



GÖTEBORGS UNIVERSITET

HANDELSHÖGSKOLAN

Skuldkvotens regionala skillnader

En ekonometrisk paneldatastudie för Sveriges kommunala skillnader
i hushållens skuldkvot under perioden 2010–2015.

Handelshögskolan vid Göteborgs Universitet
Institutionen för Nationalekonomi och Statistik
Kandidatuppsats
Vårterminen 2017

Författare:

Axel Persson 19930726–8251
Jonas Håkansson 19930221–1835

Handledare:

Anders Boman

Sammanfattning

Titel:	Skuldkvotens regionala skillnader
Författare:	Axel Persson och Jonas Håkansson
Universitet:	Handelshögskolan vid Göteborgs Universitet
Institution:	Institutionen för Nationalekonomi och Statistik
Uppsats:	Kandidatuppsats, 15hp
Handledare:	Anders Boman
Nyckelord:	Skuldkvot, Skuldsättning, Kommun, Paneldata

Sedan mitten på 1990-talet har hushållen nästan fördubblat sin skuld i förhållande till sin inkomst och internationella institutioner såsom IMF och OECD bedömer att svenskarnas höga skuldsättning är av betydande risk för vår nationella ekonomi. Riksbanken började 2013 att samla in kreditinformation i Sverige för att få en bättre riskbild gällande hushållens skuldsättning. Sveriges kommuner uppvisar stora regionala skillnader, både för hushållens skuldkvot men även för faktorer såsom befolkningsmängd, huspriser och utbildningsnivåer. Syftet är att undersöka de regionala skillnaderna i skuldkvoten mellan Sveriges kommuner och identifiera de bakomliggande faktorerna till ökad skuldsättning. Baserat på tidigare forskning gällande hushållens skuldsättning har tio oberoende variabler valts ut som påverkande faktorer. Sekundärdata används från Sveriges 290 kommuner under perioden 2010–2015. Metodvalet genererade en paneldatastudie som fångar kommunspecifika skillnader i skuldkvoten och dess orsak. Resultatet visade att fem variabler hade förväntad effekt på skuldkvoten, baserat på tidigare forskning. En variabel visade motsatt effekt och för tre variabler kunde ingen statistisk signifikans identifieras. Variablernas kausalitet kan enligt tidigare forskning vara svår att avgöra. Att identifiera kausaliteten är komplicerat och flertalet argument presenteras för att förklara variablernas exakta effekter. Denna studie erbjuder ingen vidare fördjupning kring variablernas kausala samband utan uppmaning ges till framtida forskning att utvärdera och studera dessa vidare. Sann effekt kan tänkas vara av hög betydelse för beslutsfattare vid försök att hämma en potentiell överskuldsättning hos hushållen.

Abstract

Title:	Regional differences in income-debt ratio
Authors:	Axel Persson and Jonas Håkansson
University:	School of Business, Economics and Law at the University of Gothenburg
Department:	Department of Economics and Statistics
Thesis:	Bachelor thesis, 15 ECTS
Supervisor:	Anders Boman
Keywords:	Debt-ratio, Indebtedness, Municipal, Panel data

Since the mid-1990's, citizens of Sweden have nearly doubled their income-debt ratio and international institutions such as IMF and OECD consider the indebtedness to be of considerable risk for Sweden's economy. In 2013, Riksbanken started to gather credit-information from the largest operative banks in purpose of acquiring a better perception of household debt risk. Municipals of Sweden exhibit great regional differences, regarding income-debt ratio as well as population, housing prices and levels of education. This study aims to examine the regional differences in income-debt ratios between Sweden's municipals. Furthermore, it aims to identify the causing factors of increasing household indebtedness. Based on earlier research, ten independent variables have been chosen. Secondary data is used from all of Sweden's 290 municipals, over the period 2010 to 2015. Our method of choice resulted in a panel-data study which captures the specific municipal differences. Our result presented five variables with similar signs as predicted, based on earlier research. One variable presented the opposite effect, and for three variables no statistical significance was identified. According to previous research, the causality of the independent variables can be hard to determine. Recognizing causality is complex and arguments are presented for the plausibility of each direction. This study does not offer in-depth explanation of the causality for the variables but encouragement is given for further research in the subject. True effect could be of great importance to policymakers in efforts to halt a potential over-indebtedness in Swedish households.

