



# Husstockens påverkan på köpeskillingen

## Småhusstockens effekt på den genomsnittliga köpeskillingen i svenska kommuner

Erik Johansson & Markus Lindvall

### **Abstract:**

Nominal house prices in Sweden have more than doubled, on average, over the last two decades. However, the housing market is fragmented, and the price increase varies from a modest 22 % to a sizable 443 %, depending on the municipality. Earlier studies have found that increased disposable income, housing density, interest rates, and unemployment rates explain large parts of the total rise in prices, though few of them take local differences into account. The purpose of this study is to investigate to what extent the owner-occupied house stock affects average house prices in Swedish municipalities, as well as if and how much this effect varies with the size of the population aged 25 – 64 on a municipal level.

The study utilizes a balanced panel data set consisting of Sweden's 290 local municipalities, from year 2000 – 2019. Fixed effects models show that an increased supply of houses by 1 % decreases the average house prices by approximately 0,19 %, *ceteris paribus*. This effect is sensitive to the number of residents aged 25 – 64 and remains present when the analysis is performed on the 50 smallest municipalities regarding population size in this interval. However, the relationship observed from the results was not expected and more studies which investigate this effect are needed.

Kandidatuppsats Nationalekonomi, 15hp

Vårterminen 2021

Handledare: Alejandro Egüez

Institutionen för nationalekonomi med statistik  
Handelshögskolan vid Göteborgs universitet

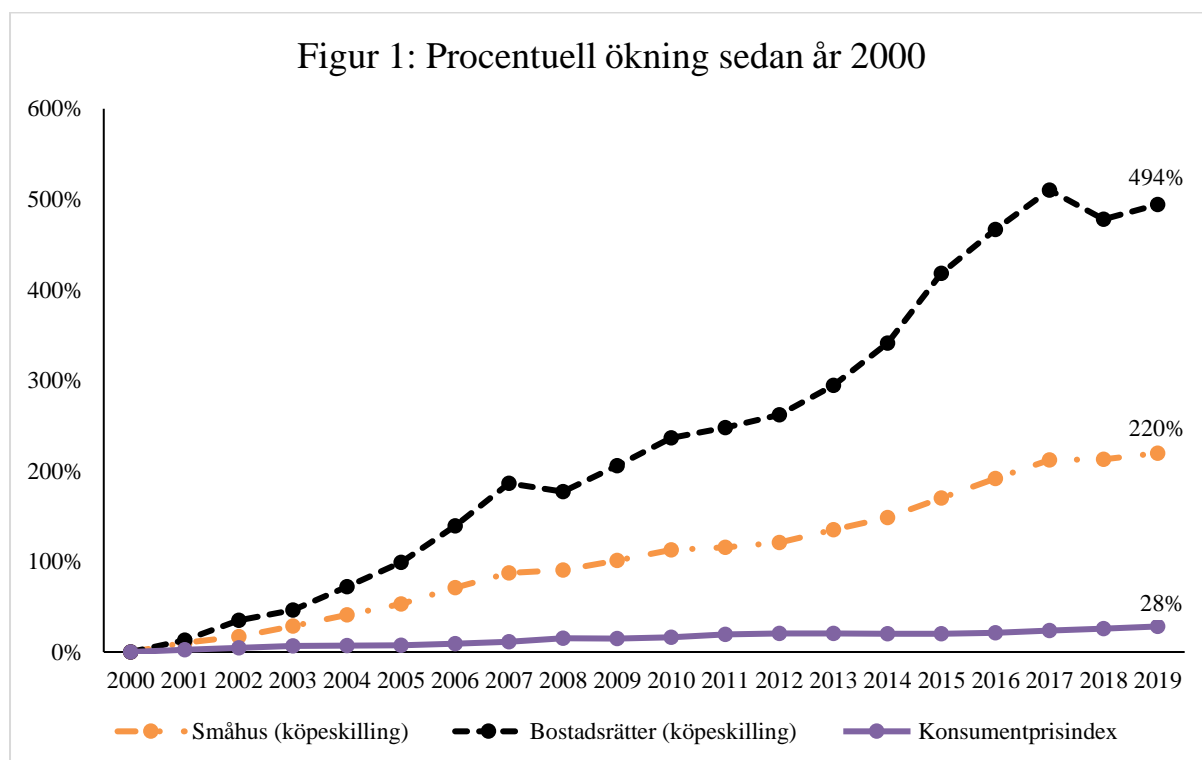
**Tack** till vår handledare Alejandro Egüez, för dina kloka kommentarer och handfasta tips.

# Innehåll

Inledning .....	1
Syfte och frågeställning .....	3
Avgränsning .....	3
Tidigare litteratur.....	4
Teori.....	6
Bostadsmarknaden .....	6
Utbud och efterfrågan.....	6
Konsumtionsteori .....	8
Metod .....	12
Data .....	12
Databehandling.....	14
Ekonometriska modeller .....	15
Resultat och diskussion.....	17
Begränsade urval .....	21
Validitet och brister.....	23
Framtida studier.....	24
Slutsats .....	25
Referenser .....	26
Appendix.....	A1
Variabler.....	A1
Histogram .....	A5
Modeller .....	A9
Korrelationsmatris .....	A12
Verifiering av modell D1 .....	A13
Residualer på kommunkarta.....	A14

# Inledning

Bostäder och bostadsmarknaden är ett återkommande ämne i människors liv, oavsett om det gäller den nyblivne studenten som ska flytta till studieorten, de nyblivna föräldrarna som letar sin första villa eller pensionären som vill flytta närmare sina barn och barnbarn. Valet av boende kan te sig enkelt, men det räcker inte att veta hur och var man vill bo då förutsättningarna för att köpa eller byta bostad förändras med läget på marknaden. En del av regeringens övergripande mål för bostadsmarknader är "långsiktigt väl fungerande bostadsmarknader där konsumenternas efterfrågan möter ett utbud av bostäder som svarar mot behoven" (Regeringskansliet, 2021). Riksbankschefen Stefan Ingves menar dock att bostadsmarknaderna i dagsläget inte fungerar i önskvärd utsträckning och säger bland annat att utbudet av bostäder länge varit för lågt i förhållande till efterfrågan (Ingves, 2019). Detta stöds av data från Boverkets årligen utförda bostadsmarknadsenkät (Boverket, 2021). År 2019 angav mer än två tredjedelar av responderande kommuner att dessa hade brist på bostäder och enkätsvar från de föregående 18 åren skildrar en trend av ökande underskott av bostäder i förhållande till efterfrågan. Under samma tidsperiod har rikets genomsnittliga nominella priser på bostadsrätter stigit med 494 % och på småhus med 220 % (SCB, 2020a), att jämföra med konsumentprisindex som stigit 28 % (SCB, 2021a), se *Figur 1*. De prisökningar som skett beror på en mängd faktorer och tidigare studier har bland annat funnit att räntor och ekonomisk tillväxt påverkar priserna (Adams & Füss, 2010; Sutton, 2002). Dessa allmänna och landsomfattande faktorer kan dock inte förklara varför de genomsnittliga huspriserna i Danderyd är drygt 30 gånger högre än de i Åsele år 2019 (SCB, 2020a).



Figur 1: Procentuell ökning i genomsnittlig köpeskillning för småhus och bostadsrätter samt konsumentprisindex för åren 2000 - 2019.

Källa: SCB samt egna beräkningar

Högre bostadspriser i kombination med framför allt minskade brukarkostnader (Finansinspektionen, m. fl., 2015) har ökat de svenska hushållens skuldsättning vilket i sin tur kan förvärra de ekonomiska och finansiella konsekvenserna av en eventuell samhällskris (Finansinspektionen, 2019). Att skapa välfungerande bostadsmarknader är därför eftersträvanvärt ur både ett makro- och ett privatekonomiskt perspektiv och ökad kunskap om utbudets påverkan på priserna bidrar till att ge makthavare på lokal, regional och statlig nivå ökad förståelse för bostadsmarknaderna. Med en ökad förståelse kommer beslutfattares förhållningssätt och implementering av bostadsmarknadsåtgärder mer effektivt kunna bidra till att skapa marknader som uppfyller regeringens bostadspolitiska mål där “konsumenternas efterfrågan möter ett utbud av bostäder som svarar mot behoven” (Regeringskansliet, 2021).

Den här studien undersöker hur den genomsnittliga köpeskillingen för småhus påverkas av antalet småhus samt om effekten av antalet småhus på köpeskillingen varierar i omfattning beroende på hur stort antal potentiella småhusintressenter<sup>1</sup> som finns på marknaden. Till skillnad från flertalet tidigare studier som undersökt bostadsmarknader så är fokus i denna rapport på Sverige och svenska kommuner. Anledningen till detta fokus är att den svenska bostadsmarknaden kan anses vara fragmenterad (Konkurrensverket, 2018) och förutsättningarna i olika kommuner skiljer sig åt, vilket kan påverka priserna. Dessa lokala skillnader består exempelvis av inkomstnivåer, arbetslöshet, kommunal service samt byggkostnader.

För att ta hänsyn till dessa kommunala skillnader utförs linjära regressioner med *fixed effects* där dataunderlaget består av balanserade paneldata från perioden 2000 – 2019 för samtliga svenska kommuner. Resultaten visar att en enprocentig ökning av antalet småhus sänker de genomsnittliga småhuspriserna med 0,19 %. När en interaktionsterm mellan antalet småhus och antalet invånare i åldern 25 – 64 år inkluderas varierar effekten av en 1 % ökning av antalet småhus beroende på antalet personer i åldersintervallet. Vid färre än 5 872 personer i åldern 25 – 64 år är effekten på den genomsnittliga köpeskillingen av ett ökat antalet småhus positiv. Orsaken till detta samband är inte fastställd men beror eventuellt på en ökad vilja att bo i små tillväxtkommuner. Fler studier på ämnet behövs dock för att klarlägga sambandet.

Studien är strukturerad enligt följande: Den första delen förklarar syftet, de avgränsningar som gjorts och efterföljs av korta beskrivningar av tidigare litteratur inom fältet. Andra delen beskriver de teorier som ligger till grund för studiens utförande samt innehåller motivationer till varför de variabler som inkluderas i modellerna bör påverka köpeskillingen på småhus. Del tre redogör vilken data som används, hur den behandlats och hur de ekonometriska modellerna ser ut. Fjärde delen redovisar regressionsresultatet samtidigt som diskussion kring dessa och förslag på framtida studier framförs. Sist presenteras studiens slutsats.

---

<sup>1</sup> Antalet intressenter estimeras i denna studie som antalet personer bosatta i kommunen i åldern 25 – 64 år.

## Syfte och frågeställning

Syftet med denna studie är att undersöka i vilken omfattning stocken av småhus påverkar den genomsnittliga köpeskillingen för småhus i Sverige, samt om denna effekt varierar i omfattning beroende på hur många invånare i åldern 25 – 64 år som finns i kommunen.

Detta uppnås genom att, med en ekonometrisk analys, svara på frågorna “*hur påverkas priserna av en ökning av antalet småhus i en kommun?*” och “*hur är denna påverkan kopplad till antalet invånare i åldern 25 – 64 år i kommunen?*”.

## Avgränsning

Denna studie undersöker småhusmarknaden i 289 av 290 svenska kommuner under perioden 2000 – 2019. Val av period beror främst på tillgången till data. Knivsta kommun utesluts<sup>2</sup> ur analysen då kommunen bildades 2003. I studien används Statistiska Centralbyråns definition av småhus, det vill säga att småhus är samtliga permanentbostäder i Sverige med maximalt två bostadslägenheter, upplåtna med äganderätt, som ägs av fysiska personer eller dödsbon.

---

<sup>2</sup> Knivsta kommun skapades genom en uppdelning av Uppsala kommun år 2003. I studien skapas en syntetisk kommun där Uppsala och Knivsta viktats ihop från år 2003 och framåt. Se avsnittet *Metod* för detaljer.

## Tidigare litteratur

Under en lång tid har studier på hur olika faktorer påverkar huspriser genomförts och nya studier fortsätter att tillkomma. Wigren (1987) studerade huspriser i Sverige och betydelsen av bostäders karaktäristika med hjälp av regressionsanalys. Olika husegenskaper användes som förklarande variabler vilket innebar att hus i olika regioner, men med liknande karaktäristika, kunde jämföras. Wigren fann att de karaktäristika som påverkade priserna mest var storlek (på byggnad och parkering), ålder på byggnaden, kvalitet invändigt samt dess läge ur ett socialt (i studien definierat som andelen som röstade konservativt i det senaste valet) och ett geografiskt perspektiv. Studien fann även att hus med liknande karaktäristika kostade tre gånger mer i den dyraste regionen jämfört med den billigaste. Resultatet tyder på att prisskillnader mellan regioner beror på mer än differentierade huskaraktäristika vilket antyder att det finns anledning till att beakta att marknaden är fragmenterad.

Andrews, Caldera Sánchez & Johansson (2011) undersökte husprisernas determinanter och tillämpade en panelmodell med entitets- och tidsfixa effekter för att ta hänsyn till globala gemensamma chocker. I modellen användes data från 19 OECD-länder från tidsperioden 1980 – 2005. Författarna kom bland annat fram till att det funnits en trend med ökat ägande av sin bostad i de flesta OECD-länderna, att utbudet på lång sikt är mer responsivt vad gäller prisförändringar i Norden och USA än i övriga OECD samt att länder med mer omfattande byggnads- och planregleringar har ett mer trögrörligt utbud. Författarna valde att lagga alla förklarande variabler ett år för att reducera risken för endogenitet samt logaritmerade majoriteten av dessa. Slutmodellen gav en effektstorlek om -0,255 för logaritmerat bostadsbestånd men var ej signifikant. Studien fick dock signifikans med  $p < 0,05$  för hushållens logaritmerade disponibla inkomst med koefficienten 1,4. Signifikanta resultat ( $p < 0,05$ ) erhöles även för sex av de åtta variabler som inkluderades som kontroll för "housing demand shocks and structural features" (Andrews, m. fl., 2011, s. 35). Med detta som grund menar författarna att finansiell avreglering påverkat prisnivån med upp till 30 % på vissa marknader, vilket de menar tyder på ett stort efterfrågetryck. Författarnas regressionsmodell och transformering av variabler har inspirerat databehandlingen och modellkonstruktionen i denna studie, i synnerhet vad gäller makroekonomiska chocker varför årsspecifika händelser isoleras och hålls konstanta i slutmodellen.

Leonhard, Karpestam & Hansson (2013) studerade huruvida huspriserna i Sverige drivs av bostadsbrist eller ej. Med hjälp av dynamisk panelregression utförd på årliga data från samtliga svenska län mellan 1996 och 2011 skattades hur stor del av prisökningarna som kunde förklaras av modellens inkluderade variabler. Regressionsresultatet visade bland annat att 1 % ökning av antalet invånare över 20 år ökar de reala huspriserna med 0,38 % under samma år och att 1 % ökning av reala förvärvsinkomster per capita ger en förändring av de reala huspriserna med 1,48 %. Författarnas slutsats är att bostadsbrist på grund av ökade inkomster och boendtäthet förklarar mer än hälften av prisuppgången under tidsperioden 1996 – 2011. Sjunkande räntor verkar ha påverkat alla läns huspriser positivt och ungefär lika mycket samtidigt som ökade finansiella förmögenheter haft en positiv men väldigt liten effekt på huspriserna. Allt som allt förklaras cirka två tredjedelar av husprisuppgången av de

fundamentala faktorerna (inkomster, förmögenheter, boendetäthet samt brukskostnader) och den sista tredjedelen av vad författarna kallar aktörers bakåtblickande förväntningar (där högre priser idag väntas följas av än högre priser imorgon).

Geng (2018) använde sig av en panelmodell med landsfixa effekter för att undersöka de fundamentala drivkrafterna bakom huspriserna på lång sikt. Data bestod av observationer från tidsperioden 1990 – 2016 från 20 OECD-länder. Resultatet var att 1 % ökning i hus per capita i genomsnitt innebar en reduktion i huspriser på cirka 1,3 % i länder med fria hyror. I Sverige var siffran lägre, 1 % ökning i hus per capita minskade långsiktiga huspriser med 0,9 %. Geng resonerar att det beror på att reglerade hyror leder till ett lägre utbud av lägenheter (på grund av minskad lönsamhet vid nybyggnation) vilket gör att efterfrågeöverskott på lägenheter spilla över till efterfrågan på hus. Vidare fann studien att 1 % ökning i disponibel inkomst per capita höjer huspriser med i genomsnitt 1,5 – 1,7 %. Gengs resultat indikerar att reglering, även på substitut, påverkar huspriset och visar att substitut bör tas i beaktning vid studier på småhuspriser.

Denna studie är annorlunda jämfört med tidigare studier då den undersöker Sverige med hjälp av data på kommunnivå under en senare tidsperiod och med en annan modell än tidigare utförda studier på svenska marknaden. Intressevariabeln och kombinationen av inkluderade förklaringsvariabler skiljer sig även från tidigare studier i syfte att tillföra ny kunskap inom fältet.



# Teori

## Bostadsmarknaden

Bostadsmarknaden kan förenklat sägas bestå av flera delmarknader (Konkurrensverket, 2018). Prisutvecklingen ser olika ut i olika regioner och för olika bostadstyper, exempelvis för lägenheter och småhus (Riksgälden, 2019). Generellt prissätts bostäder i Sverige genom en budgivningsprocess där intressenter lägger bud och säljaren väljer att acceptera eller avvisa dessa. När köpare och säljare kommit överens om priset sker transaktionen och äganderätten för bostaden i fråga överförs från säljaren till köparen. Eftersom bostäder är en normal vara, det vill säga att efterfrågans priselasticitet<sup>3</sup> är mellan 0 och -1 (Albouy, m. fl., 2016), så innebär en ökning i pris en minskning i efterfrågan och vice versa. Efterfrågans priselasticitet, som är ett mått på hur priskänsliga köparna är, kan dock variera mellan olika marknader eftersom den bland annat påverkas av tillgängligheten och priset på närliggande substitut. De mest tydliga exemplet på ett närliggande substitut till ett visst småhus är ett annat småhus i samma område, men även lägenheter kan vara substitut (om än inte ett lika närliggande sådant). Om tillgången till substitut i ett specifikt område är begränsad på grund av en hög efterfrågan skulle en prisökning påverka efterfrågan mindre än om substitut varit lättillgängliga, se Geng (2018).

