata genom att spline ut serien med DAX börsprisindex (ultimo) som finns tillgänglig på kvartalsfrekvens 1990–2015.

## USA

Variabel	Källa	Beskrivning
Småhuspriser	Dallas FED	Säsongsjusterat realt husprisindex (RHPI), normaliserat till 1 1990k1.
Disponibel inkomst	Dallas FED	Säsongsjusterad real disponibelinkomst (RPDI), normaliserat till 1 1990k1.
Bostadsinvesteringar	FRED databas; OECD	Nominella bostadsinvesteringar dividerade med nominell BNP. Data fr.o.m. 1990k1 t.o.m. 1994k4 kommer från en kubisk spline av årsdata från FRED (A011RE1A156NBEA). Resten kommer från OECD. I procentenheter.
Inflation	Riksbanken (DORIS)	Årlig inflation i procentenheter, d.v.s. 100 multiplicerat med logaritmen av fjärde differensen för säsongsjusterad KPI.
Real bostadsränta	FRED databas	Nominell bostadsränta (30 år, MORTGAGE30US) minus inflation (beräknad enligt ovan).
Befolkningstillväxt	FRED databas	Med utgångspunkt från kvartalsdata på befolkningsnivån, så beräknas befolkningstillväxten som logaritmen av fjärdedifferensen. Procentenheter.
Skuldkvot	FRED databas	Hushållens skuldsättning (CMDEBT) som andel av nominell disponibel inkomst (DPI). Procentenheter.
Nettoförmögenhet	Google Finance; OECD	Hushållens totala förmögenhet minus deras skulder (nominellt) dividerad med KPI, normaliserat till 1 1990K1. Eftersom OECD endast har årsdata 1995–2015, så genereras kvartalsdata genom att splina ut serien med S&P 500 börsprisindex (ultimo) som finns tillgänglig på kvartalsfrekvens 1990–2015.

## APPENDIX B – Modellen utan nettoförmögenhet

---

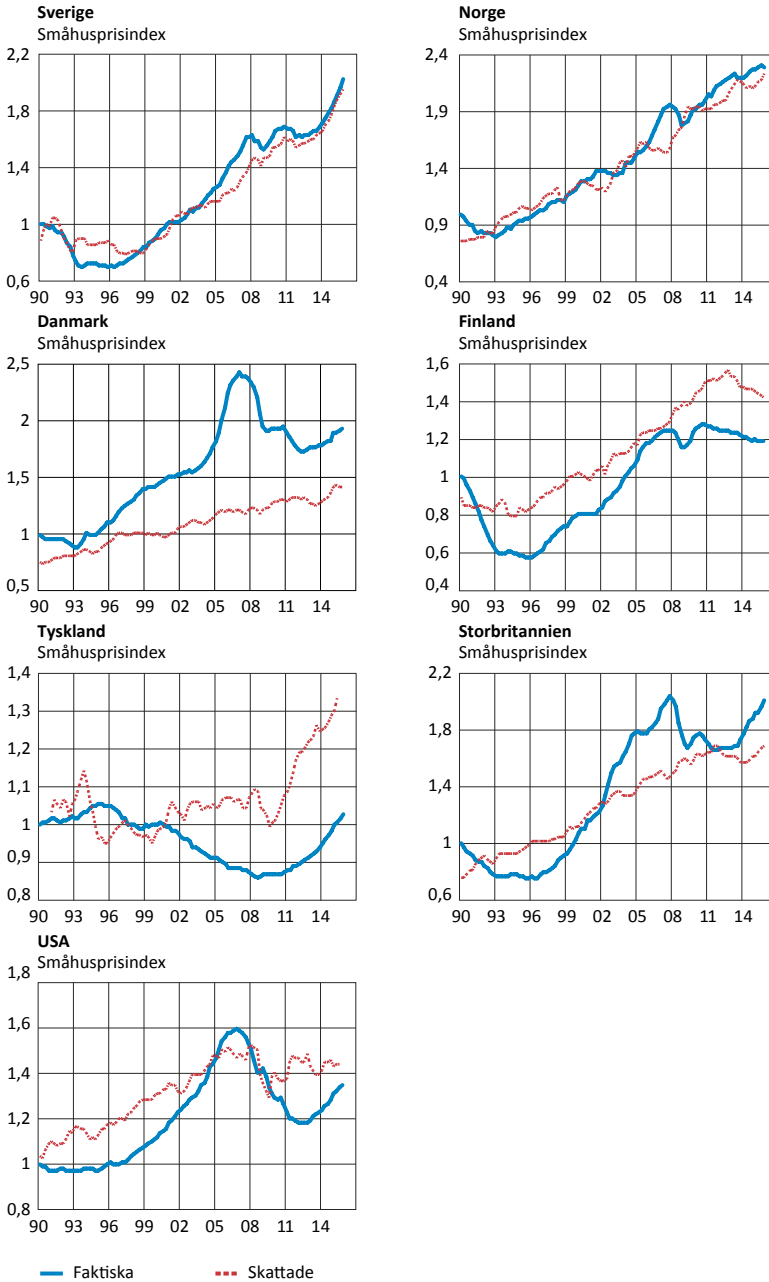
I detta appendix redovisas skattningsresultat för modellen utan nettoförmögenhet. Tabell B.1 redovisar estimationsresultaten. Den vänstra kolumnen exkluderar hushållens skuldsättning som förklarande variabel, medan den högra kolumnen redovisar resultat när skuldsättningen inkluderas som förklarande variabel. Jämfört med i tabell 1 är resultaten i termer av parameterskattningar relativt stabila. Koefficienten för skuldkvoten är närmast oförändrad. Vi ser också att regressionen som inkluderar hushållens skuldsättning som beroende variabel förklarar variationen i data, både totalt och för enskilda länder, betydligt bättre.