Innehållsförteckning

1. Inledning	1
1.1 Bakgrund.....	1
1.2 Syfte	3
1.3 Frågeställning.....	3
1.4 Tidigare forskning.....	4
1.5 Disposition	8
2. Metod	9
2.1 Avgränsningar	9
2.2 Paneldata	9
2.3 Fixed-Effect-Model (FEM).....	10
2.4 Random-Effect-Model (REM).....	11
2.5 Hausman-test.....	12
2.6 Modellspecifikation	12
3. Resultat	22
3.1 VIF-test samt Hausman-test.....	22
3.2 Regressionsresultat	23
4. Analys	26
5. Slutsats	30
5.1 Vidare forskning	31
6. Källförteckning	32
7. Appendix	36

1. Inledning

1.1 Bakgrund

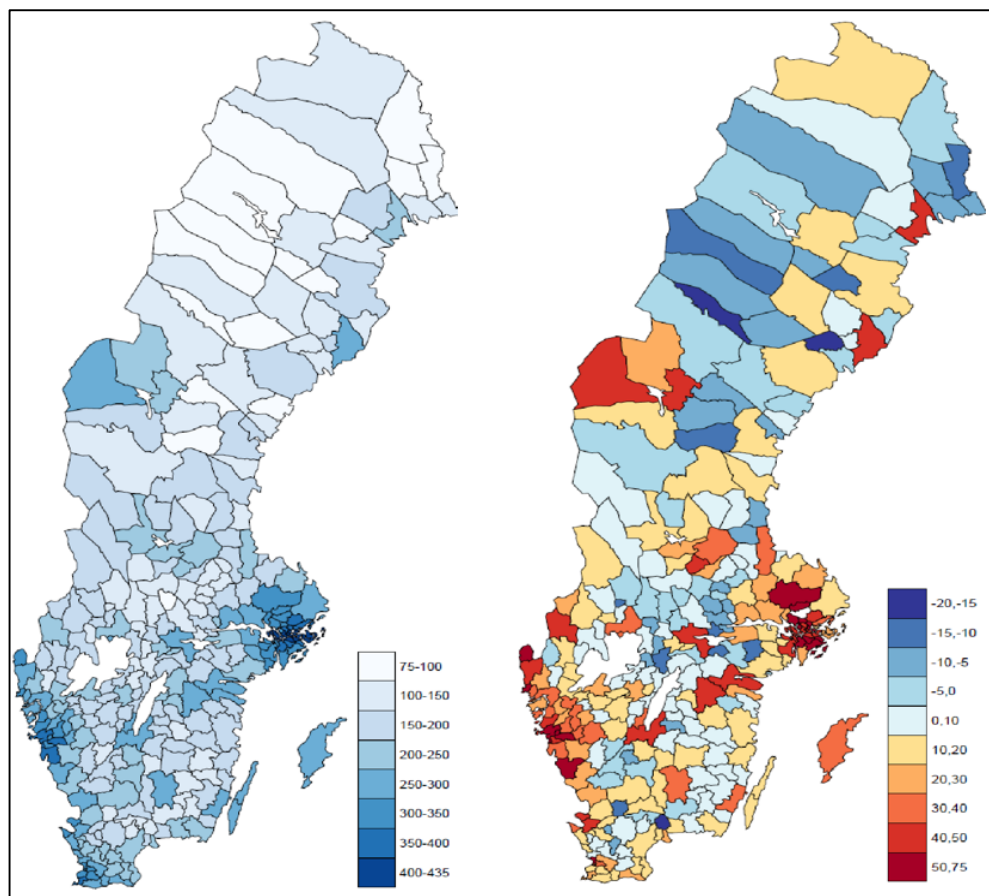
Sveriges nuvarande riksbankchef Stefan Ingves är oroad över den svenska bostadsmarknaden och en anledning till detta är de svenska hushållens skyhöga skuldsättning. Ingves menar att man aldrig vet när en ekonomi kraschar, men att risken blir större ju mer belåningen ökar (Forsberg, 2017). Sedan mitten på 1990-talet har de svenska hushållen nästan fördubblat sin skuld i förhållande till sin inkomst. Då bolån utgör cirka 80 % av hushållens skuld, har den kraftiga ökningen i skuldsättning i kombination med kraftigt stigande bostadspriser lett till en oro över att kredittillväxten ska bli ohållbar (Finocchiaro, Nilsson, Nyberg & Soutanaeva, 2011). Bostadsprisindexet HOX började sina mätningar 2005, och var 2015 uppe i nivåer på 200 %. Detta kan jämföras med 2010 års värde som var 149 % och idag är denna procentsats uppe på 238 % (Nasdaq, 2017). Samtidigt som bostadspriserna stiger hade en tredjedel av hushållen 2016 en skuldkvot på över 400 % och 13 % av hushållen en skuldkvot på över 600 % (van Santen & Ölcer, 2016). Skuldkvoten visar förhållandet mellan skuld och inkomst och ovanstående procentsats innebär att hushållens totala skulder är 600 % högre än den disponibla årsinkomsten. En överskuldsättning kan leda till finansiell oro och förstärka effekterna vid ekonomisk kris. Finanskriserna 1929 och 2008 har en slående likhet med varandra, de föregicks båda av en dramatisk ökning i hushållens belåning (Finocchiaro et al., 2011).