## Utbud och efterfrågan

Bostadspriserna kan i grunden förklaras av relationen mellan utbudet och efterfrågan (Leonhard, m. fl., 2013).

Utbudet på bostadsmarknaden beror, utöver priset, på exogena faktorer. Dessa faktorer är i huvudsak storleken och omsättningshastigheten på den befintliga bostadsstocken men även antalet nybyggnationer. Den befintliga stocken är trögrorlig av naturen då byggnaderna i sig har livslängder på många tiotals år och marken de står på är i praktiken evigt varande. För att få bostadsstocken att växa krävs ett flöde av nya bostäder som antror marknaden, men då ledtiderna för nybyggnation av bostäder i vissa fall är 8 – 10 år långa (Konkurrensverket, 2018) är stocken att betrakta som fast på kort sikt (Rydell, 1982; Bergendahl, m. fl., 2015). Se *Figur 2* för visualisering av marknaden på kort sikt.

Efterfrågan på bostadsmarknaden beror också, utöver prisnivån, på exogena faktorer. Till skillnad från utbudet så är efterfrågan lättrorlig, då antalet intressenter och deras betalningsvilja snabbt kan ändras. Exempel på sådana förändringar kan vara förändrade inkomster, förväntade framtida inkomster, boendepreferenser, belåningsmöjligheter, familjesammansättning och studie-/arbetssituation. Även tidigare års prisutveckling påverkar efterfrågan då hushållen i regel är bakåtblickande (Leonhard, m. fl., 2013), det vill säga om priserna steg förra året tror hushållen att trenden kommer hålla i sig även detta år. Detta kan då leda till rena spekulationsköp och kan fungera som en stressande faktor då hushåll som går

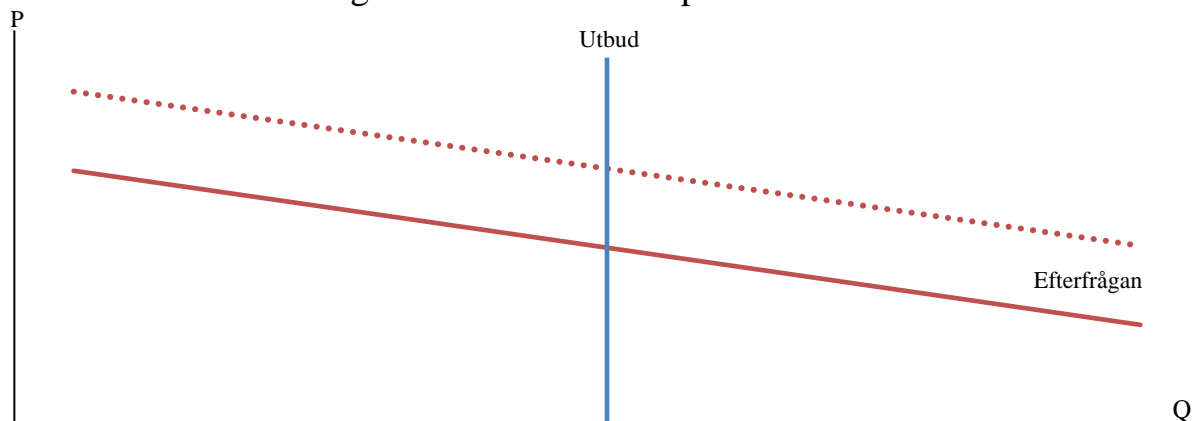
---

<sup>3</sup> En elasticitet är en procentuell förändring av en variabel beroende på en procentuell förändring i en annan.

i tankar att köpa ett eget boende hellre gör det nu till dagens pris än senare till ett förväntat högre pris.

Vad gäller efterfrågans kortsiktiga priselasticitet är litteraturen begränsad, men allmänt gäller att två huvudsakliga faktorer påverkar huruvida priselasticiteten är högre eller lägre på kort kontra lång sikt. Dessa två faktorer är tillgänglighet på substitut samt lagringsmöjligheter (Perloff, 2018, s. 59). Substitut kan visserligen finnas vad gäller val av boende, men hushållen blir begränsade dels av preferenser (en hyresrätt har inte samma egenskaper som en villa), dels av den arbetsbörda som är förknippad med att byta bostad. Lagringsmöjligheterna för boende är icke-befintliga i den mening att boendet i sig erbjuder en service vilken inte kan lagras. Sammantaget innebär detta att efterfrågans priselasticitet på kort sikt är mer inelastisk än den långsiktiga dito. På kort sikt kan efterfrågan också påverkas av exogena chocker, exempelvis en kraftig konjunkturedgång som leder till kraftigt ökad arbetslöshet. Efterfrågechocker i kombination med att utbudet är konstant gör att priserna snabbt och plötsligt kan förändras på bostadsmarknaden.

Figur 2: Marknaden på kort sikt



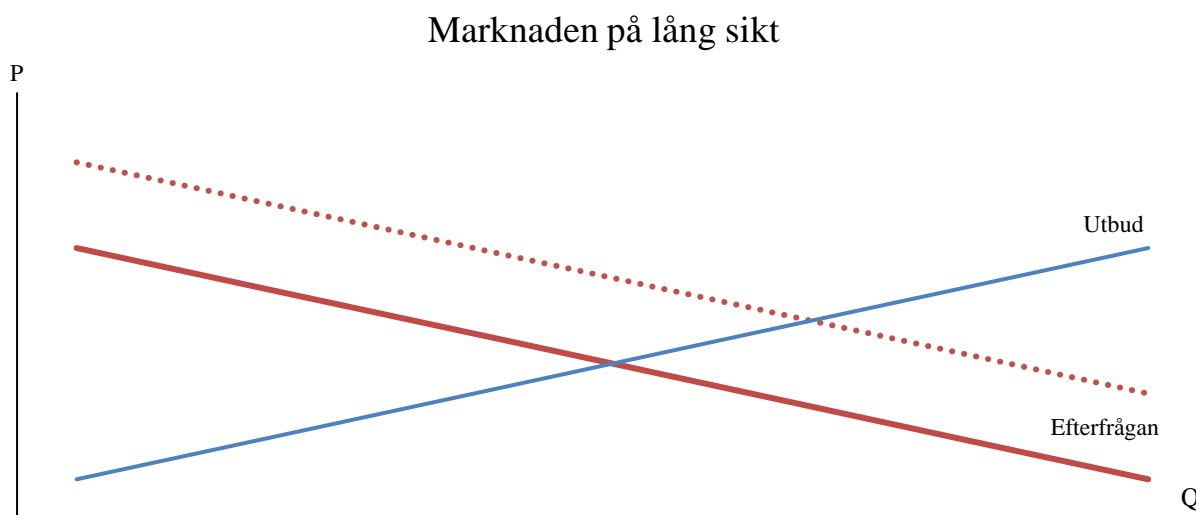
Figur 2: På kort sikt finns ett negativt samband mellan pris och efterfrågad kvantitet. Lutningen på efterfrågekurvan beror på priselasticiteten. Utbudet av bostäder är på kort sikt konstant och illustreras av en vertikal linje. Vid en efterfrågechock förändras därför priset kraftigt för att upprätthålla jämvikt på marknaden. Ett exempel på en exogen faktor som skulle kunna orsaka en efterfrågechock i en viss kommun är nyetablering eller nedstängning av en arbetsplats som sysselsätter en stor del av den kommunala befolkningen (se exempelvis (Israelsson, 2020) för ett aktuellt exempel). I grafen illustreras en nyetablering av att efterfrågekurvan skiftar utåt (prickad linje), vilket leder till att jämviktspriset på bostäder ökar. En nedstängning skulle innebära ett skifte inåt och skulle leda till ett lägre jämviktspris enligt teorin.

På lång sikt är utbudets priselasticitet “våldigt elastisk” (Rydell, 1982, s. 1) vilket innebär att små prisförändringar på bostäder leder till ett förändrat utbud. Förändring av utbudet, via nybyggnation, påverkas dock inte bara av försäljningspriset utan även av byggkostnaden och marktillgången. Konkurrensverket (2018) hänvisar i sin rapport till en studie utförd av norska konkurrensmyndigheten som visade att brist på byggbar mark tillsammans med svårigheter att säkra finansiering utgör hinder för mindre aktörer att etablera sig och expandera på bostadsmarknader. Dessutom har de svenska kommunerna planmonopol vilket innebär att varje enskild kommun bestämmer när, var och hur det är tillåtet att bygga inom kommunen.<sup>4</sup> Skillnader vad gäller kompetens, bemanning och vilja i de kommunala nämnderna kan då

<sup>4</sup> Se Boverkets hemsida [www.boverket.se](http://www.boverket.se) för mer information gällande planmonopolet.

påverka hur snabbt samt vilka beslut om nybyggnation som fattas. Se *Figur 3* för visualiseringen av marknaden på lång sikt.

Tidigare studier har funnit att efterfrågans priselasticitet på lång sikt ligger i intervallet -0,9 till -0,45 beroende på marknad och studiens utformning, se bland andra Pollinsky & Ellwood (1979), Albouy, Ehrlich & Liu (2016) och Hanushek & Quigley (1980). Noterbart är att ingen av dessa studier är på den svenska bostadsmarknaden. En priselasticitet på mellan 0 och -1 innebär, som nämnts tidigare, att bostäder på lång sikt är en normal vara där högre priser leder till lägre efterfrågan.



*Figur 3: På lång sikt finns ett negativt samband mellan pris och efterfrågad kvantitet. Lutningen på efterfrågekurvan beror på priselasticiteten, som i sin tur är ett mått på hur priskänsliga köparna är. Utbudskurvan beskriver ett positivt samband mellan priset och utbudens kvantitet eftersom utbudet är rörligt på lång sikt. När priset på bostäder är högt bjuds fler bostäder ut på marknaden då fler bostadsägare är villiga att sälja samtidigt som fler exploatörer är villiga att bygga då lönsamheten ökar. Vid en ökning av efterfrågan skiftar efterfrågekurvan utåt (prickad linje). Priset påverkas inte lika kraftigt på lång sikt jämfört med kort sikt eftersom utbudet är anpassningsbart. Vid en minskning av efterfrågan skiftar kurvan i stället inåt.*

## Konsumtionsteori

En rationell individ är, ur ett ekonomiskt perspektiv, en individ som maximerar sin nytta  $U$  givet sin budgetrestriktion samt konsumtionspreferenser (Perloff, 2018, s. 102). Individen ställs inför ett val varje gång en vara ska konsumeras, där beslutet påverkas av vilken nytta konsumtionen ger idag, vilken budget individen har samt vilka övriga alternativ som finns (exempelvis konsumtion av andra varor eller sparande idag för ökad konsumtion i ett senare skede). Genom att betrakta bostaden och den "service" bostaden ger som en vara likt vilken annan vara som helst (Boverket, 2012) kan följande funktion ställas upp för en nyttomaximerande individ:

$$\max U(Y_d, H, M, Q) = U_{max} \quad (1)$$

där  $U$  är individens nytta,  $Y_d$  är disponibel inkomst,  $H$  är husets egenskaper,  $M$  är kommunens egenskaper och  $Q$  är övrig konsumtion. En individ spenderar sin inkomst enligt

$$Y_d = -(L_{H,M} + C_Q + S) \quad (2)$$

där  $L$  är levnadskostnader i hus  $H$  beläget i kommun  $M$ ,  $C$  är utgiften för övrig konsumtion och  $S$  är sparande för konsumtion i ett senare skede. Eftersom levnadskostnaden  $L$  i sin tur beror på hus- och kommunfaktorer kan nyttofunktionen ovan skrivas som

$$\max U(Y_q, H, M, Q) = U_{max} \quad (3)$$

där

$$Y_q = Y_d - L_{H,M} \quad (4)$$

och  $Y_q$  alltså är individens disponibla inkomst som kan spenderas på andra varor än boende. För att nyttomaximera behöver då individen, vid val av boende, ta hänsyn till hus- och kommunspecifika egenskaper (exempelvis kvalitet på huset, kommunal service, närhet till skola/jobb/sociala kontakter), kostnader kopplade till dessa (exempelvis kommunal skattenivå, räntekostnader för eventuella lån, transportkostnader) och hur dessa kostnader påverkar individens möjlighet till annan konsumtion. Valet står då mellan

$$U(Y_q^1, H_i, M_k, Q^1) \text{ och } U(Y_q^2, H_j, M_l, Q^2) \quad (5)$$

för två olika småhus  $i$  och  $j$  i kommun  $k$  och  $l$  där  $Y_q^1 < Y_q^2$  (vilket är ekvivalent med  $L_{i,k} > L_{j,l}$ ),  $Q^1 < Q^2$  men  $U(H_i, M_k) > U(H_j, M_l)$ , det vill säga att en individ ställs inför avvägningen “låg övrig konsumtion med hög nytta av hus och kommun” och “hög övrig konsumtion med låg nytta av hus och kommun”. Valet i avvägningen kommer att skilja sig mellan olika individer, men även över tid för samma individ då nyttan av en viss vara påverkas av i vilket skeende i livet individen befinner sig (exempelvis så är närhet till bra skolor inte av någon större betydelse för karriärister i 60-årsåldern med barn boende på annan ort). Utifrån detta är det därför rimligt att priserna varierar mellan kommuner eftersom relationen mellan aggregerad efterfrågan relativt utbudet skiljer sig till följd av kommunernas olika bidrag till nyttonivån för individer.

Utbudet av småhus i en särskild kommun kan beskrivas som en funktion av olika faktorer:

$$Q_S = f(H, P, R, X) \quad (6)$$

Totalt antal småhus ( $H$ ) bestämmer det maximala utbudet som kan erbjudas småhusmarknaden och givet en viss omsättningshastighet leder en ökning av stocken småhus till en ökning av antalet småhus som erbjuds marknaden. Totalt antal småhus förväntas därför påverka utbudet.

Priset ( $P$ ) på småhus förväntas påverka utbudet genom att priset påverkar husägares villighet att sälja sin bostad men också genom att priset påverkar lönsamheten vid nybyggnation och därigenom har en indirekt påverkan på utbudet.

Räntan ( $R$ ) är kostnaden för att låna pengar vilket betyder att exempelvis en hög ränta leder till lägre lönsamhet vid lånefinansierad nybyggnation vilket påverkar flödet av småhus.

Övriga faktorer ( $X$ ) är alla faktorer som påverkar utbudet men som inte ingår i någon av de andra faktorerna. Vilken total påverkan dessa faktorer har på utbudet är svår att avgöra eftersom en del av faktorerna verkar i motsatta riktningar till varandra.

Efterfrågan på småhus i en kommun kan i sin tur beskrivas som en funktion enligt följande:

$$Q_D = f(P, Y_d, I, I_{25-64}, A, \ddot{O}B, R, U_H, U_M, X) \quad (7)$$

Priset ( $P$ ) på småhus förväntas påverka efterfrågan på småhus då bostäder som tidigare nämnts är en normal vara vilket betyder att priset påverkar efterfrågan kvantitet.

Disponibel inkomst ( $Y_d$ ) är direkt kopplad till en individs budgetrestriktion och en förändrad disponibel inkomst förväntas därför påverka efterfrågan på småhus. Dessutom innebär exempelvis en högre inkomst ökad möjlighet till belåning, vilket innebär att inkomsten även har en hävstångseffekt. I Riksbankens utredning om risker på den svenska bostadsmarknaden (2011) dras slutsatsen att drygt hälften av den reala bostadsprisökningen i Sverige mellan 1996 och 2010 förklaras av hushållens reala disponibla inkomst. Att inkomst förklarar en stor del av husprisutvecklingen konstaterar även Leonhard, Karpestam & Hansson (2013), Geng (2018) samt Arestis och Gonzalez-Martinez (2017) i separata studier.

Antal invånare ( $I$ ) förväntas påverka efterfrågan genom att fler invånare innebär en högre aggregerad efterfrågan. Vid högre befolkningsantal etablerar sig fler företag till följd av "stordriftsfördelar" (Öner, 2015). Detta förväntas påverka efterfrågan ytterligare eftersom ortens attraktivitet ökar.

Antal invånare i åldern 25 – 64 år ( $I_{25-64}$ ) förväntas också påverka efterfrågan på småhus. Som nämnt i konsumtionsteorin kan ens boendepreferenser förändras över tid. Arestis & Gonzalez-Martinez (2017), vars studie behandlar hur demografiska faktorer i OECD-länder påverkar boendet, menar att människor i åldern 45 – 64 ofta är etablerade på bostadsmarknaden men söker nytt, större eller bättre bostad och därför bidrar till en ökad efterfrågan. Arestis & Gonzalez-Martinez fick signifikans ( $p < 0,01$ ) på variabeln andel 45 – 64-åringar i Sverige som dessutom var det land i deras rapport som hade högst elasticitet på lång sikt: en 1 % ökning av denna andel stod för en 3,99 % ökning i bostadspriser. Även på kort sikt var andelen 45 – 64-åriga invånare signifikant ( $p < 0,01$ ) i Sverige. Arestis & Gonzalez-Martinez argumenterar för att gruppen 65 år och äldre antingen letar mindre bostäder (och säljer sina tidigare, större boenden) eller lämnar bostadsmarknaden helt (exempelvis genom att flytta till äldreboenden) och gruppen som helhet minskar den aggregerade efterfrågan. I denna studie har åldersintervallet utvidgats till 25 – 64 år då Arestis & Gonzalez-Martinez menar att de som gör entré på bostadsmarknaden är de som framför allt står för en ökning i efterfrågan.

Arbetslöshet ( $A$ ) förväntas påverka efterfrågan eftersom arbetslösa individer generellt har lägre inkomst och sämre möjligheter till lån jämfört med förvärvsarbete. Reichert (1990)

konstaterade att högre sysselsättningsgrad påverkade bostadspriser positivt samtidigt som Arestis och Gonzalez-Martinez (2017) fann att högre arbetslöshet påverkat bostadspriser negativt.

Antalet övriga bostäder ( $\ddot{O}B$ ) är antalet bostäder som inte är småhus, det vill säga bostadsrätter, hyresrätter och så vidare, vilket förväntas påverka småhuspriser eftersom dem i viss utsträckning är substitut till småhus. Ett högre antal substitut bör enligt teorin om utbud och efterfrågan innebära lägre priser på substitutet och en del av dem som efterfrågar småhus kommer i stället efterfråga andra bostadstyper om dessa blivit billigare och har liknande egenskaper. I grunden beror detta på att en högre nytta kan uppnås av ett annat konsumtionsval.