I diagrammen B.1 och B.2 visar vi de faktiska och predikterade huspriserna enligt modellerna i tabell B.1. Vi ser att de faktiska priserna för Sveriges del i slutet av 2015 är väl i linje med vad de skattade modellerna implicerar, vilket betyder att även om nettoförmögenheten utesluts som förklarande variabel föreligger ingen uppenbar övervärdering av småhuspriserna för riket som helhet.

Tabell B.1. Regressionsresultat för panelmodeller av småhuspriser, utan nettoförmögenhet

Variabel	Modell utan skuldkvot			Modell med skuldkvot		
	Koeff.	Std. Avv.	p-val	Koeff.	Std. Avv.	p-val
Disponibel inkomst	1,00	--	--	1,02	0,04	0,0000
Real bostadsränta	-1,55	0,31	0,0000	-0,57	0,22	0,0104
Inflation	0,93	0,53	0,0766	1,01	0,29	0,0409
Befolkningstillväxt	23,06	2,08	0,0000	18,18	1,23	0,0000
Bostadsinvestering	2,70	0,55	0,0000	3,38	0,29	0,0000
Skuldkvot	--	--	--	0,34	0,01	0,0000
Modellernas förklaringsgrad - $R^2_{adj}$						
	Modell utan skuldkvot			Modell med skuldkvot		
<b>Totalt</b>	<b>0,63</b>			<b>0,91</b>		
<b>Enskilda länder</b>						
Danmark	-0,65			0,84		
Finland	0,36			0,86		
Norge	0,92			0,92		
Storbritannien	0,76			0,82		
Sverige	0,91			0,93		
Tyskland	-5,02			-0,59		
USA	0,33			0,90		

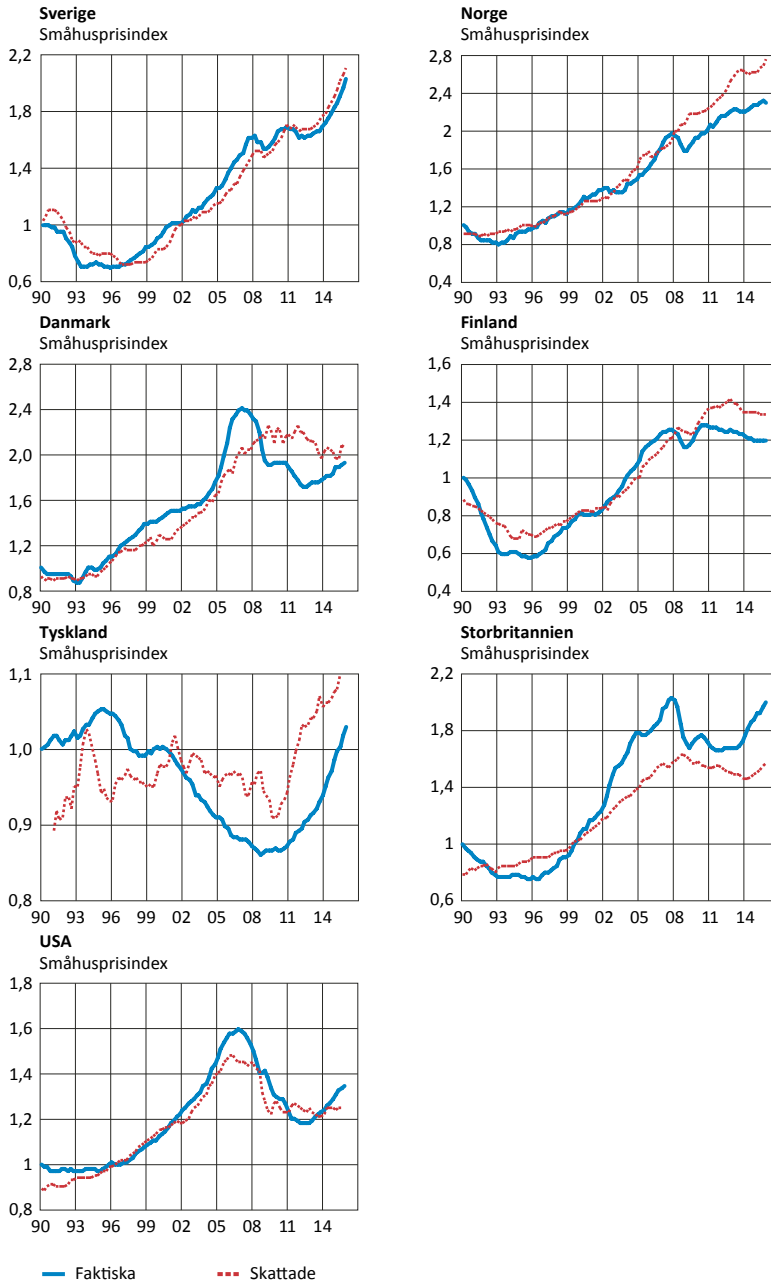
**Diagram B1. Faktiska och skattade bostadspriser från regressionsmodellen utan nettoförmögenhet och skuldsättning**



Anm. De skattade priserna (rödsträckade linjer) har beräknats fram med hjälp av de estimerade koefficienterna som rapporteras i den vänstra kolumnen i tabell B.1.



**Diagram B2. Faktiska och skattade bostadspriser från regressionsmodellen utan nettoförmögenhet, men med skuldsättning**



Anm. De skattade priserna (rödsträckade linjer) har beräknats fram med hjälp av de estimerade koefficienterna som rapporteras i den högra kolumnen i tabell B.1.