Sedan finanskrisen 2008 har ett flertal länder vidtagit åtgärder för att begränsa hushållens skulduppbyggnad med syfte att motverka de makroekonomiska risker som uppkommer. De höga skulderna har inneburit att hushållen är mer känsliga för störningar i ekonomin som exempelvis ökad arbetslöshet, tillgångsprisfall eller stigande räntor (Konjunkturinstitutet, 2015). I Sverige har Finansinspektionen infört ett bolånetak, höjt riskvikterna¹ på bolån och infört ett amorteringskrav för att motarbeta hushållens skulduppbyggnad. (Finansinspektionen, 2017). Internationella institutioner såsom International Monetary Fund (IMF) och Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) bedömer att svenskarnas höga skuldsättning är av betydande risk för vår nationella ekonomi. EU-kommissionen har även påpekat riskerna för Sveriges bostadsmarknad och föreslagit att åtgärder snarast borde vidtas (Holmberg, 2016). Riksbanken började 2013 att samla in kreditinformation från de största

¹ Riskvikten på ett lån avgör hur mycket kapital en bank måste hålla låst per utlånad krona (Andersson, 2012).

verksamma bankerna i Sverige² för att få en bättre riskbild gällande hushållens skuldsättning. Genom dessa data har Riksbanken kunnat observera skuldsättningens förändring samt hur den varierar mellan kommunerna (van Santen & Ölcer, 2016). Sveriges kommuner skiljer sig i många avseenden, såsom storlek, befolkningsmängd, bostadspriser, utbildningsnivå och även i graden av skuldsättning.

Figur 1.1: Den regionala medianskuldkvoten



Källa: Riksbanken (2016)

Den högra bilden i figur 1.1, visar den procentuella förändringen i medianskuldkvoten för hushållen i Sveriges alla kommuner under perioden 2010–2015. De rödfärgade ytorna visar en procentuell ökning, medan de blåfärgade visar en procentuell minskning. Den vänstra bilden visar hushållens totala skuldkvot, där de mörkare tonerna står för en hög medianskuldkvot och de ljusa för en låg. Denna ojämna skuldfördelning i Sverige samt skuldsättningens potentiella risk, skapar intressanta underlag för att vidare analysera de bakomliggande orsakerna till den ökade skuldsättningen givet de regionala skillnaderna.

² Danske Bank, Handelsbanken, Länsförsäkringar Bank, Nordea, SBAB, SEB, Skandiabanken och Swedbank. (van Santen & Ölcer, 2016).

1.2 Syfte

Denna studie har i syfte att undersöka de regionala skillnaderna i skuldkvoten mellan Sveriges alla kommuner för perioden 2010–2015 och identifiera de bakomliggande faktorerna till ökad skuldkvot hos hushållen.

1.3 Frågeställning

Sju faktorer har valts ut baserat på tidigare forskning för att analysera deras påverkande effekt på hushållens skuldkvotnivåer i Sveriges 290 kommuner. Vi vill med denna studie se om dessa har bidragit till den ökade skuldkvoten samt på vilket sätt effekterna agerat. Utifrån detta lyder frågeställningen:

Vilken effekt har följande variabler på den regionala skuldkvoten i Sveriges kommuner?