Räntan ( $R$ ) förväntas påverka efterfrågan på liknande sätt som utbudet. Köp av bostad innebär för många ett behov av bolån och kostnaden att låna pengar påverkar därför efterfrågan. Claussen (2012) fann att upp till 25 % av fastighetsprisökningen från 1996 till 2011 kan förklaras av den reala bolåneräntan, definierad som ett viktat genomsnitt av svenska 3-månaders statsskuldväxlar samt 2- och 5-åriga statsobligationer.

Nytan av huset ( $U_H$ ) påverkar hur mycket av sin budget en individ är beredd att spendera på bostaden. Individer är beredda att spendera mer av sin budget på de bostäder som till högre grad uppfyller de preferenser individen i fråga har.

Ortsnytta ( $U_M$ ) påverkar hur mycket av sin budget en individ är beredd att spendera på en bostad i orten. Individer är beredda att spendera mer av sin budget på bostäder i de orter som till högre grad uppfyller de preferenser individen i fråga har.

Övriga faktorer ( $X$ ) är alla faktorer som påverkar efterfrågan men inte ingår i någon av de andra faktorerna. Vilken total effekt på efterfrågan dessa faktorer har är svår att avgöra eftersom en del av faktorerna verkar i varandras motsatta riktning.

Marknaden befinner sig i balans vid jämviktspriset vilket sker när den utbudna kvantiteten är lika stor som den efterfrågade. För att finna detta pris kombineras de två funktionerna ovan enligt:

$$Q_S = Q_D \rightarrow P = f(H, R, Y_d, I, I_{25-64}, A, \ddot{O}B, U_H, U_M, X) \quad (8)$$

Där priset på småhus kan beskrivas som en funktion av faktorer i en kommun som påverkar utbudet och efterfrågan. Med denna funktion som utgångspunkt utformas den ekonometriska modellen som sedan används för att skatta parametrarna.

## Metod

För att besvara frågeställningen presenteras fyra multivariata modeller. De fyra skattade modellerna utförs som linjärregressioner med fixed effects (FE) och robusta standardfel<sup>5</sup> medan ett ökande antal kontrollvariabler adderas för varje modell. I den fjärde modellen inkluderas även en interaktionsterm då antalet hus i kommunen förväntas påverka den genomsnittliga köpeskillingen olika mycket beroende på antalet bosatta invånare i åldern 25 – 64 år i kommunen. Detta baseras på att antalet invånare i åldern 25 – 64 år tros vara den grupp som påverkar tillgängligheten av småhus och därför också priskänsligheten mest, vilket betyder att effekten av ett ökat antal småhus förväntas variera beroende på antalet invånare i åldern 25 – 64 år. För att bekräfta att valet av användning av FE är korrekt jämförs fixed effects-modellerna med random effects-modeller med *Derbin-Wu-Hausman* test.<sup>6,7</sup>

Fixed effects innebär att vissa individspecifika utelämnade variabler kontrolleras för och att kommunen i fråga på så sätt jämförs med sig själv (Studenmund, 2016, s. 476-477). För att sådan kontroll ska vara möjlig krävs det att effekten från de utelämnade variablerna antingen förändras på samma sätt för samtliga kommuner (exempelvis makroekonomiska faktorer som räntor och konjunkturförändringar) alternativt är konstant över tid för varje enskild kommun (exempelvis geografiskt läge). Till följd av detta kommer alla variabler som inte inkluderats på grund av databrist men som ändå kan påverka köpeskillingen i stället antas förändras lika, alternativt vara konstanta över tid, i alla kommuner. Detta inkluderar variabler såsom byggkostnad, kommunens attraktivitet, bolånekostnad och kvaliteten på småhus.

För att kunna köra FE-regressioner krävs att data är i paneldata-format, det vill säga att det finns en tvärsnitts- och en tidsdimension. I ett balanserat dataset innebär detta att alla individer i urvalet observerats vid alla och samma tidpunkter (Studenmund, 2016, s. 473), att jämföra med ett obalanserat dataset där observationer saknas för en eller flera av individerna i en eller flera perioder. För denna studie, som har en balanserad panel, betyder det att data för varje variabel har observerats per kommun för perioden 2000 – 2019.

## Data

De data som används är insamlade från Statistiska Centralbyrån och Arbetsförmedlingen. Underlaget täcker samtliga år för perioden 2000 – 2019 och är komplett för 289 av landets 290 kommuner. Knivsta kommun saknar data för åren 2000 – 2002 då den bildades 2003 genom en avstyckning från Uppsala kommun. Underlaget från SCB innehåller information, uppdelat per kommun och år, om:

---

<sup>5</sup> För att erhålla väntevärdesriktiga standardfel även vid heteroskedastiskt fördelade data används tilläggskommandot "robust" vid regressionsberäkningar i *Stata/SE 16.1*, vilket korrigerar för detta.

<sup>6</sup> Hausmans specifikationstest testar huruvida de individspecifika feltermerna är korrelerade med de oberoende variablerna. Nollhypotesen är att dessa inte är korrelerade. Beroende om nollhypotesen förkastas eller ej visar Hausman test vilken av modellerna Fixed Effects och Random Effects som bäst lämpar sig för att förklara variansen i data.

<sup>7</sup> FE- och RE-modellerna har samma specifikation som modellerna redovisade under *Ekonometriska modeller* med tillägget att räntan inkluderas som kontrollvariabel.

- genomsnittlig köpeskillning för permanentbostäder i form av småhus (exklusive tomträtter), där köpeskillningen varit lägre än 20 miljoner kronor (SCB, 2020b)
- antal småhus upplåtna med äganderätt, ägda av fysiska personer eller dödsbon (exklusive fritidshus) (SCB, 2020c)
- befolkningsstorlek uppdelat per kön (SCB, 2021b)
- hushållens disponibla inkomst per individ (netto) (SCB, 2020d)
- totalt antal bostäder inklusive småhus, flerbostadshus, specialbostäder och övriga hus med upplåtelseformer hyresrätt, bostadsrätt och äganderätt (SCB, 2020c)
- Antal invånare i åldern 25 – 64 år, uppdelat per kön samt i 5-åriga åldersintervall (SCB, 2021b)

Från SCB hämtas även uppgifter om månadsvis räntesats på svenska statsskuldväxlar (den “korta räntan”) för åren 2000 – 2019 (SCB, 2021c).<sup>8</sup> Från Arbetsförmedlingen hämtas månadsvis data om samtliga antalet inskrivna personer i åldern 16 – 64 år uppdelat per kommun (2021).

Inhämtade data behandlas därefter, där befolkningsstorleken per kön summeras ihop till en total befolkning och den ålders- och könsuppdelade befolkningen summeras till en total befolkning i åldern 25 – 64 år. Månadsvis data i form av korta räntan och antalet inskrivna på Arbetsförmedlingen räknas om till aritmetiska årsgenomsnitt. Utöver detta genereras även variabeln övriga bostäder genom att subtrahera antalet småhus från det totala antalet bostäder. Se *Tabell 1* för definitioner samt förväntade tecken för de inkluderade variablerna.

Tabell 1. Variabeldefinitioner

Variabel	Förväntat tecken	Beskrivning
Köpeskillning		Studiens beroende variabel. Genomsnittlig köpeskillning i tusentals kronor som erhållits för sålda småhus (fritidshus exkluderat).
Hus	—	Antalet befintliga småhus. Variabeln laggas en period då insamlad data redovisar antalet småhus den 31:a december innevarande år.
Övriga bostäder	—	Antalet befintliga bostäder som inte är småhus. Variabeln laggas en period då bearbetad data redovisar antalet bostäder den 31:a december innevarande år.
Antal 25 – 64	+	Antalet personer i åldersintervallet 25-64 år vilka var folkbokförda den 31:a december under innevarande år.
Invånare	+	Totalt antal personer vilka var folkbokförda den 31:a december under innevarande år.
Disponibel inkomst	+	Genomsnittlig inkomst i tusentals kronor som finns till förfogande för en individ efter skatt och transfereringar.
Arbetslösa	—	Antalet inskrivna personer hos Arbetsförmedlingen. Beräknat som ett aritmetiskt genomsnitt per kommun per år.

Samtliga variabler gäller kommun  $i$  under period  $t$ .

<sup>8</sup> Den rörliga bolåneräntan (bolåneränta bunden i 3 månader) samvarierar väl med 3-månaders statsskuldväxlar (Nordeas årsgenomsnittliga 3-månaders bolåneränta och den årsgenomsnittliga räntan på 3-månaders statsskuldväxlar korrelation var 0,96 under tidsperioden 2000 – 2019 enligt egna utförda beräkningar). 3-månaders statsskuldväxlar används därför i denna studie som approximation för den rörliga bolåneräntan.



För att undvika påverkan av avstyckningen Knivsta - Uppsala skapas en syntetisk "Uppsala kommun". Den syntetiska kommunen är för åren 2000 – 2002 identisk med faktiska Uppsala men för resterande år har uppgifter för Knivsta och Uppsala viktats samman och sparats under den syntetiska kommunen. Kommunerna Knivsta och (riktiga) Uppsala utesluts sedan ur urvalet, och resten av analysen behandlar Sveriges 288 faktiska kommuner samt den syntetiska Uppsala. Sammanlagt innehåller underlaget då 5 780 observationer.

## Databehandling

Panelen ställs upp med varje kommun som en enskild entitet (individ) för tvärsnittsdimensionen och varje år (period) för tidsdimensionen.<sup>9</sup> Alla variabler, med undantag för räntan som kan anta negativa värden, transformeras genom logaritmering med basen  $e$ . Transformeringsen utförs av två skäl: transformering tillåter approximativa tolkningar av koefficienterna som elasticiteter men framför allt så innebär logaritmering att linjära regressioner kan utföras på icke-linjära samband (Studenmund, 2016, s. 193). Detta ligger även i linje med tidigare studiers resultat, där exempelvis Geng (2018) fann ett icke-linjärt samband mellan ökad disponibel inkomst och huspriser. Se även histogram i appendix *Histogram* för logaritmeringens effekt på skevheten i vissa av variablerna.

Innan körning av modellerna produceras deskriptiv statistik i form av medelvärden, medianer och histogram. Även tidsserier innehållande data om medelvärde och median per år framställs. Se *Tabell 2* samt appendix *Variabler*. Med hjälp av den deskriptiva statistiken undersöks huruvida underlaget innehåller extremvärden, heteroskedasticitet eller skevhet som kan leda till felaktiga skattningar. Om extremvärden återfinns körs modellerna om med begränsade urval, med respektive utan dessa outliers, för att kontrollera eventuell påverkan av dessa. Då det är möjligt utförs regressioner med tillvalet *robust* för att erhålla väntevärdesriktiga standardfel även vid heteroskedastiskt fördelade data. Detta tillval är inte möjligt att använda vid *Derbin-Wu-Hausman test*.

Likt några av studierna nämnda i litteraturdelen (Leonhard, m. fl., 2013; Andrews, m. fl., 2011) laggas vissa variabler en period, det vill säga observationer för period ett behandlas i stället som observationer för period två. Antalet småhus samt övriga bostäder laggas på grund av att data redovisas utifrån antalet byggnader som fanns den 31:a december för respektive år vilket innebär att en del av de bostäder som redovisas inte hunnit påverka utbudet/efterfrågan. Laggningen minskar även risken för problem med omvänd kausalitet, det vill säga att priset påverkar utbudet. I och med att två variabler laggas så sjunker det totala antalet observationer från 5 780 till 5 491 på grund av att antalet tidsperioder minskar med ett.

Efter estimering undersöks modellernas residualer med hjälp av histogram och P-P-plots<sup>10</sup> i syfte att finna eventuella systematiska felskattningar. Möjlig förekomst av hög multikollinearitet undersöks med hjälp av korrelationsmatriser med Pearsons  $r$ .

---

<sup>9</sup> Data ställs upp i långt format för att kunna använda programvaran *Stata/SE 16.1*, där varje kommun samt variabel identifieras med varsitt unikt nummer. Varje tidsperiod representeras av en egen rad och observationer för respektive variabel placeras i en egen kolumn för respektive år.

<sup>10</sup> Probability-probability plot. Plottar den empiriska och den teoretiska kumulativa distributionsfunktionen mot varandra.

Tabell 2: Deskriptiv statistik

Variabel	Skala	Medel	SD	Min	Median	Max
Köpeskillning	tkr	1 434 (6,994)	1 243 (0,721)	198 (5,288)	1 434 (6,994)	11 902 (9,384)
Hus	st	6 275 (8,456)	5 679 (0,745)	248 (5,513)	6 275 (8,456)	49 539 (10,811)
Övriga bostäder	st	9 526 (8,245)	29 056 (1,161)	274 (5,613)	9 526 (8,245)	45 7170 (13,033)
Antal 25 – 64	st	1 6970 (9,139)	36 799 (0,964)	1 031 (6,938)	16 970 (3,911)	562 950 (13,241)
Invånare	st	32 704 (9,833)	65 275 (0,939)	2 408 (7,787)	32 704 (9,833)	974 073 (13,789)
Disponibel inkomst	tkr	165 (5,078)	38 (0,229)	79 (4,369)	165 (5,078)	455 (6,120)
Arbetslösa	st	2 247 (7,146)	4 289 (0,938)	103 (4,631)	2 247 (7,146)	54 715 (10,910)

Logaritmerade värden inom parentes.

## Ekonometriska modeller

Modell A visar sambandet mellan antalet småhus i kommun  $i$  vid tidsperiod  $t$ , där  $\alpha_i$  är det kommunspecifika interceptet,  $\beta_1$  är effektstorleken/koefficienten för variabeln hus,  $\nu_i$  är den kommunspecifika feltermen och  $\epsilon_{i,t}$  är den allmänna feltermen.

$$\ln(P_{i,t}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(H_{i,t-1}) + \nu_i + \epsilon_{i,t} \quad (9)$$

Denna modell väntas ge felaktiga skattningar på grund av utelämnade tidsvariata variabler som exempelvis antalet invånare.

I modell B är det alltjämt sambandet mellan antalet småhus i en kommun och den genomsnittliga köpeskillingen som söks. Denna gång inkluderas de variabler som tidigare nämnts i form av kontrollvariabler enligt:

$$\ln(P_{i,t}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(H_{i,t-1}) + \beta_2 \ln(\ddot{O}B_{i,t-1}) + \beta_3 \ln(I_{25-64,t}) + \beta_4 \ln(I_{i,t}) + \beta_5 \ln(Y_{d,i,t}) + \beta_6 \ln(A_{i,t}) + \nu_i + \epsilon_{i,t} \quad (10)$$

Modell B förväntas förklara en stor del av variationen i småhuspriser då de inkluderade kontrollvariablerna visats ha statistiskt signifikanta effekter i tidigare studier, se bland andra (Geng, 2018; Leonhard, m. fl., 2013; Andrews, m. fl., 2011).

Modell C är en vidareutveckling av modell B där utöver de befintliga kontrollvariablerna även inkluderas tidsdummies för varje period. På så sätt isoleras effekten från kommungemensamma exogena chocker i form av exempelvis finanskrisen 2008 eller bolånetakets införande. Modellen specificeras enligt

$$\ln(P_{i,t}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(H_{i,t-1}) + \beta_2 \ln(\ddot{O}B_{i,t-1}) + \beta_3 \ln(I_{25-64_{i,t}}) + \beta_4 \ln(I_{i,t}) \quad (11) \\ + \beta_5 \ln(Y_{d_{i,t}}) + \beta_6 \ln(A_{i,t}) + \gamma_t + \nu_i + \epsilon_{i,t}$$

där  $\gamma_t$  är de isolerade årsspecifika effekterna. Till följd av detta väntas modell C förklara skillnader i småhuspriser mer än modell B. För att verifiera riktigheten i att inkludera tidsdummies i modellen genomförs ett Wald (Chi-Squared)-test.<sup>11</sup>

Den sista modellen, som utgår från modell C, är modell D där det utöver tidsdummies även inkluderas en interaktionsterm. Modell D specificeras enligt

$$\ln(P_{i,t}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(H_{i,t-1}) + \beta_2 \ln(\ddot{O}B_{i,t-1}) + \beta_3 \ln(I_{25-64_{i,t}}) + \beta_4 \ln(I_{i,t}) \quad (12) \\ + \beta_5 \ln(Y_{d_{i,t}}) + \beta_6 \ln(A_{i,t}) + \beta_7 \ln(H_{i,t-1}) \times \ln(I_{25-64_{i,t}}) \\ + \gamma_t + \nu_i + \epsilon_{i,t}$$

där interaktionen mellan antalet hus och antalet invånare i åldern 25 – 64 år i kommunen förväntas fånga en varierande effekt på köpeskillingen av att öka antalet hus betingat på antalet kommuninvånare i åldern 25 – 64 år.

---

<sup>11</sup> Wald (Chi-Squared)-testet genomförs med kommandot *testparm* som i *Stata/SE 16.1* testar huruvida konstanthållandet av tid, det vill säga modellens tidsdummies, tillför något till modellen eller ej.

## Resultat och diskussion

Tabell 3: Regressionstabell

Variabel	Modell A1	Modell B1	Modell C1	Modell D1
Hus	3,274*** (0,512)	-0,199 (0,134)	-0,194* (0,114)	1,755*** (0,518)
Övriga bostäder		-0,091 (0,092)	-0,076 (0,091)	-0,036 (0,085)
Antal 25 – 64		0,631*** (0,179)	0,302 (0,196)	2,245*** (0,574)
Invånare		0,673*** (0,248)	0,949*** (0,270)	0,610** (0,277)
Disponibel inkomst		1,474*** (0,031)	0,334*** (0,121)	0,291** (0,116)
Arbetslösa		-0,145*** (0,015)	-0,179*** (0,020)	-0,177*** (0,021)
Hus × Antal 25 – 64				-0,202*** (0,056)
Tidsdummies			****	****
Konstant	-20,657*** (4,331)	-9,410*** (0,726)	-3,632*** (1,048)	-18,928*** (4,709)
N	5491	5491	5491	5491
adj. R2	0,185	0,903	0,932	0,934

\* p < 0,10 ; \*\* p < 0,05 ; \*\*\* p < 0,01 ; \*\*\*\* Tidsfixa effekter  
Standardfel inom parentes. Samtliga variabler är logaritmerade.  
Kommun- och tidsfixa effekter redovisas ej.