1. **Villapriser** – Genomsnittligt pris i tusentals kronor på villor som sålts i kommunen.
2. **Medelålder** – Genomsnittlig ålder för alla folkbokförda individer i varje kommun.
3. **Kommunal skattesats** – Skattesatsen på kommunal nivå inkluderar både kommunal- och landstingsskatt.
4. **Förvärvsinkomst** – Medianförvärvsinkomsten i tusentals kronor för individer som är 16 år eller äldre i varje kommun.
5. **Färdigställda bostäder** – I studien delas antalet färdigställda bostäder i kommunerna upp i två enskilda variabler, färdigställda villor samt lägenheter.
6. **Befolkningsmängd** – Antalet folkbokförda individer inom varje kommun.
7. **Utbildningsnivå** – Två oberoende variabler används för att analysera utbildningens effekt på skuldkvoten. Den ena mäter andelen av befolkningen som genomgått universitetsutbildning (≥ 3 år) i kommunen och den andra mäter andelen av befolkningen som genomgått gymnasieutbildning (= 3 år).

1.4 Tidigare forskning

Flertalet länder har tidigare studerat de inhemska hushållens skuldsättning på aggregerad nivå. Mellan 2003–2006 har centralbankerna Banca d'Italia, Banco de España, Bank of England, Deutsche Bundesbank, Suomen Pankki, European Central Bank och Riksbanken studerat detta. (Oesterreichische Nationalbank, 2007). I Sverige arbetar främst Finansinspektionen och Riksbanken med kontinuerligt uppdaterade rapporter avseende hushållens skuldkvot.

Nedan presenteras ett antal empiriska studier som tidigare försökt förklara hushållens ökade skuld och identifiera de förklarande faktorerna. Vidare har även dess potentiella risk och konsekvens undersökts. Gemensamt för de tidigare studierna är att en hög skuldnivå anses vara problematisk och innebära en potentiell risk för den ekonomiska stabiliteten.

Finocchiaro et al. (2011) granskar i sin rapport den befintliga ekonomiska litteraturen gällande hushållens belåning. Ekonomisk teori presenteras där livscykelmodellen nämns som en utgångspunkt där hushållen belånar sig baserat på förväntade livsresurser, realräntor och demografiska faktorer. Livscykelmodellen identifierar ett antal faktorer som påverkar hushållens skuld. Realräntor påverkar både sparande och konsumtion vilket gör att nettoeffekten är tvetydig. Ökade förväntade framtida inkomster driver upp konsumtionen som i sin tur ökar upplåningen. Demografiska faktorer såsom ålder leder till att skuldsättningen och skuldkvoten varierar med tiden för en individ, beroende på vart i livet de befinner sig. Vidare nämner författarna att hushållen sparar vid ekonomisk osäkerhet och spenderar när de känner sig trygga i sin ekonomiska situation, vilket påverkar hur skuldsatta de är. Enligt Finocchiaro et al. (2011) är finansmarknaden en påverkande faktor vilket livscykelmodellen inte tar hänsyn till. Likviditetsbegränsade hushåll belånar sig mindre än vad de skulle vilja göra och en finansiell avreglering hade då kunnat öka upplåningen bland de hushåll som har hög efterfrågan på krediter. Enligt Finocchiaro et al. (2011) erbjuder även den ekonomiska teorin förklaringar som tar hänsyn till hushållens beteende. Brist på självkontroll eller finansiell oförmåga är ett exempel, där hushållen begår misstag som resulterar i att de upptar alldeles för stora lån och ackumulerar en för hög skuld. Lusardi och Tufano (2009) menar att finansiell oförmåga samvarierar med överskuldsättning. Finansiell oförmåga leder vidare enligt Finocchiaro et al. (2011) till att hushållen förväntar sig att dagens marknadsläge även gäller i framtiden och tror alltså att aktuellt ränteläge och bostadsprisuppgångar kommer att fortsätta. Finocchiaro et al. (2011) menar även att bostäder spelat en nyckelroll i hushållens ökade skuldsättning. Vid prisuppgångar kan hushållen känna sig rikare och belåna sig för ökad konsumtion. När

bostadspriserna stiger kan stora realisationsvinster göras, vilket kan användas för att köpa en ännu dyrare fastighet. För de som står utan tidigare bostadsvinster, krävs ytterligare lån för att komma in på bostadsmarknaden. Finocchiaro et al. (2011) nämner även att hushållen är känsliga för tillgångsprisfall då bostaden oftast är den största andelen av ett hushålls förmögenhet. Vidare presenterar Finocchiaro et al. (2011) empiriska resultat från den tidigare litteraturen där det visas att i USA har lättnader på kreditmarknaden samt stigande bostadspriser pekats ut som två viktiga orsaker bakom hushållens ökade skuld. I Sverige har en kraftigt reglerad hyresmarknad och höga byggkostnader bidragit till en bristande tillgång på bostäder i storstadsområdena. Denna begränsade tillgång kan ha spelat en viktig roll när det gäller utvecklingen av bostadspriser och därmed skuldsättning.

Finocchiaro et al. (2011) menar att finansiell innovation har ökat kredittillgången där finansmarknaden upplevt stora förändringar de senaste 30 åren. Bankerna har börjat bevilja bostadslån med ett mer generöst förhållande mellan lånet och bostadsvärdet samt längre amorteringstider än förut. Gerardi, Rosen och Willen (2010) visar att avregleringen av bolånemarknaden i USA i början på 1980-talet följdes av ökade lån bland de hushållen med högre förväntade framtida inkomster. Mian och Sufi (2009) menar att den extrema ökningen av bolån som observerades i vissa delar av USA innan finanskrisen 2008 var på grund av kredittillgången. Enligt Finocchiaro et al. (2011) är det svårt att skilja på kausalitet och korrelation i studier som analyserar hushållens skuldsättning och att många variabler kan vara endogena. Vissa faktorer är även svåra att mäta kvantitativt, som exempelvis finansiell innovation. Författarna diskuterar även att en kraftig ökning i fastighetspriser kunde observeras i låglöneområden strax före finanskrisen 2008 i USA och att många tolkade detta som ett resultat av lättade kreditregler. Enligt Finocchiaro et al. (2011) kan liknande analys vara relevant för Sverige samt att analys av disaggregerade bostadsprisdata på regional nivå skulle kunna vara användbart.

Finocchiaro et al. (2011) finner ingen heltäckande studie som använder sig av mikrodata för att bedöma den roll som stigande bostadspriser, kredittillgångar eller förändringar i disponibel inkomst spelar för hushållens ökade skuldsättning i Sverige. Vidare menar författarna att förhållandet mellan skuld och inkomst, alltså skuldkvoten, är ett informativt mått för att bedöma hushållens skuldållbarhet. Finocchiaro et al. (2011) anser att det kan vara användbart att använda måttet på en disaggregerad nivå för att bedöma sannolikheten för uteblivna lånebetalningar i Sverige. Författarna nämner avslutningsvis i sin granskning av den tidigare

litteraturen att mikrodata om hushållen behöver integreras bättre i aggregerade modeller för policysimuleringar och analys. De menar att sådana steg kan förbättra förståelsen av hushållens skuldsättning och den risk den medför för makroekonomisk och finansiell stabilitet.

Dynan och Kohn (2007) analyserade de förklarande faktorerna genom enkla teoretiska modeller för hushållens ekonomiska beteende. I studien analyserades både stigande huspriser och finansiell innovation som enligt författarna varit de två mest drivande faktorerna för hushållens ökade skuldsättning. Resultatet visade att endast stigande huspriser var starkt signifikant. Att finansiell innovation saknade signifikans hänvisades till problematiken kring hur man kvantifierar och mäter variabeln. Demografiska skiften har delvis ökat skuldsättningen, dock är denna effekt inte helt tydlig. De variabler som analyserades men som enbart förklarade en del av ökningen är låga räntor, inkomstillväxt och preferenser. Dynan och Kohn (2007) menar att hushållen är känsliga för tillgångsprisfall och att den aggregerade konsumtionen kan hämmas vid ekonomiska chocker som minskar hushållens inkomst. De visar även att sannolikheten för utebliven amortering och räntebetalning ökar ju högre skuldnivån är. Liknande forskning har även gjorts av Barnes och Young (2003) samt Debelle (2004). Båda studierna visade att låga räntenivåer är av central betydelse för den ökade skuldsättningen. Barnes och Young (2003) nämner likt Dynan och Kohn (2007) demografiska skiften och inkomstillväxt som förklarande faktorer. Huvudslutsatsen från Debelle (2004) är att låga räntenivåer tillsammans med lättnader på kreditmarknaden har ökat skuldsättningen för hushållen. Låga räntenivåer gör det billigare att låna pengar och lättnader på kreditmarknaden resulterar i att fler individer beviljas önskade lån. Debelle (2004) nämner även faktorerna skatt, huspriser samt budgetrestriktioner som påverkande faktorer för hushållens ökade skuldsättning.