Derbin-Wu-Hausman-testet var signifikant och indikerade att en FE-modell skulle användas framför en RE-modell. Även Wald (Chi-Squared)-test var signifikant och indikerar att tidsdummies ökar modellernas förklaringsgrad. Korrelationerna mellan de förklarande variablerna var i vissa fall höga.<sup>12</sup> Dessa korrelationer var väntade då fler invånare i normalfallet även innebär fler personer i ett givet åldersintervall, fler arbetslösa samt en ökad bostadsstock. Se appendix *Korrelationsmatris* för redovisning av korrelationsmatrisen. Med stöd av resonemangen i teorin om ökad attraktivitet vid högre befolkningstal, Goldbergs

<sup>12</sup> Samtliga korrelationer undersöktes med kommandot *correlate* i programvaran *Stata/SE 16.1*, vilket beräknar Pearsons r mellan samtliga variabler.

(1991, s. 251) diskussion och exempel samt att standardfelen i modellerna bedöms som rimliga i relation till effektstorlekarna vidtas ingen åtgärd.<sup>13</sup>

Tolkning av koefficienterna i resultatet görs utifrån *ceteris paribus*, det vill säga att alla andra variabler hålls konstanta. Som exempel tolkas koefficienten -0,194 för variabeln hus i modell C1, *Tabell 3*, som att 1 % ökning av antalet småhus innebär att den genomsnittliga köpeskillingen är 0,194 % lägre, allt annat lika.

Modell A1 i *Tabell 3* visar på att ett ökat antal småhus skulle påverka köpeskillingen i positiv riktning, vilket går emot teorin angående utbud och efterfrågan. Utelämnade variabler som exempelvis antalet invånare påverkar både antalet hus och efterfrågan i en kommun, vilket kan vara en del av förklaringen till att fler hus enligt modellen förväntas leda till högre priser.

Modell B1 i *Tabell 3* ger tack vare inkludering av kontrollvariabler effekter som stämmer överens med den teori och de förväntningar som tidigare framförts. Effekten på den genomsnittliga köpeskillingen av att öka antalet småhus med 1 % är ungefär dubbelt så stor som effekten av att öka antalet övriga bostäder med 1 %. Det betyder att utbudet av småhus som väntat påverkar småhuspriserna mer än utbudet av övriga bostäder samtidigt som utbudet av substitut visar sig ha en effekt på småhuspriserna. Båda skattningarna är dock icke-signifikanta ( $p > 0,10$ ) och bör tolkas med stor försiktighet.

Övriga variabler har signifikanta effekter med  $p < 0,01$ . Effekten av att öka antalet invånare i åldern 25 – 64 år med 1 % (som när invånare hålls konstant blir detsamma som att öka andelen 25 – 64-åringar med 1 %) har nästan lika stor effekt på småhuspriserna som att öka antalet invånare med 1 % (där ökningen endast består av ett ökat antal individer yngre än 25 eller äldre än 64 år eftersom antalet i åldern 25 – 64 år hålls konstant). Detta styrker teorin om en 25 – 64-åring påverkar småhusmarknaden i större utsträckning än en person utanför intervallet eftersom 1 % av antalet 25 – 64-åringar i absoluta tal i de flesta fall är färre än 1 % av totalbefolkningen.

Effektstorleken på 1,474 för disponibel inkomst ligger väl i linje med tidigare studiers estimat, se exempelvis Leonhard, Karpestam & Hansson (2013) eller Geng (2018). Antalet arbetslösa påverkan på småhuspriserna stämmer också överens med teorin, där resultatet visar att ett ökat antal arbetslösa har ett negativt samband med det genomsnittliga huspriset. Att effekten är relativt modest kan eventuellt förklaras av att de som är arbetslösa oftare är unga alternativt oftare bor i övriga bostäder och på så sätt inte har någon direkt påverkan på huspriserna. Den signifikanta effekt som ändå finns skulle kunna vara indirekt i den mening att det i vissa kommuner är högre arbetslöshet och som en följd av detta så är den aggregerade efterfrågan (på hus) i kommunen lägre. En alternativ, möjligtvis icke-kausaltolkning är att en högre arbetslöshet agerar som en proxy för hur attraktiv en kommun är att

---

<sup>13</sup> Modell B och C kördes dock om utan variabeln antal invånare i åldern 25 – 64 som en försiktighetsåtgärd. Effektstorleken för variabeln invånare ökade i båda modellerna, där förändringen var approximativt lika stor som effektstorleken för antal invånare i åldern 25 – 64 när denna variabel var inkluderad. Ingen av modellerna innehöll då variabler med korrelationer som var högre än 0,6.

bo och leva i, vilket skulle innebära att mindre attraktiva kommuner har huspriser som är tillräckligt låga för att arbetslösa ändå kan vara aktiva aktörer på marknaden.

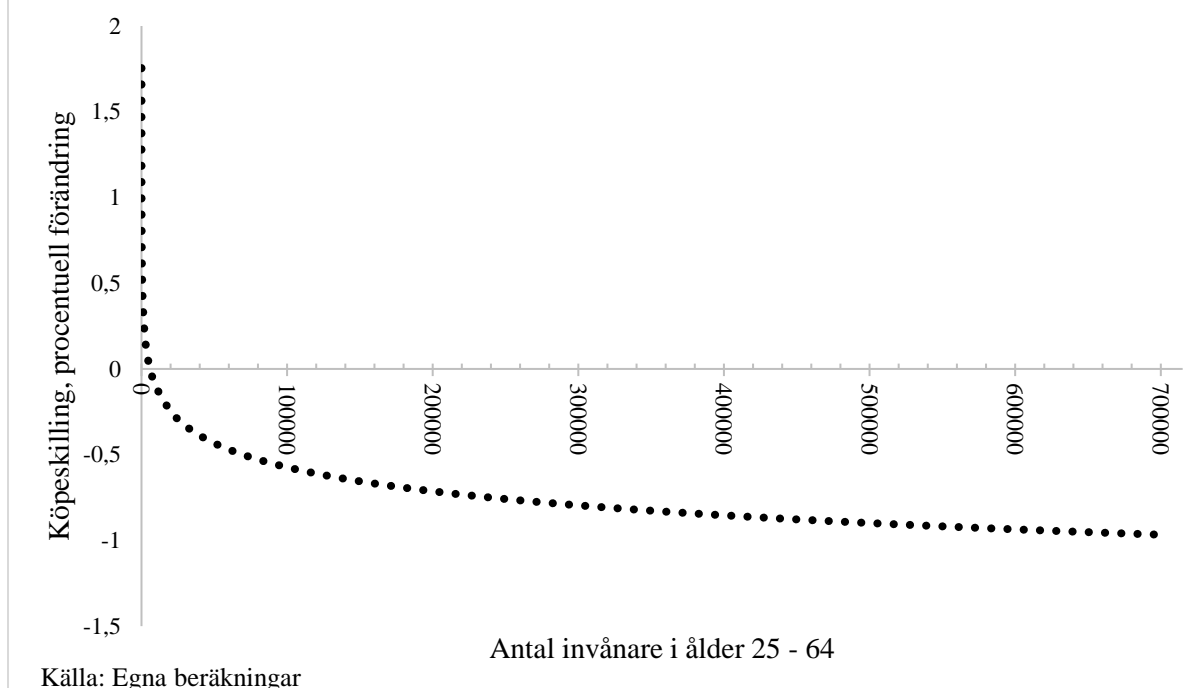
Modell C1, *Tabell 3*, som inkluderar tidsdummies, påverkar främst koefficienterna för antalet i åldern 25 – 64 år, antalet invånare och disponibel inkomst. Tidsdummy-variablerna fångar upp årsspecifika effekter som exempelvis den allmänna prisutvecklingen, generella löneökningar och införandet av olika slags policys (exempelvis amorteringskrav eller bolånetak). Dessa årsspecifika effekter var alla signifikanta ( $p < 0,01$ ), och den generella trenden var att ju senare tidsperiod desto högre årsspecifik effekt. Detta var väntat då år 2001 är referensåret, det vill säga alla övriga år jämförs mot 2001, samt på grund av att exempelvis konsumentprisindex stigit relativt kontinuerligt under perioden och således påverkat huspriserna i positiv riktning i en “jämn takt” under perioden. Generella tidstrender skulle även kunna vara anledningen till att disponibel inkomst, antal invånare och antal 25 – 64-åringar får förändrade koefficienter jämfört med modell B1. Se exempelvis figurer i appendix *Variabler* för den genomsnittliga befolkningsutvecklingen i svenska kommuner och den genomsnittliga disponibla inkomstens utveckling under perioden. Antalet invånare i åldern 25 – 64 år uttryckt som en andel av antalet invånare har under perioden minskat, se appendix *Variabler*, vilket eventuellt kan förklara varför variabeln invånare får en större effekt i modell B1 jämfört med modell C1. Värt att notera är också att antalet hus har en signifikant negativ effekt ( $p < 0,10$ ) i modell C1 när årsspecifika effekter hålls konstanta, som innebär att ett ökat utbud sänker priserna.

Modell D1, *Tabell 3*, som utöver tidsdummies även inkluderar en interaktion mellan småhus och antalet invånare i åldern 25 – 64 år, förklarar mer av den totala variationen än modell C1, om än marginellt. Eftersom modell D1 innehåller en interaktion måste alla koefficienter för variabler som ingår i denna tolkas i kombination med interaktionskoefficienten. Det betyder att den totala effekten på den genomsnittliga köpeskillingen av att öka antalet småhus med 1 % i modell D1 fås av att summera koefficienten för hus med produkten av interaktionskoefficienten och det logaritmerade antalet invånare i åldern 25 – 64 år.<sup>14</sup> Att antalet invånare i åldern 25 – 64 år påverkar effektstorleken av ett ökat utbud av småhus tyder på att priset påverkas olika beroende på relationen mellan utbudet och efterfrågan, vilket var intentionen att undersöka med hjälp av interaktionen. Det mest intressanta med resultatet är dock inte detta utan att ett ökat utbud av småhus vid vissa nivåer av antalet invånare i åldern 25 – 64 år leder till ökade huspriser, vilket går emot den klassiska teorin om utbud och efterfrågan. Se *Figur 4* för visualisering. Modellen visar att vid färre än 5 782 personer i åldersintervallet 25 – 64 år påverkar ett ökat utbud av småhus priset positivt med mellan 0 och 1,75 %. Vid fler än 5 782 invånare i åldersintervallet 25 – 64 år påverkar ett ökat antal småhus priset negativt. I syfte att verifiera resultatet utfördes regressionsanalysen med begränsade urval och resultaten från dessa överensstämde med resultatet från modell D1, det vill säga att effekten av ett ökat antal småhus påverkar småhuspriser positivt vid låga nivåer av antalet invånare i intervallet 25 – 64 år.<sup>15</sup>

<sup>14</sup> Matematiskt ser det ut enligt följande:  $\epsilon = \beta_H + \beta_{\text{interaktion}} \cdot \ln(I_{25-64})$

<sup>15</sup> Det begränsade urval som kördes var modell C1 med de 50 kommuner med lägst antal invånare i åldern 25 – 64 år i period 1, samt modell D1 med de 50 kommuner med lägst antal invånare i åldern 25 – 64 år i period 1. Alla 50 kommuner

Figur 4: Den totala effekten av 1 % ökning av antal hus på köpeskilling givet x antal invånare i ålder 25 - 64 år (Modell D1)



Figur 4: Effekten på genomsnittlig köpeskilling vid en ökning av antalet småhus med 1 % vid ett givet antal invånare i åldern 25 till 64 år enligt resultat från modell D1.

Detta resultat var motsatt det förväntade, där den förväntade effekten av interaktionen var att vid ett lågt antal personer i åldersintervallet så skulle en ökning av antalet hus i kommunen leda till stora prisminskningar. Detta på grund av att det i kommuner med färre invånare i åldersintervallet, relativt sett, antogs finnas högre tillgång till småhus och att det till följd av detta skulle finnas ett lägre efterfrågeöverskott på småhus i dessa kommuner. I kommuner med många invånare i åldersspannet skulle ett ökat antal småhus påverka den genomsnittliga köpeskillingen mindre på grund av att efterfrågeöverskottet på småhus skulle vara större på grund av fler husintressenter.

Det är svårt att förklara exakt vad det är som ger detta resultat, och det finns risk för att resultatet påverkats endogenitet eller omvänd kausalitet. En annan möjlig förklaring kan vara att det i små kommuner finns begränsad service av något slag. När fler hus finns att tillgå och fler personer i åldern 25 – 64 år bosätter sig i kommunen så kan servicen utökas, vilket då leder till att kommunen som helhet blir mer attraktiv. Denna ökade service gynnar då alla de som bor i kommunen och priserna på de redan befintliga husen stiger till följd av detta. Exakt vad denna service består av är oklart då det ligger utanför modellen, men tänkbara faktorer är etablering av skolor, butiker och arbetsplatser eller utökad infrastruktur, äldrevård och evenemang. Att den totala effekten vid en viss nivå av antalet invånare i åldern 25 – 64 år blir negativ skulle då kunna förklaras av att en kommun når en “normalnivå” vad gäller service

hade färre än 5 800 invånare i åldersintervallet. Resultatet för modell C1 visade en signifikant positiv effekt av antalet småhus på småhuspriserna där en 1 % ökning av antal hus ledde till 1,21 % ökning av småhuspriser. Även resultatet för modell D1 med de 50 minsta kommunerna var signifikant, och sambandet att en ökning av antalet hus med 1 % ökade huspriserna bestod. Se appendix *Verifiering av modell D1* för tabell med resultat.

vid 5 782 personer, och högre invånarantal (i åldern 25 – 64 år) än så inte ökar nyttan för alla boende i kommunen.

Alla koefficienter i modell D1 hade förväntade tecken, det vill säga effekten av en viss variabel stämde överens med vad som förväntades utifrån den ekonomiska teori som framförts. Övriga bostäder förblir ej signifikant ( $p > 0,10$ ) men resterande parametrar får förbättrad signifikans vid inkludering av interaktionstermen. Magnituden på vissa effekter var dock av en annan storlek än effektstorleken i vissa tidigare studier. Detta kan bero på flera olika saker men en del av skillnaderna förklaras av att olika metoder tillämpats och att data skiljer sig. Exempelvis så studerade Geng (2018) hus per capita och dess effekt i stället för att separera hus och antal invånare medan Leonhard, Karpestam & Hansson (2013) använde en annan modell och analysen gjordes på länsnivå i stället för kommunnivå.

Utifrån de resultat som studien funnit finns indikationer om att ett ökat utbud av småhus skulle kunna dämpa eventuella framtida prisökningar och därigenom också bromsa ett ökat låntagande samt minska risken i det finansiella systemet. Åtgärder att vidta för beslutsfattare i syfte att öka tillgängligheten skulle då kunna vara sådant som tar sikte på att förenkla de processer som kommuner och exploatörer möter, samt eventuellt omarbeta hur planmonopolet, och med det hur enskilda kommuner, påverkar nybyggnationen.

## Begränsade urval

I flertalet grafer i appendix *Variabler* syns fyra tydliga outliers, till exempel i antalet hus, övriga bostäder och invånare. Dessa fyra är Stockholm, Göteborg, Malmö och (syntetiska) Uppsala. Regressionsanalysen utförs därför på nytt, en med enbart de fyra kommunerna som identifierats som outliers och en med alla kommuner utom dessa fyra. Skattningarna med enbart de fyra kommunerna är långt ifrån samstämmiga med de skattningar som återfinns i *Tabell 3*, dessutom är det väldigt få estimat med signifikans ( $p < 0,10$ ), eventuellt på grund av få observationer. Skattningarna utan de fyra kommunerna som identifierats som outliers är nästintill samma som de skattningar som fås vid inkludering av alla kommuner, se modeller A2 – D2 i *Tabell 4*. Dessa resultat tyder på att estimaten i *Tabell 3* inte påverkats av de fyra kommunerna i någon större grad. Den stora skillnaden i resultat mellan modellerna A1 – D1 i *Tabell 3* och modellerna A3 – D3 i *Tabell 4* kan tyda på att skattningarna i *Tabell 3* är sämre för Stockholm, Göteborg, Malmö och Uppsala jämfört med övriga landet. Noterbart är dock att skattningsfelet i form av residualerna inte är som störst för dessa fyra kommuner, se illustrering för exempelåret 2018 i appendix *Residualer på kommunkarta*.



Tabell 4: Begränsade urval

Variabel	Utän Stockholm, Göteborg, Malmö, Uppsala				Endast Stockholm, Göteborg, Malmö, Uppsala			
	Modell A2	Modell B2	Modell C2	Modell D2	Modell A3	Modell B3	Modell C3	Modell D3
Hus	3,232*** (0,513)	-0,227 (-0,141)	-0,209* (-0,121)	1,797*** (-0,588)	5,801** (1,326)	-1,169 (-0,578)	-1,635** (-0,343)	-2,548 (-12,322)
Övriga bostäder		-0,100 (-0,092)	-0,081 (-0,090)	-0,035 (-0,086)		2,775 (-1,502)	0,763 (-0,664)	0,719 (-0,754)
Antal 25 – 64		0,678*** (-0,181)	0,365* (-0,196)	2,270*** (-0,617)		3,907* (-1,655)	1,055 (-0,779)	0,112 (-12,267)
Invånare		0,679*** (-0,252)	0,927*** (-0,273)	0,603** (-0,280)		-5,530* (-2,269)	-0,795 (-1,227)	-0,638 (-2,584)
Disponibel inkomst		1,483*** (-0,031)	0,330*** (-0,121)	0,288** (-0,116)		1,676*** (-0,289)	0,126 (-0,618)	0,134 (-0,536)
Arbetslösa		-0,145*** (-0,016)	-0,180*** (-0,020)	-0,176*** (-0,021)		-0,004 (-0,073)	-0,476* (-0,134)	-0,468** (-0,126)
Hus × Antal 25 – 64				-0,206*** (-0,062)				0,087 (-1,156)
Tids- dummies			****	****			****	****
Konstant	-20,225*** (-4,326)	-9,610*** (-0,730)	-3,771*** (-1,050)	-19,163*** (-5,163)	-52,199** (-13,790)	1,581 (-7,217)	16,794** (-4,523)	25,161 (-107,184)
N	5415	5415	5415	5415	76	76	76	76
adj. R2	0,180	0,902	0,932	0,934	0,641	0,959	0,989	0,989

\* p < 0,10 ; \*\* p < 0,05 ; \*\*\* p < 0,01 ; \*\*\*\* Tidsfixa effekter  
Standardfel inom parentes. Samtliga variabler är logaritmerade.  
Kommun- och tidsfixa effekter redovisas ej.