Även komparativa studier har utförts där nationella skuldnivåer analyseras och jämförs för att identifiera de bakomliggande faktorerna. Brown och Taylor (2008) jämförde Tyskland, USA och Storbritannien i detta syfte, samt för att avgöra om de orosmoment som hög skuldsättning medför är befogade. Resultatet från studien visade att andelen finansiella tillgångar som hushållen ackumulerat, skiljde sig mellan länderna och att detta medför en varierande finansiell stabilitet för hushållen. Ackumulerade finansiella tillgångar ökade med åldern i alla länderna. I de länder med lägre inkomster har hushållen högre sannolikhet att få en negativ nettoförmögenhet. Brown och Taylors (2008) resultat visade även att de yngsta hushållen är de som är mest sårbara för privatekonomiska förändringar. Faktorerna ålder och anställning visade

sig ha signifikant och positiv påverkan för den totala skulden. Trots signifikanta resultat för åldern, uppvisades inget märkbart mönster för varken USA eller Tyskland gällande denna variabel. Förklarande socioekonomiska faktorer omnämns även såsom antal barn, etnicitet och kön.

Crook (2003) jämförde ett antal länder där han undersökte vilka faktorer som styr utbud och efterfrågan för hushållens krediter. Andelen hushåll med lån varierade kraftigt där Nordamerika, Nederländerna och Spanien har mycket fler skuldsatta hushåll än Australien, Tyskland och Japan. Den lägsta andelen observerades för Italien med 19 %, vilket kan jämföras med det högsta värdet på 66 % för Nederländerna. Crook (2003) menar att tolkning av variabler såsom inkomstnivå är svårt på grund av potentiell endogenitet. Flera variabler kan korrelera med varandra såsom inkomst och ålder, inkomst och utbildning samt inkomst och förmögenhet, för att nämna några. Vidare nämns det att kolinjäriteten mellan variablerna borde studeras djupare. Det kan antas vara av betydelse att identifiera de hushåll med hög efterfrågan på krediter då dessa kan potentiellt bli högt skuldsatta om utbudet av krediter ökar. Finocchiaro et al. (2011) nämner att finansiella lättnader på kreditmarknaden ökat de senaste 30 åren vilket talar för att de individerna som har en hög efterfrågan på krediter kan få sin efterfrågan mött. Efterfrågan på krediter och skuldkvoten har ett samspel, dock betyder det inte att skuldkvoten ökar när efterfrågan på krediter ökar.

Brown och Taylor (2008) menar att det finns en brist på ekonometrisk analys för hushållens ekonomiska situation. Vidare menar man att för att kunna kartlägga de hushåll som är mest exponerade mot finansiella påtryckningar krävs det fler studier på hushållsnivå. Inom ekonomiskt beslutsfattande är det av stor betydelse att veta vilka sorters hushåll som är sårbara och om de kan finansiera sina skulder eller inte (ibid.).

Ingen tidigare forskning har alltså specifikt studerat de kommunala skillnaderna i skuldsättning för hushållen. Uppmaning ges i den tidigare litteraturen till fortsatta studier gällande hushållens skuldsättning på disaggregerad nivå.

1.5 Disposition

I Kapitel 2 redovisas metod, där motivering för metodval ges. Den ekonometri som studien använder sig av förklaras djupgående för att läsaren ska få en djupare förståelse kring varför den används och hur den fungerar. Detta för att främst underlätta tolkning av resultat samt analys. Vidare ges ingående beskrivande statistik för de utvalda variablerna samt motiveringar till varför dessa inkluderats i studien. Förväntad effekt presenteras löpande i slutet av beskrivningen för varje variabel vilket också sammanställs i en tabell i slutet av kapitlet. I kapitel 3 presenteras resultatet där vi kommenterar effekterna. Tester sker för bl.a. multikolinjäritet för att undersöka regressionens validitet. I kapitel 4 analyseras resultatet där effekterna diskuteras och jämförs med tidigare forskning. Vi analyseras även studiens metod där potentiell problematik relaterad till modellen diskuteras. Kapitel 5 avslutar och sammanfattar de resultat som studien uppvisade samt återkopplar förväntad effekt med den faktiska.

2. Metod

Nedanstående kapitel inleds genom att redogöra för metodens avgränsningar. Därefter ges ingående förklaring till varför slutgiltig ekonometrisk modell valts ut. Vidare presenteras de utvalda variablerna och motivering ges till varför de inkluderats där koppling görs till tidigare forskning. Baserat på detta, skapas förväntade effekter, vilka redovisas i slutet i detta avsnitt.

2.1 Avgränsningar

Denna studie analyserar de regionala skillnaderna i hushållens skuldkvot på kommunal nivå, vilket är den lägsta nivå där data fanns tillgänglig. Tidsperioden sträcker sig från 2010–2015 eftersom hushållens skuldkvot inte tidigare mätts på regional nivå utan enbart på nationell nivå. Ett potentiellt problem som uppkommer vid kommunala jämförelser är att de över tid kan förändras geografiskt genom sammanslutningar eller avyttringar av områden där ett flertal parametrar inkluderas som exempelvis befolkningens mängden eller antalet nybyggda bostäder. Inom vår tidsram har en kommun indelningsändrats, Lidingö kommun har 2011 utvidgats med området Storholmen som överförs från Vaxholms kommun (SCB, 2016). Denna förändring ser vi inte påverka resultatet i någon mening då området i fråga gällde ett antal ö-grupper och därav tas denna förändring inte i beaktande. Ett flertal variabler har exkluderats i denna studie, men som inkluderats i tidigare forskning. De som exkluderades av datamässiga skäl är ekonomisk trygghet, finansiell oförmåga, lättnader på kreditmarknader, finansiell innovation, anställning, preferenser samt andelen finansiella tillgångar. Den främsta exkluderade variabeln som omnämns i all relaterad litteratur gällande hushållens ökade skuldsättning är räntan. I Sverige är räntan en nationell variabel som inte skiljer sig kommuner emellan och vid paneldata innebär detta att regressionen blir felaktigt utförd och resultatet förvrängt.

2.2 Paneldata

Vid genomförande av en empirisk kvantitativ studie används ofta en av tre olika sorters data, och dessa tre är tidsserie-, tvärsnitt- och paneldata (Gujarati, 2004, s. 636). Denna studie använder sig av paneldata då det passar ändamålet bäst, samt ger mer precisa resultat. Paneldata kombinerar tidsserier med tvärsnittsobservationer och ger på så vis analysen en ytterligare dimension. Detta gör även att vi får ett större antal observationer i modellen. En fördel vid användandet av paneldata, enligt Gujarati, är att problematiken gällande heterogenitet reduceras. Jämfört med tidsserie- eller tvärsnittsdata ger paneldata mer informativa data, fler valmöjligheter, lägre korrelation samt ett större antal frihetsgrader (Gujarati, 2004, s. 637–638).

Paneldata kan se ut på flera olika sätt. En lång och smal panel innebär en längre tidshorisont och ett färre antal observationer. Denna studies paneldata är kort och bred vilket innebär en kortare tidsperiod, men ett större antal observationer. En panel kan även vara lång och bred (Hill, Griffiths och Lim, 2011, s. 538).

Inom paneldata skiljer man vidare på en balanserad och obalanserad panel. En balanserad panel innebär att varje objekt, alltså kommun, har lika antalet observationer varje år, medan de kan variera för en obalanserad sådan (Hill et al., 2011, s. 539). Obalanserade paneler används enbart när data inte kunnat tillförskaffas för alla givna variabler. Denna studies data är balanserad. Regression i denna studie kommer skattas med antingen en Fixed-Effect-Model eller Random-Effect-Model, dessa två redovisas nedan.

2.3 Fixed-Effect-Model (FEM)

Inom FEM antas det existera individuell o-observerad heterogenitet. Det betyder att varje enskilt objekt har individuella egenskaper som potentiellt kan ha en direkt påverkan på den beroende variabeln (Gujarati, 2004, s. 642). För vår modell benämns denna effekt som α_i och termen fångar upp alla effekter som inte är observerade, men är konstanta över tid. Denna konstanta effekt är den som kallas för Fixed-Effect. Termen följs upp av ett i vilket betyder att varje objekt har en egen skärningspunkt som man antar fångar upp den individuella heterogeniteten (Gujarati, 2004, s. 642).

Ett kännetecken för FEM är att den individuella heterogeniteten tillåts korrelera med en eller flera av de förklarande variablerna. Detta resulterar i minskad risk för omitted-variable-bias eftersom vi kan mäta effekten av de faktorer konstanta över tid, som inte går att observera. Ytterligare ett antagande vilket kännetecknar modellen är att det antas finnas en sann effekt som påverkar alla objekt lika mycket. Om detta inte skulle vara fallet, menar man det bero på provtagningsfel (Gujarati, 2004, s. 645). Två metoder finns för att räkna fram skärningspunkterna inom modellen. Antingen används dummyvariabler eller Fixed-Effect-Transformation. Dessa eliminerar α_i , vilket är önskvärt då det antas att termen korrelerar med de oberoende variablerna (Gujarati, 2004, s. 643–645). Den sistnämnda metoden appliceras i denna studie. Detta sker automatiskt i den statistiska mjukvara³ som används och kommer därav inte att förklaras.