## Validitet och brister

Studiens urval är starkt i den bemärkelse att data från Sveriges alla kommuner ingår i urvalet och det inte finns något bortfall av observationer. Det innebär att studien utförs på hela populationen och risken att ett annat urval av samma storlek skulle ge ett annat resultat är icke-existerande om samma metod används och inga felmätningar gjorts. Även om hela populationen ingår i studien innebär inte det att data är optimerad för den utförda analysen. Data på kommunnivå är en form av aggregerade data, vilket innebär att om det finns skillnader inom kommunen, exempelvis mellan olika tätorter eller stadsdelar, så försvinner dessa skillnader i data. Det kan leda till att den genomsnittliga köpeskillingen på kommunnivå blir missvisande, framför allt om antalet försålda hus skiljer sig (kraftigt) mellan två områden inom kommunen. Till exempel kan efterfrågan i ett område med hög kriminalitet vara mycket lägre än i ett område med låg kriminalitet inom samma kommun. Denna problematik kan gälla såväl de inkluderade variablerna (exempelvis disponibel inkomst eller antal arbetslösa) som utelämnade variabler (exempelvis brottslighet eller kvaliteten på närområdets service) då det inte går att utesluta lokala avvikelser inom kommunen.

Då den beroende variabeln, genomsnittlig köpeskillning i en viss kommun ett givet år, är just ett genomsnitt medför det en risk att exempelvis unika och dyra småhus som säljs ett visst år får stor påverkan på den genomsnittliga köpeskillingen. SCB utesluter visserligen transaktioner där köpeskillingen överstiger 20 miljoner men risken kvarstår. Framför allt gäller det i kommuner där få försäljningar sker, och när data från SCB över antal försålda hus<sup>16</sup> studerades iaktogs att det i vissa kommuner såldes så lite som fyra småhus vissa år. Det innebär att ett år, när fler "vanliga" småhus säljs till ett högre pris än föregående period men det unika och dyra huset inte säljs så skulle genomsnittet kunna vara lägre än det tidigare året även om marknadsvärdet på alla hus egentligen stigit. Detta är en risk som medföljer vid valet att använda medelvärdet. Om materialet i stället innehållit köpeskillning för varje enskild försäljning hade preventiva åtgärder kunnat vidtagits genom exempelvis uteslutning av extremvärden.

Som nämnts tidigare så består urvalet i studien av samtliga svenska kommuner och hela den svenska populationen är därmed inkluderad. Detta innebär dock inte att resultaten som presenterats går att generalisera och de kan vara mycket bristfälliga på andra marknader. Detta eftersom reglering, kultur, normer, bolånesystem och så vidare skiljer sig mellan olika länder och dessa faktorer påverkar marknaden i stor utsträckning (se exempelvis Andrews, Caldera Sánchez & Johansson (2011)).

Tolkning av koefficienterna ska göras med försiktighet eftersom logaritmeringen fungerar som god proxy för elasticitet vid små förändringar men inte vid stora. Även om det är osannolikt att några drastiska förändringar skulle ske på riksnivå är det möjligt att så sker på

---

<sup>16</sup> Statistik antal försålda hus:

[https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START\\_BO\\_BO0501\\_BO0501B/FastprisSHRegionAr/](https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_BO_BO0501_BO0501B/FastprisSHRegionAr/)

kommunnivå och effekten på småhuspriserna skulle då kunna vara av en annan magnitud än vad studiens modell estimerar.

Den största faktor som kan påverka resultatets trovärdighet är, som för alla regressionsanalyser, att utelämnade variabler skapar bias. Så länge de utelämnade variablerna är konstanta över tid inom en viss kommun, alternativt ändras lika för alla kommuner över tid, lyckas fixed effects "lösa" detta. Problemet kan dock uppstå när så inte är fallet. Exempel på utelämnade variabler som med stor sannolikhet inte uppfyller kraven för fixed effects men antagits uppfylla dem är skuldsättningsgrad, byggnadskostnader, huskaraktäristika, bostadspreferenser och framtida förväntningar om bostadsmarknadens utveckling. Utöver dessa variabler lyckas modellen inte heller ta förändringar av kommunegenskaper i beaktning vilket innebär att alla faktorer som påverkar en kommuns attraktivitet och inte förändras lika för alla kommuner påverkar studiens resultat. I hur stor omfattning detta påverkar resultatet är svårt att säga.

## Framtida studier

Denna studie undersökte hur utbudet av småhus påverkar den genomsnittliga köpeskillingen för småhus. Vad som dock bör tas i beaktning är att den genomsnittliga köpeskillingen inte är densamma som den genomsnittliga betalningsviljan. Det betyder att betalningsviljan i en kommun med låga priser skulle kunna vara lika hög som betalningsviljan i en kommun med höga priser men att konkurrensen bland köpare skiljer sig och därför närmar sig inte priset den maximala betalningsviljan lika mycket. Om möjlighet gavs att mäta personers betalningsvilja skulle en framtida studie kunna fånga hur stort konsumentöverskott som finns i olika kommuner och undersöka hur antalet småhus påverkar konsumentöverskottet.

Det finns risk för att de antaganden som gjorts i studien inte är korrekta, och om lämpliga data erhålls för att mäta dessa faktorer, exempelvis med hjälp av preferensundersökningar och kommunattraktivitetsindex, skulle modellen kunna förklara mer av den totala variationen. Det är också möjligt att antal småhus interagerar med fler och andra faktorer än antalet invånare i åldern 25 – 64 år, exempelvis nettomigration mellan kommuner.

Att utföra ytterligare studier på en mer granulär nivå är också att rekommendera, då bostadsmarknaden även kan vara fragmenterad inom en kommun. Möjlighet att kontrollera för fler variabler skulle öka kunskapen om bostadsmarknaden än mer samtidigt som risken för att modellen är felspecificerad minskar.

## Slutsats

Ett ökat utbud av antalet småhus har under perioden 2001 – 2019 i genomsnitt påverkat köpeskillingen på småhus negativt vilket stämmer väl överens med den ekonomiska teori som framförts. Effektens magnitud vid en förändring i småhus påverkas dock av antalet invånare i åldern 25 – 64 år i kommunen, där färre än 5 782 invånare i åldersintervallet enligt modellen innebär att ett ökat antal hus leder till högre huspriser. Exakt vad som ger detta samband är okänt, men beror möjligtvis på att nyttan av att bo i en kommun med få invånare i åldersintervallet ökar vid befolkningsökningar. Beslutsfattare bör därför, givet att resultaten från studien är korrekta, överväga en förenkling av processerna kopplade till nybyggnation i syfte att möjliggöra ökad exploatering och en utbyggnad av stocken småhus. Ett ökat utbud av hus med äganderätt skulle mildra prisstegringen och på så sätt minska den systemiska risken i det finansiella systemet.

## Referenser

- Adams, Z. & Füss, R., 2010. Macroeconomic determinants of international housing markets. *Journal of Housing Economics*, 19(1), s. 38-55.
- Albouy, D., Ehrlich, G. & Liu, Y., 2016. *HOUSING DEMAND, COST-OF-LIVING INEQUALITY, AND THE AFFORDABILITY CRISIS*, Cambridge: NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH.
- Andrews, D., Caldera Sánchez, A. & Johansson, Å., 2011. *Housing Markets and Structural Policies in OECD Countries*, Paris: OECD Publishing.
- Arbetsförmedlingen, 2021. *Arbets sökande 1996 - 2020*. [Online]  
Tillgänglig på:  
<https://arbetsformedlingen.se/download/18.7887697f1763d9e80964d67/1610546893497/web-sok-l%C3%A4n-kom-2020.xlsx>  
[Använd 28 April 2021].
- Arestis, P. & Gonzalez-Martinez, A. R., 2017. IMPORTANCE OF DEMOGRAPHICS FOR HOUSING IN THE OECD ECONOMIES. *Bulletin of Economic Research*, 69(1), s. 1-22.
- Bergendahl, P.-A., Hjeds Löfmark, M. & Lind, H., 2015. *Bostadsmarknaden och den ekonomiska utvecklingen*. Stockholm: Elanders Sverige AB.
- Boverket, 2012. *Bostadsbristen ur ett marknadsperspektiv*, Karlskrona: Boverket.
- Boverket, 2021. *Läget på bostadsmarknaden i riket*. [Online]  
Tillgänglig på:  
<https://www.boverket.se/sv/samhallsplanering/bostadsmarknad/bostadsmarknaden/bostadsmarknadsenkaten/region-kommun/riket/>  
[Använd 15 Maj 2021].
- Claussen, C. A., 2012. *Are Swedish Houses Overpriced?*, Stockholm: Sveriges riksbank.
- Finansinspektionen, Sveriges riksbank & Riksgälden, 2015. *Drivkrafter bakom hushållens skuldsättning*. [Online]  
Tillgänglig på: [https://www.riksgalden.se/globalassets/dokument\\_sve/press-och-publicerat/rapporter/ovriga/drivkrafter-bakom-hushallens-skuldsattning.pdf](https://www.riksgalden.se/globalassets/dokument_sve/press-och-publicerat/rapporter/ovriga/drivkrafter-bakom-hushallens-skuldsattning.pdf)  
[Använd 17 Maj 2021].
- Finansinspektionen, 2019. *Stabiliteten i det finansiella systemet*. [Online]  
Tillgänglig på:  
<https://www.fi.se/contentassets/16aef3907afc4a8f9e038b8ea51ffb0a/stabiliteten-i-det-finansiella-systemet.pdf>  
[Använd 20 Maj 2021].
- Geng, N., 2018. *Fundamental Drivers of House Prices in Advanced Economies*, Washington, D.C.: International Monetary Fund.
- Goldberger, A. S., 1991. *A Course in Econometrics*. 1a red. Cambridge: Harvard University Press.
- Hanushek, E. A. & Quigley, J. M., 1980. What is the Price Elasticity of Housing Demand?. *The Review of Economics and Statistics*, 62(3), s. 449-454.
- Ingves, S., 2019. *Ingves: Både bostadspolitiken och skattepolitiken behöver förnyas* [Intervju] (18 September 2019).

- Israelsson, M., 2020. *Många vill flytta till Skellefteå men har svårt att hitta bostad*. [Online]  
Tillgänglig på: <https://www.svt.se/nyheter/lokalt/vasterbotten/manga-vill-flytta-till-skelleftea-men-har-svart-att-hitta-bostad>  
[Använd 15 April 2021].
- Konkurrensverket, 2018. *Bättre konkurrens i bostadsbyggandet - En uppföljning av utvecklingen 2015-2018 samt en kartläggning av fortsatt utredningsbehov*, Stockholm: Elanders Sverige AB.
- Leonhard, A., Karpestam, P. & Hansson, B., 2013. *Drivs huspriserna av bostadsbrist? - Marknadsrapport*, Karlskrona: Boverket.
- Perloff, J. M., 2018. *Microeconomics - Theory and Applications with Calculus*. 4th red. Harlow: Pearson Education Limited.
- Polinsky, A. M. & Ellwood, D. T., 1979. An Empirical Reconciliation of Micro and Grouped Estimates of the Demand for Housing. *The Review of Economics and Statistics*, 61(2), s. 199-205.
- Regeringskansliet, 2021. *Mål för boende och samhällsplanering*. [Online]  
Tillgänglig på: <https://www.regeringen.se/regeringens-politik/bostader-och-samhallsplanering/mal-for-boende-och-samhallsplanering/>  
[Använd 21 Maj 2021].
- Reichert, A. K., 1990. The Impact of Interest Rates, Income, and Employment upon Regional Housing Prices. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Volym 3, s. 373-391.
- Riksgälden, 2019. *Bostadsprisernas utveckling*. [Online]  
Tillgänglig på:  
<https://www.riksdagen.se/contentassets/123d8a09ad2a46d6b2f5024d959477ad/2019-05-28-fokusrapport-bostadsprisernas-utveckling.pdf>  
[Använd 12 April 2021].
- Rydell, P. C., 1982. *Price Elasticities of Housing Supply*, Santa Monica: The Rand Corporation.
- SCB, 2020a. *Medelpriser för småhus 2019 per kommun med prisförändringar under 1, 5, 10 och 20 år*. [Online]  
Tillgänglig på: <https://www.scb.se/hitta-statistik/statistik-efter-amne/boende-byggande-och-bebyggelse/fastighetspriser-och-lagfarter/fastighetspriser-och-lagfarter/pong/tabell-och-diagram/kommunstatistik/medelpriser-for-smahus-per-kommun-med-prisforandringar-under-1-5-1>  
[Använd 10 februari 2021].
- SCB, 2020b. *Försålda småhus efter region (kommun, län, riket) och fastighetstyp. År 1981 - 2019*. [Online]  
Tillgänglig på:  
[https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START\\_BO\\_BO0501\\_BO0501B/FastprisSHRegionAr/](https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_BO_BO0501_BO0501B/FastprisSHRegionAr/)  
[Använd 28 Mars 2021].
- SCB, 2020c. *Antal lägenheter efter region, hustyp och upplåtelseform (inklusive specialbostäder). År 1990 - 2020*. [Online]  
Tillgänglig på:  
[https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START\\_BO\\_BO0104\\_BO0104D/BO](https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_BO_BO0104_BO0104D/BO)

0104T04/

[Använd 7 April 2021].

SCB, 2020d. *Hushållens disponibla inkomster (ENS2010) efter region (kommun) och transaktionspost. År 2000 - 2019.* [Online]

Tillgänglig på:

[https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START\\_NR\\_NR0105\\_NR0105A/NR0105ENS2010T02B/](https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_NR_NR0105_NR0105A/NR0105ENS2010T02B/)

[Använd 30 Mars 2021].

SCB, 2021a. *Konsumentprisindex (1949 = 100).* [Online]

Tillgänglig på: <https://www.scb.se/hitta-statistik/statistik-efter-amne/priser-och-konsumtion/konsumentprisindex/konsumentprisindex-kpi/pong/tabell-och-diagram/konsumentprisindex-kpi/kpi-index-1949100/>

[Använd 16 Maj 2021].

SCB, 2021b. *Folkmängden efter region, civilstånd, ålder och kön. År 1968 - 2020.* [Online]

Tillgänglig på:

[https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START\\_BE\\_BE0101\\_BE0101A/BefolkningNy/](https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_BE_BE0101_BE0101A/BefolkningNy/)

[Använd 13 April 2021].

SCB, 2021c. *Kort och lång ränta.* [Online]

Tillgänglig på:

[https://www.scb.se/contentassets/e8282d4410184eb1981a18d6185bdc56/ov0011\\_2021m05\\_di\\_01\\_sv\\_rantor.xls](https://www.scb.se/contentassets/e8282d4410184eb1981a18d6185bdc56/ov0011_2021m05_di_01_sv_rantor.xls)

[Använd 19 April 2021].

Studenmund, A. H., 2016. *Using econometrics : a practical guide.* 7e red. Boston: Pearson.

Sutton, G. D., 2002. Explaining changes in house prices. *BIS Quarterly Review*, september, s. 46-55.

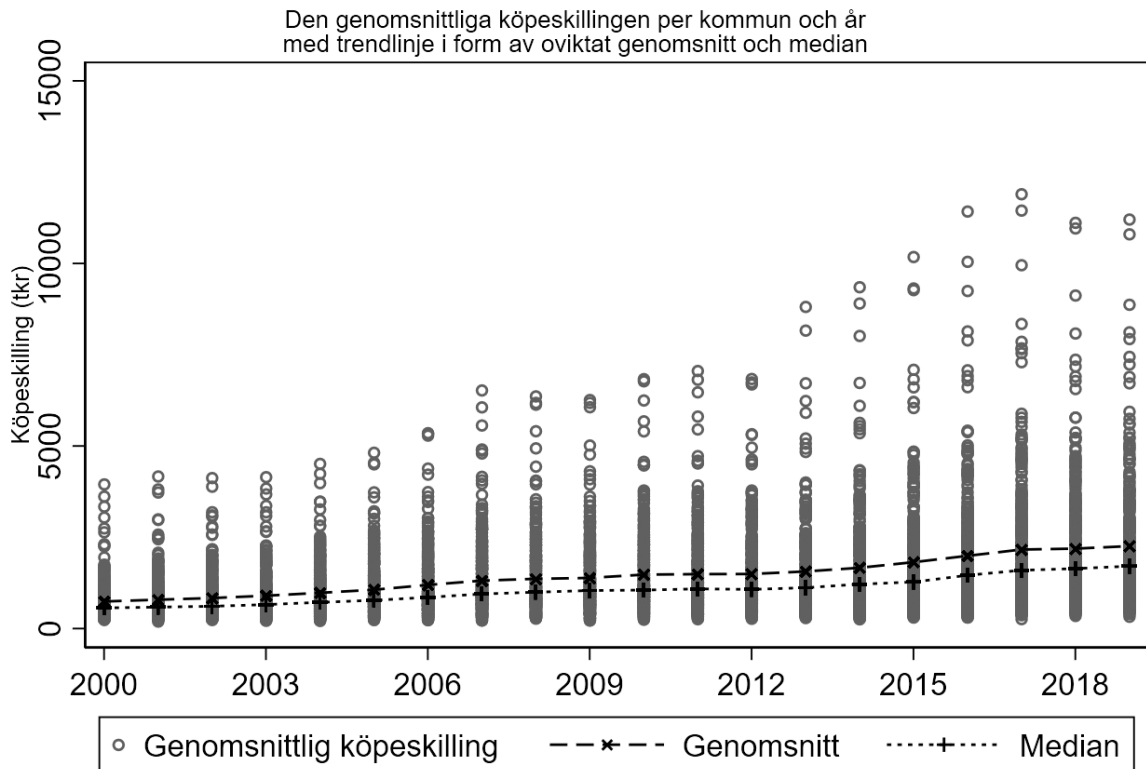
Sveriges riksbank, 2011. *Riksbankens utredning om risker på den svenska bostadsmarknaden*, Stockholm: Sveriges riksbank.

Wigren, R., 1987. House prices in Sweden: The significance of attributes. *Scandinavian Housing and Planning Research*, 4(4), s. 243-261.

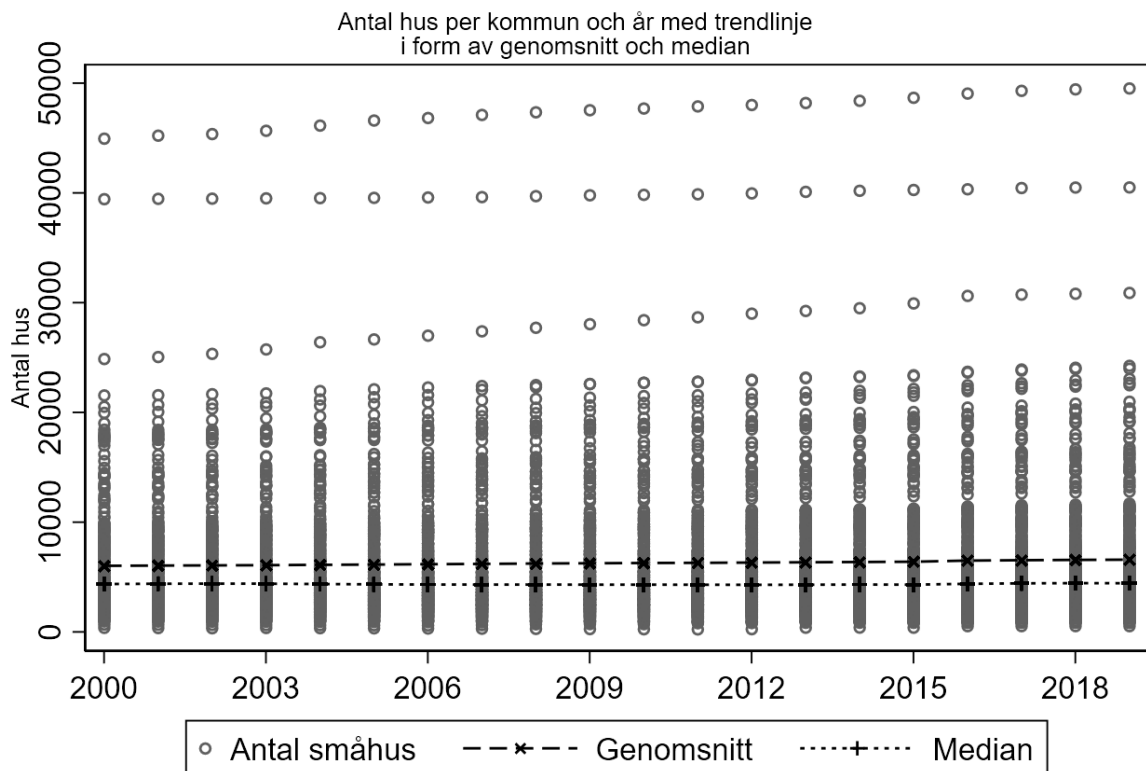
Öner, Ö., 2015. *Retail City: The Relationship between Place Attractiveness and Accessibility to Shops*, Stockholm: Research Institute of Industrial Economics.

# Appendix

## Variabler

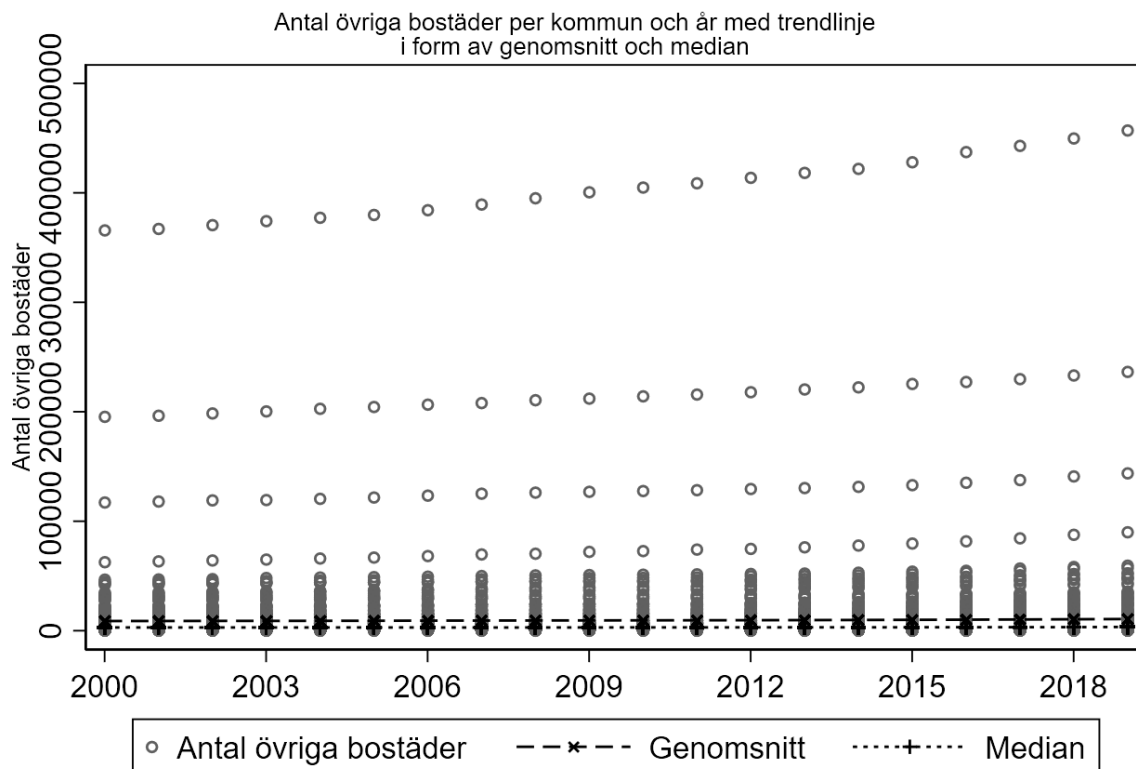


Källa: SCB samt egna beräkningar

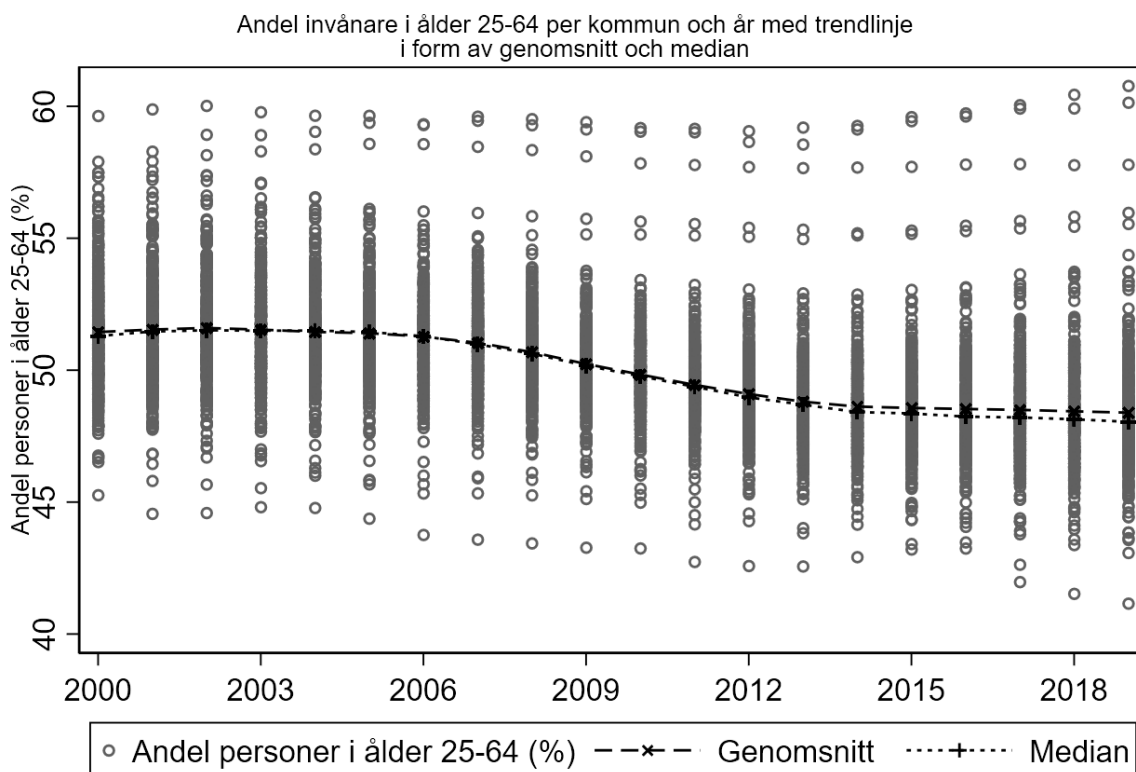


Källa: SCB samt egna beräkningar

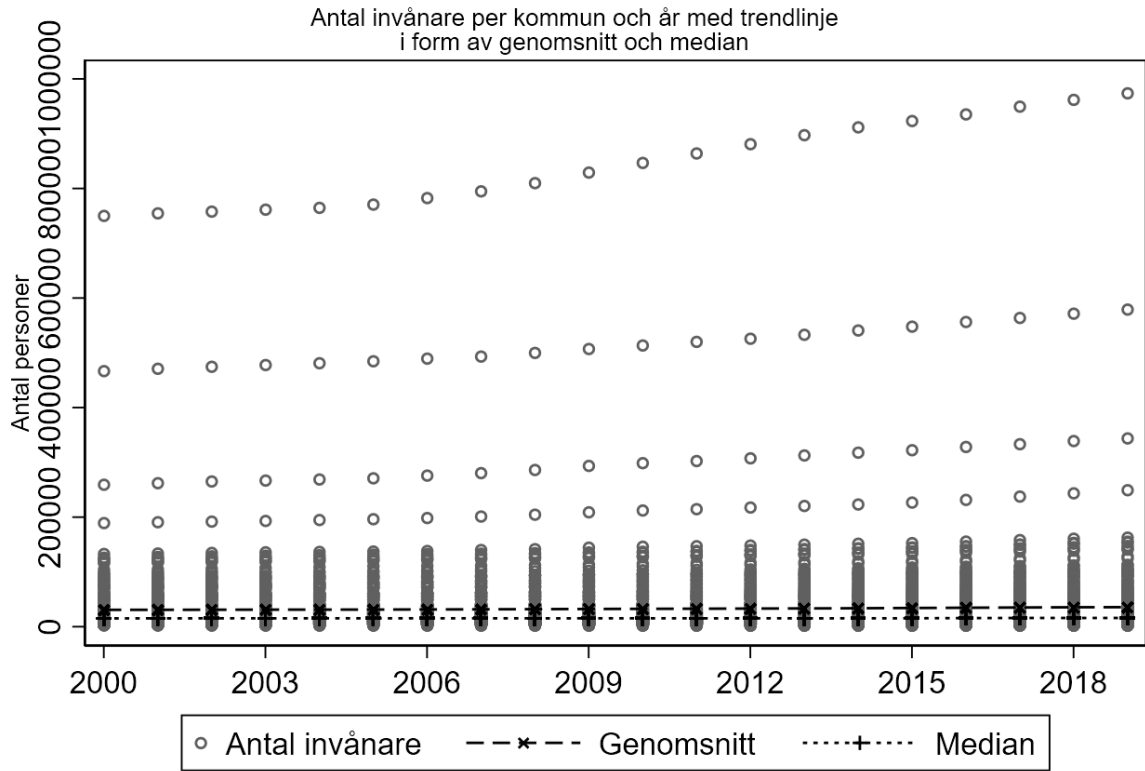




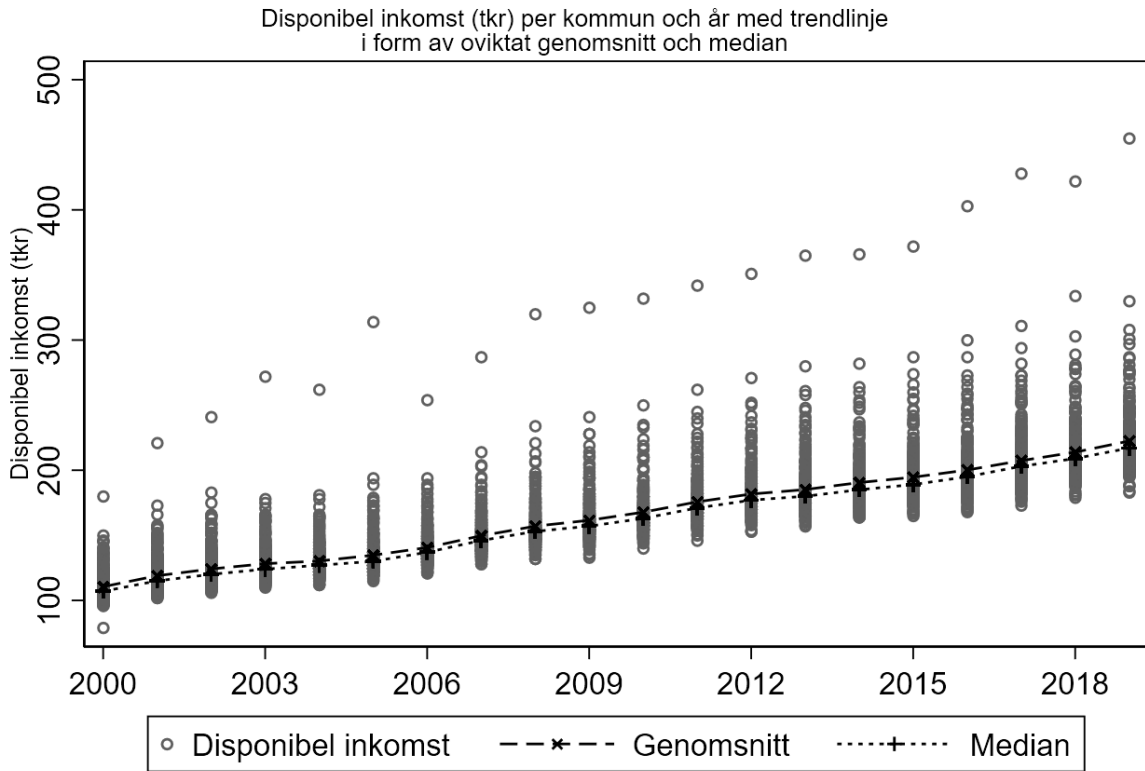
Källa: SCB samt egna beräkningar



Källa: SCB samt egna beräkningar

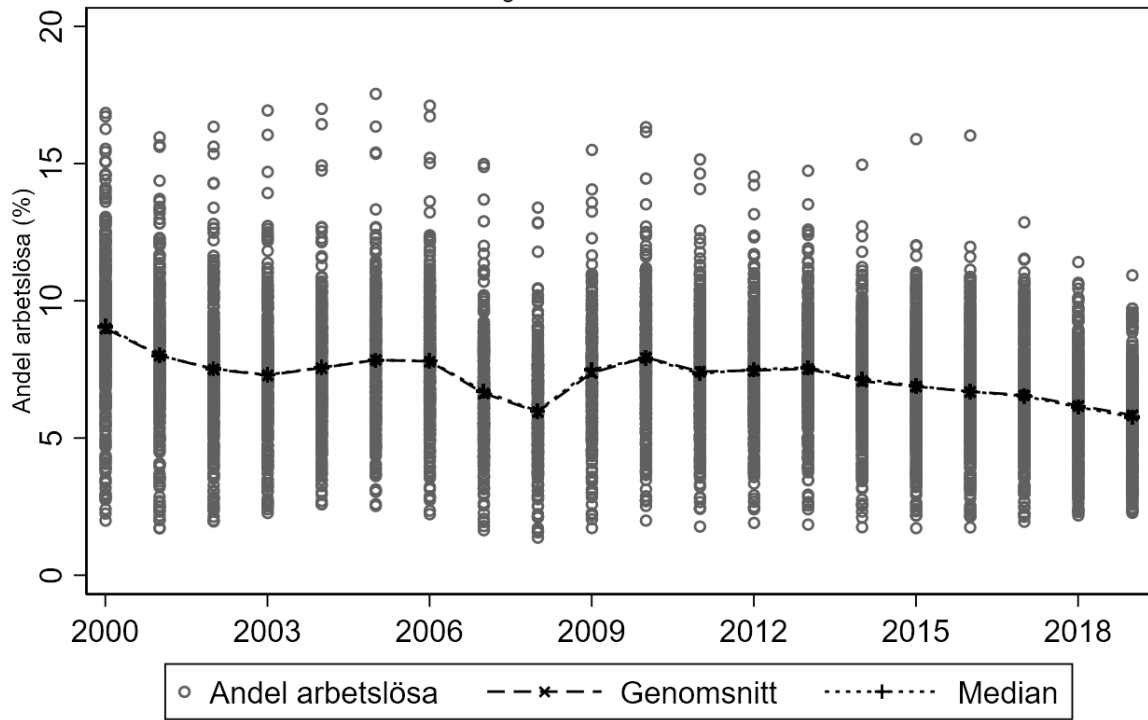


Källa: SCB samt egna beräkningar



Källa: SCB samt egna beräkningar

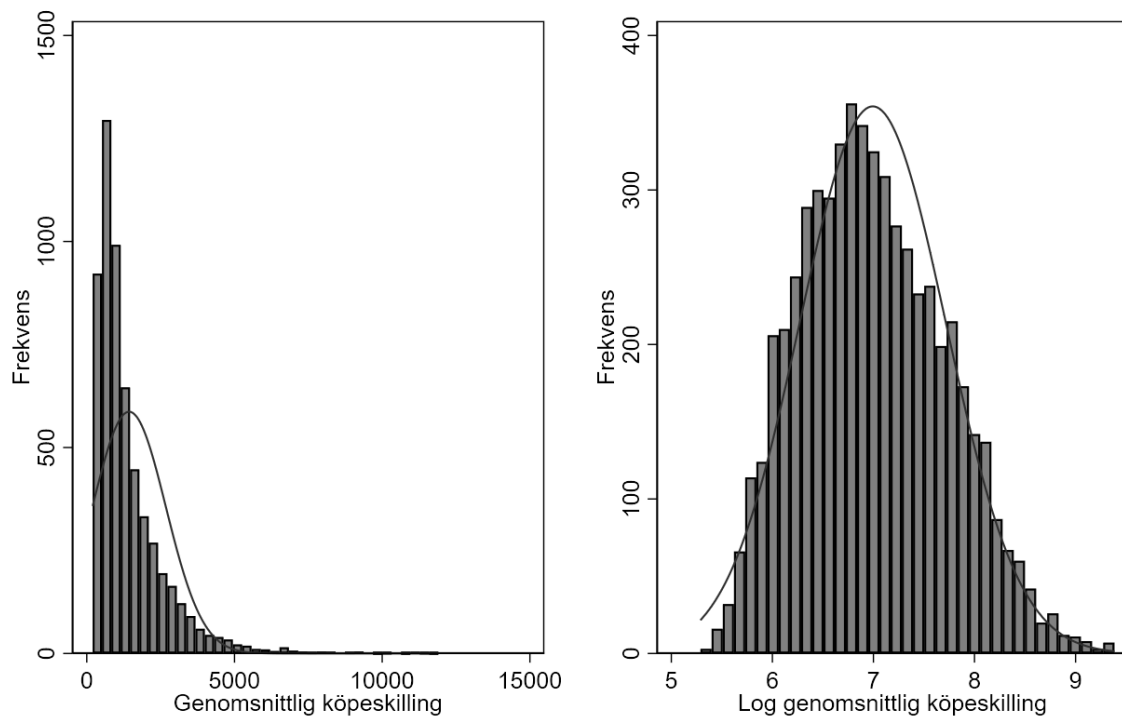
Andel arbetslösa per kommun och år med trendlinje  
i form av genomsnitt och median



Källa: SCB samt egna beräkningar

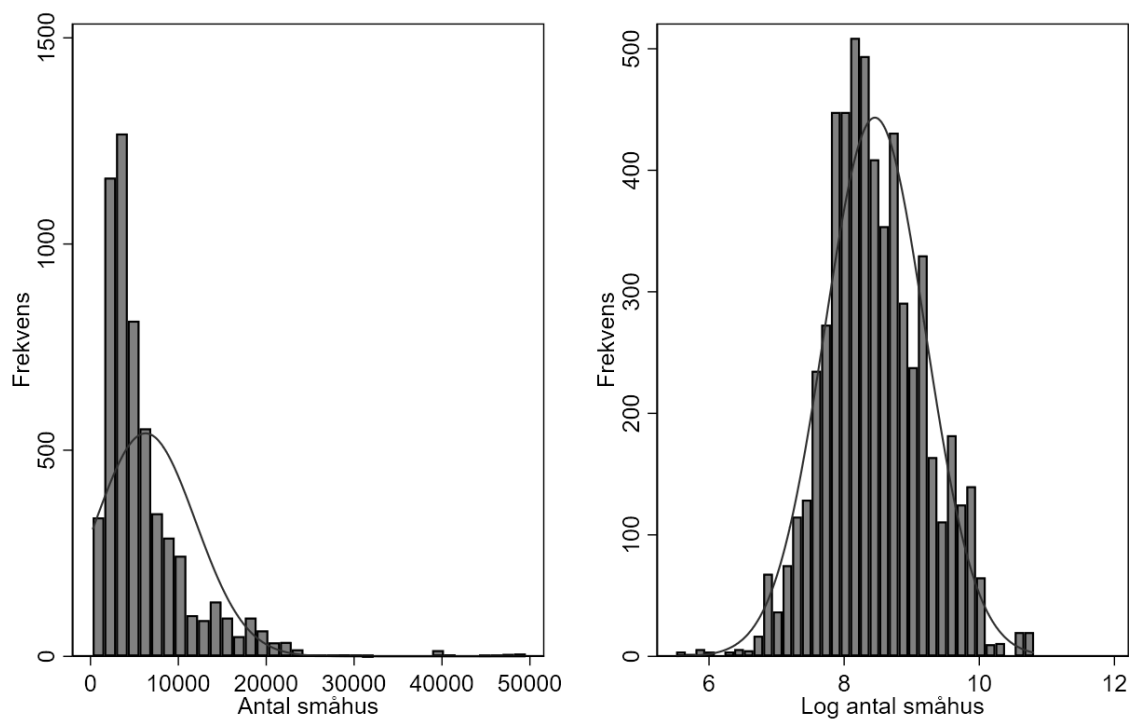
# Histogram

Histogram över genomsnittlig köpeskilling innan och efter log-transformering, med normalfördelningskurva för samtliga år och kommuner (n=5780)



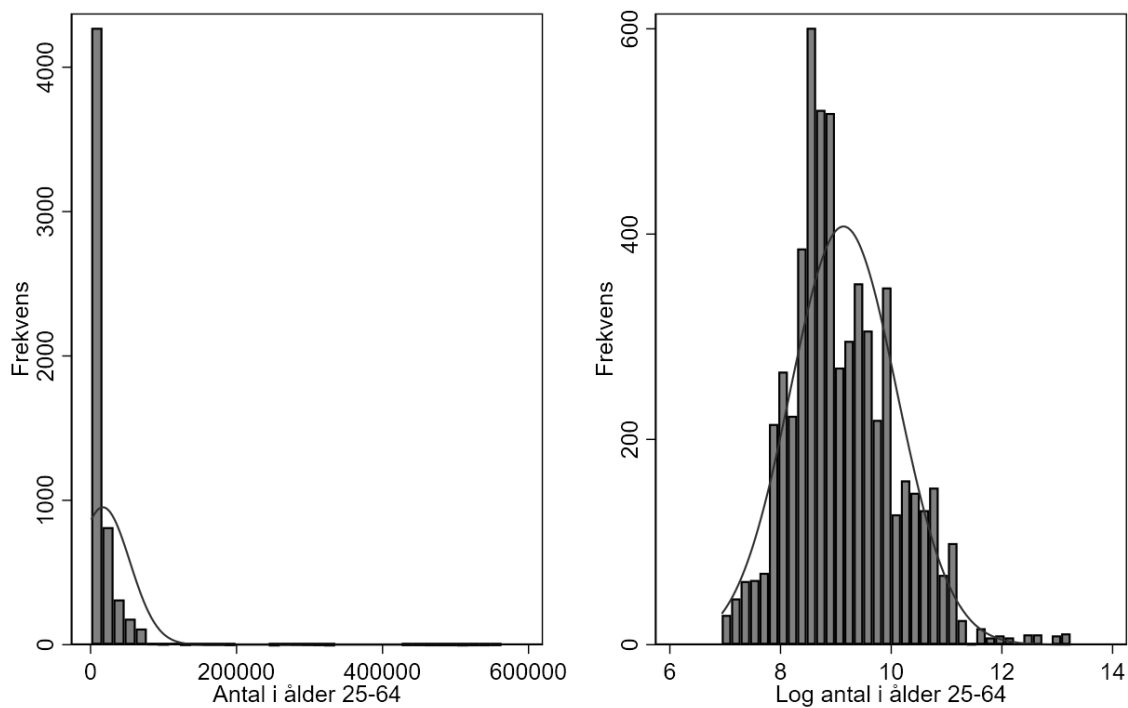
Källa: SCB samt egna beräkningar

Histogram över antal småhus innan och efter log-transformering, med normalfördelningskurva för samtliga år och kommuner (n=5780)



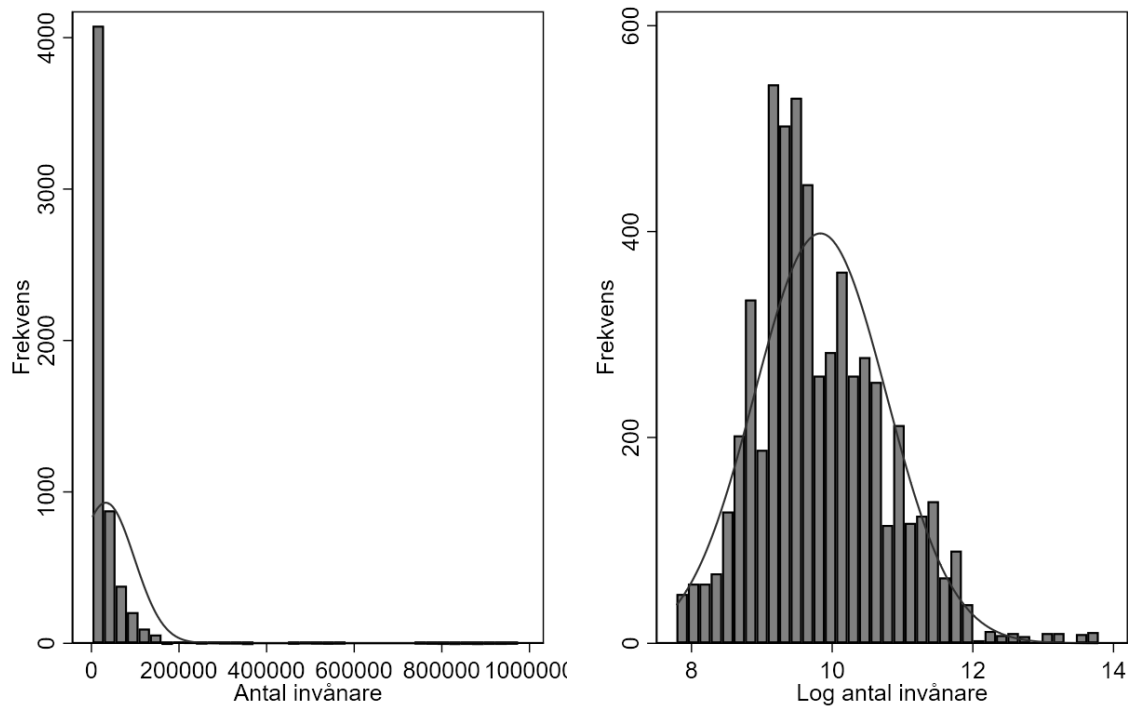
Källa: SCB samt egna beräkningar

Histogram över antal individer i ålder 25-64 år innan och efter log-transformering, med normalfördelningskurva för samtliga år och kommuner (n=5780)



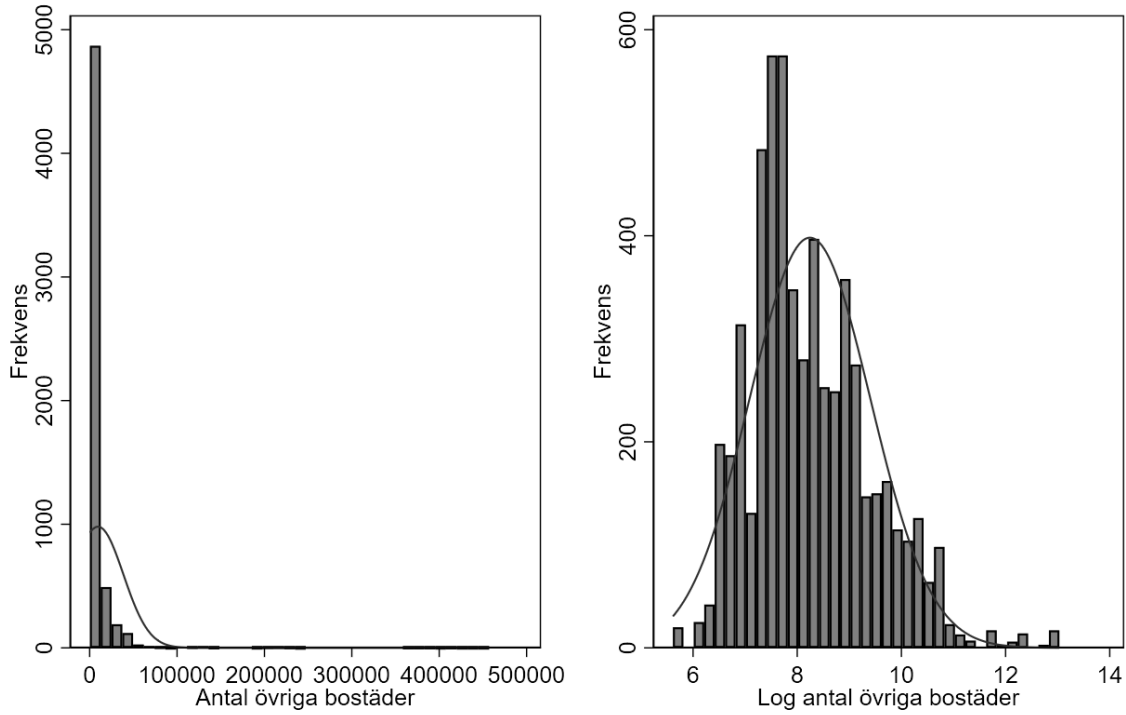
Källa: SCB samt egna beräkningar

Histogram över antal folkbokförda individer innan och efter log-transformering, med normalfördelningskurva för samtliga år och kommuner (n=5780)



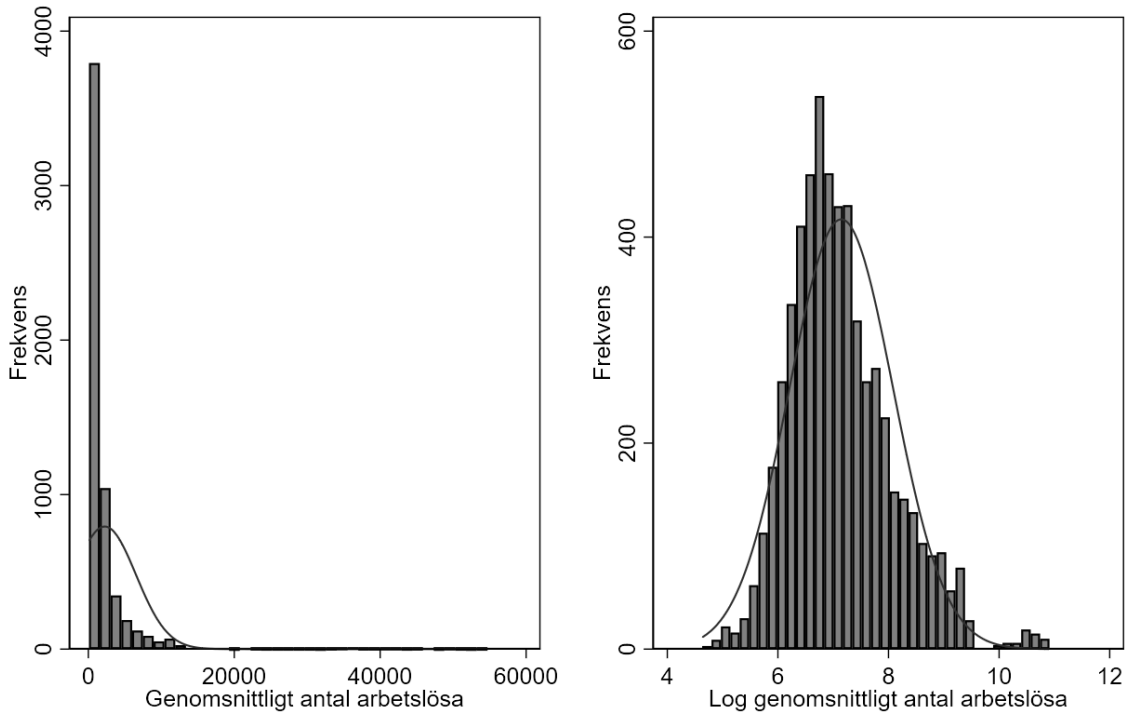
Källa: SCB samt egna beräkningar

Histogram över antal övriga bostäder innan och efter log-transformation, med normalfördelningskurva för samtliga år och kommuner (n=5780)



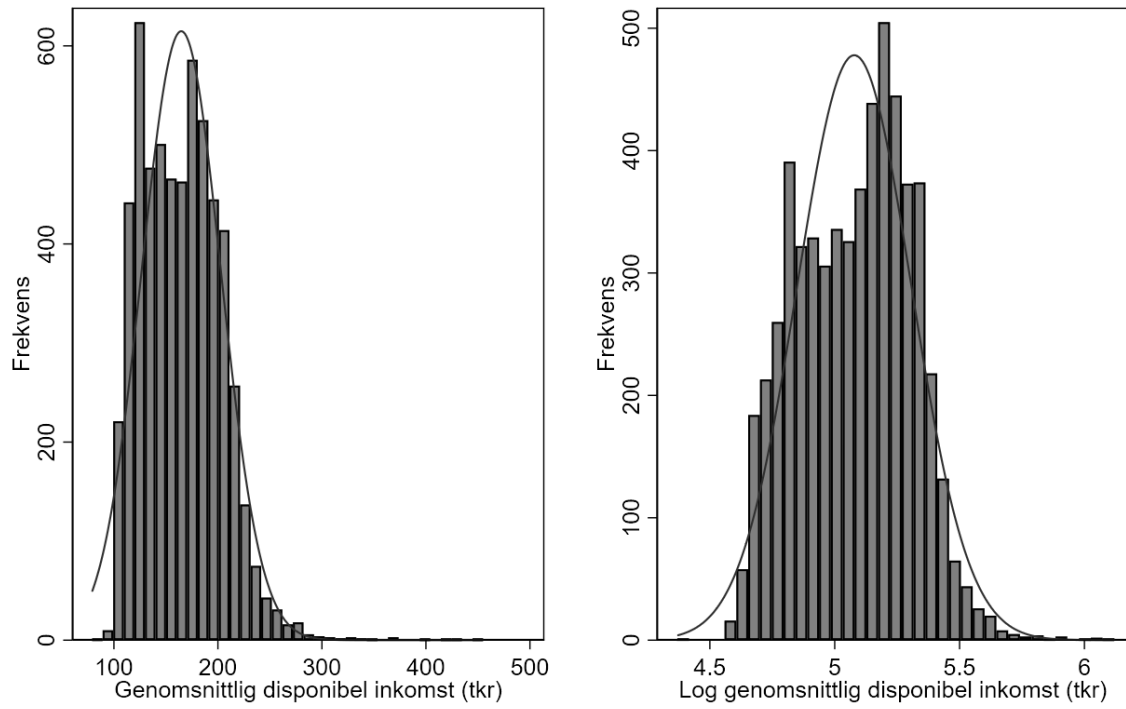
Källa: SCB samt egna beräkningar

Histogram över genomsnittligt antal arbetslösa innan och efter log-transformation, med normalfördelningskurva för samtliga år och kommuner (n=5780)



Källa: Arbetsförmedlingen samt egna beräkningar

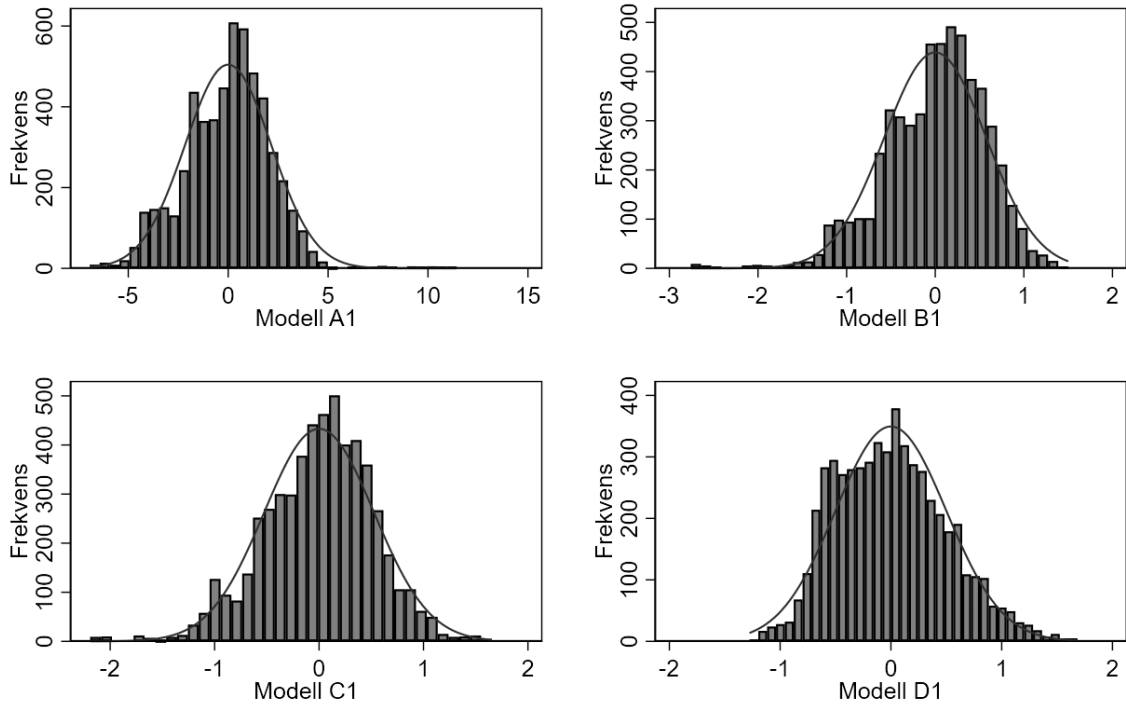
Histogram över genomsnittlig disponibel inkomst innan och efter log-transformering, med normalfördelningskurva för samtliga år och kommuner (n=5780)



Källa: SCB samt egna beräkningar

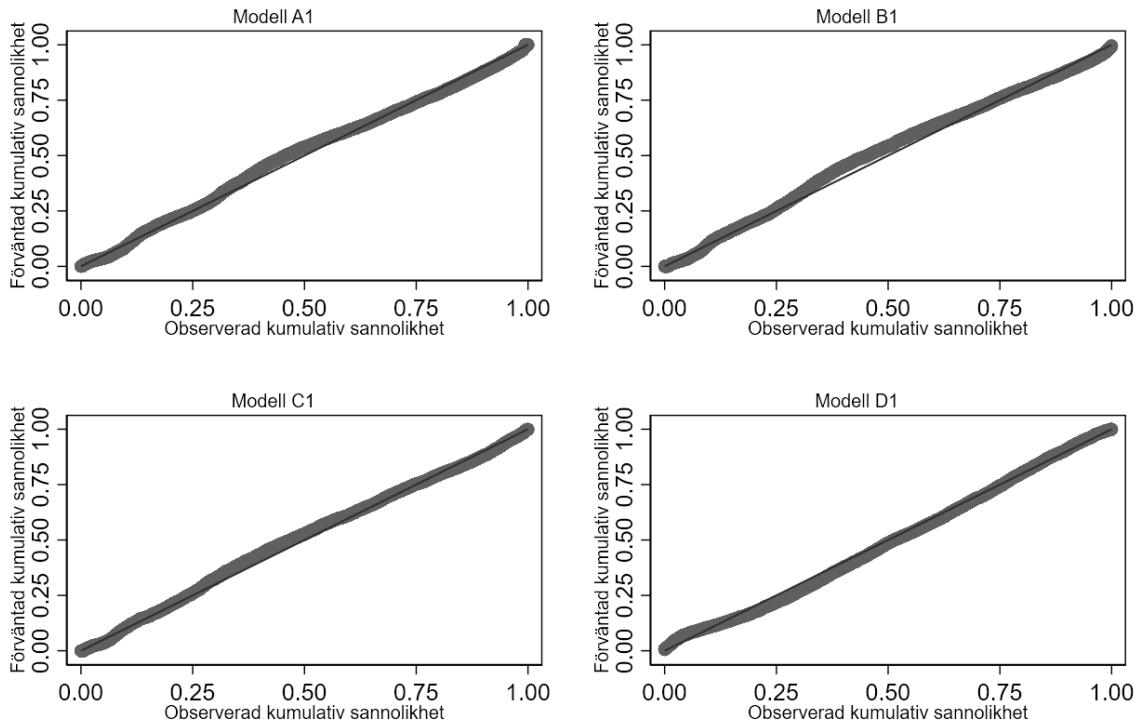
# Modeller

Histogram över de fyra modellernas residualer med normalfördelningskurva



Källa: Egna beräkningar

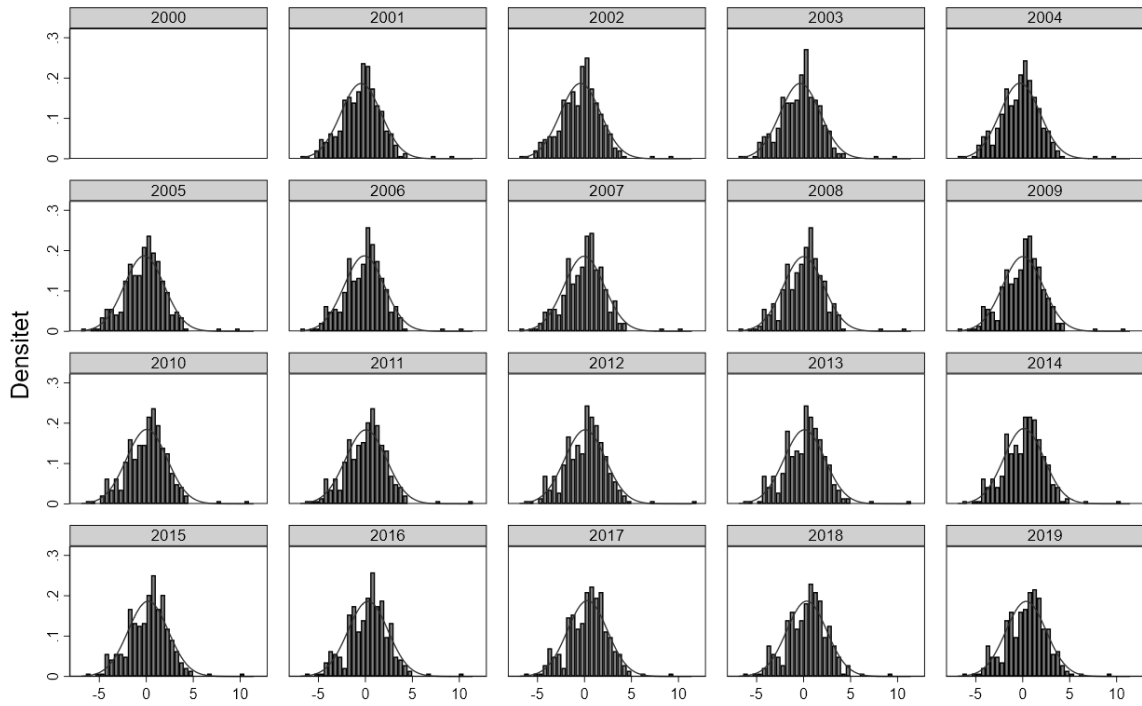
PP-plots över de fyra modellernas residualer



Källa: Egna beräkningar

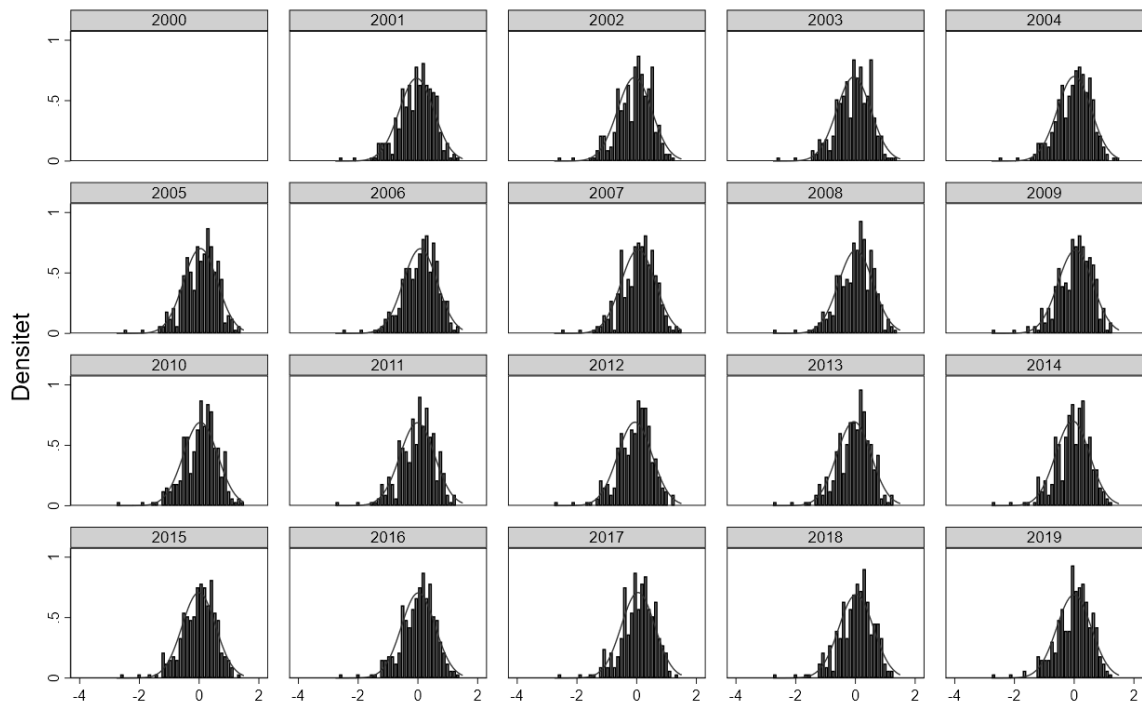


Histogram för residualer från modell A1 per år



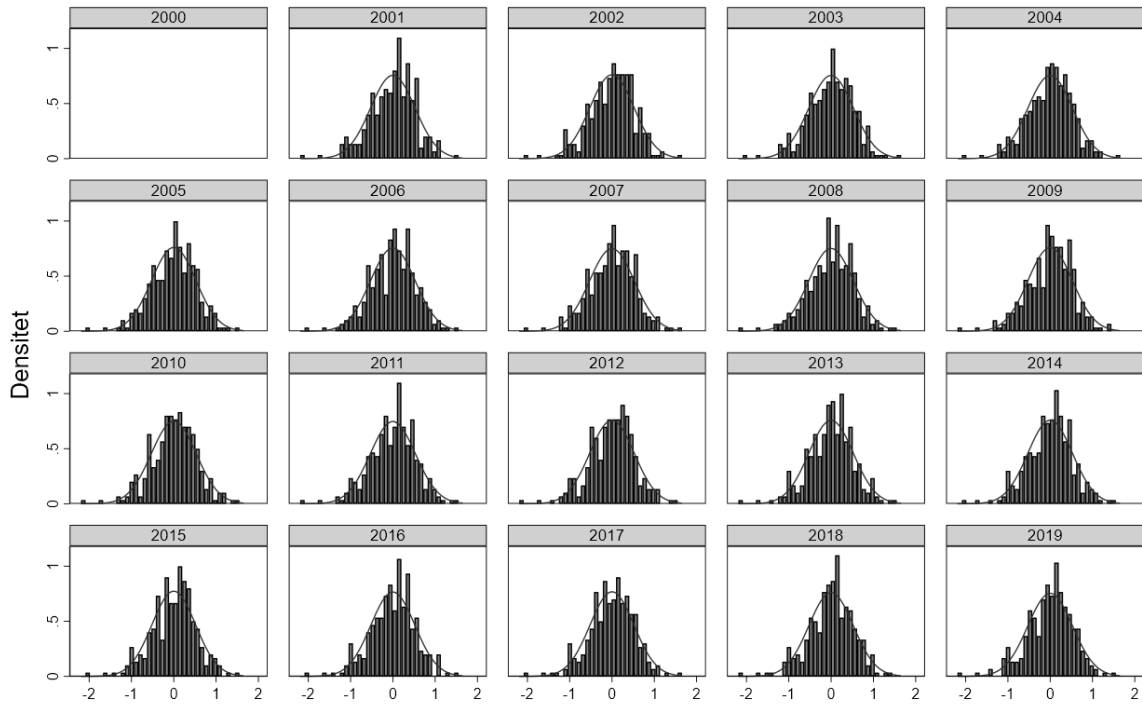
Källa: Egna beräkningar

Histogram för residualer från modell B1 per år



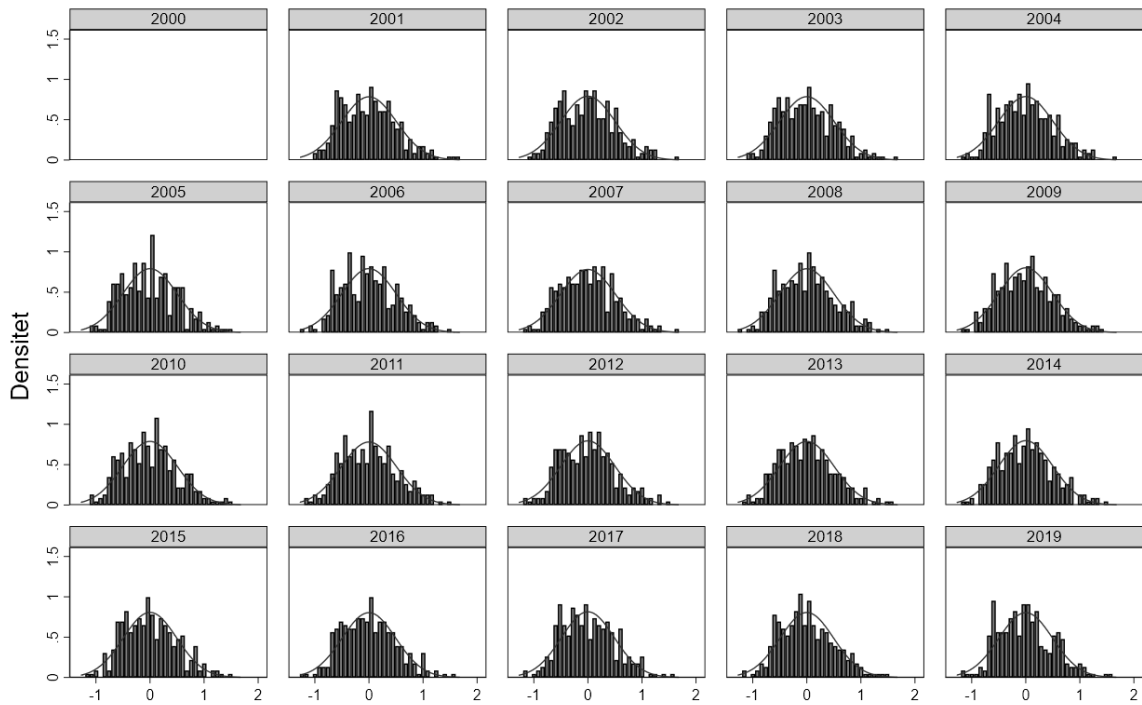
Källa: Egna beräkningar

Histogram för residualer från modell C1 per år



Källa: Egna beräkningar

Histogram för residualer från modell D1 per år



Källa: Egna beräkningar

## Korrelationsmatris

Korrelationsmatris för koefficienter

Variabel	Köpeskilling	Hus	Övriga bostäder	Antal 25-64	Invånare	Disponibel inkomst	Arbetslösa
Köpeskilling	1,000						
Hus	0,514	1,000					
Övriga bostäder	0,594	0,847	1,000				
Antal 25 – 64	0,645	0,909	0,970	1,000			
Invånare	0,648	0,917	0,971	0,999	1,000		
Disponibel inkomst	0,668	0,157	0,160	0,164	0,186	1,000	
Arbetslösa	0,418	0,863	0,938	0,927	0,929	0,017	1,000

Samtliga variabler är logaritmerade.

## Verifiering av modell D1

Regressionstabell för de 50 kommuner med lägst antal invånare i ålder 25 – 64 år

Variabel	Modell C	Modell D
Hus	1,208** (0,454)	5,529*** (-2,056)
Övriga bostäder	0,210 (-0,205)	0,215 (-0,197)
Antal 25 – 64	0,404 (-0,501)	4,789** (-2,015)
Invånare	0,444 (-0,580)	0,404 (-0,532)
Disponibel inkomst	0,052 (-0,201)	0,095 (-0,185)
Arbetslösa	-0,156*** (-0,054)	-0,153*** (-0,054)
Hus × Antal 25 – 64		-0,582** (-0,271)
Tidsdummies	****	****
Konstant	-10,940*** (-3,521)	-43,374*** (-14,937)
N	950	950
adj. R2	0,840	0,843

\* p < 0,10 ; \*\* p < 0,05 ; \*\*\* p < 0,01 ; \*\*\*\* Tidsfixa effekter  
Standardfel inom parentes. Samtliga variabler är logaritmerade.  
Kommun- och tidsfixa effekter redovisas ej.

# Residualer på kommunkarta