³ Stata, som också används genomgående i denna studie.

Dummyvariabler för år kommer att inkluderas, detta för att observera ifall tiden har en påverkande effekt på den beroende variabeln. Dessa tidstypiska effekter som påverkat alla objekt gemensamt skulle exempelvis kunna vara politiska beslut, skatteförändringar eller global miljöpåverkan. Enligt Gujarati (2004, s. 643–644) finns det vissa problem som kan uppstå vid användning av FEM. Modellen kan ge ökad risk för multikolinjäritet då det lätt kan inkluderas ett stort antal förklarande variabler i modellen. En ytterligare negativ aspekt är att då modellen enbart mäter variationen inom varje objekt, försvinner variabler som är konstanta som exempelvis kön och etnicitet.

2.4 Random-Effect-Model (REM)

Vid tillämpning av REM antas data bestå av ett slumpmässigt urval från en större population. Vidare tillåts inte, till skillnad från FEM, någon korrelation mellan den individuella heterogeniteten och de förklarande variablerna. Detta är den tydligaste skiljelinjen mellan modellerna. Inom REM får alla objekt en gemensam skärningspunkt som är ett medeltal av hela populationens individspecifika effekter. Då stickprovet är randomiserat, ses skärningspunkten som en slumpterm (Gujarati, 2004, s. 647–648). Eftersom att korrelation inte tillåts inom modellen inkluderas α_i i slump termen. Därför har vi en sammansatt slump term inom modellen som representerar skillnaderna i skärningspunkterna (α_i) samt den slumpkomponenten (ε_{it}) som varierar både över tvärsnitt och tid.

En av de största fördelarna med REM är att tids-oberoende variabler kan inkluderas samt att det för stora urval uppvisas en lägre varians i REM jämförd med FEM, förutsatt alla uppfyllda antaganden (Gujarati, 2004, s. 650). Vid val av modell måste beaktning tas för vad det är man vill undersöka. Antingen vill man undersöka ett samband där man har hela populationen att utgå ifrån, eller har man ett stickprov där målet är att kunna dra slutsatser om populationen. Alltså, huruvida urvalet i undersökningen utgör hela populationen eller en andel av den. Vid val av modell är en ytterligare viktig aspekt korrelation mellan α_i och de oberoende variablerna. Detta för att om korrelation existerar, ger REM inte lika precisa resultat som FEM (Gujarati, 2004, s. 650). Gällande denna studies data förväntar vi oss FEM som mest passande modell då vi inkluderar alla Sveriges kommuner samt misstänker att objektens individuella skärningspunkt kan korrelera med våra förklarande variabler. Vid val av modell är det vanligt att genomföra ett Hausman-test för att avgöra vilken av modellerna som ger mest konsekventa resultat (Gujarati, 2004, s. 651).

2.5 Hausman-test

Detta test genomförs för att bestämma vilken av modellerna, REM eller FEM, som är mest lämplig att använda. Ovan förklaras att den största skillnaden mellan modellerna är huruvida den individuella heterogeniteten tillåts korrelera med de förklarande variablerna. För REM leder denna korrelation till inkonsekventa resultat. Hausman-test jämför koefficienterna från de båda modellerna och undersöker om signifikanta skillnader observeras. Noll-hypotesen menar att det inte finns några signifikanta skillnader mellan koefficienterna. FEM är att föredra framför REM om noll-hypotesen förkastas. Detta för att om signifikanta skillnader uppvisas, kan korrelation förekomma.

Den bakomliggande tanken med testet, är att om det inte existerar någon korrelation mellan α_i och de förklarande variablerna, kan båda modellerna generera konsekventa resultat. Detta för att i stora stickprov bör koefficienterna närma sig det sanna värdet och därför bör även koefficienterna mellan modellerna vara likvärdiga. Med andra ord, skulle det existera signifikanta skillnader mellan koefficienterna, betyder det att antagandet för korrelation inte är uppfyllt. Detta hade i sin tur betytt att REM inte genererar pålitliga resultat och man bör därav använda modellen FEM. (Gujarati, 2004, s. 651).

2.6 Modellspecifikation

Modellen vi använder oss av i studien ser ut som följande:

$$Y_{it} = \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \beta_4 X_{4it} + \beta_5 X_{5it} + \beta_6 X_{6it} + \beta_7 X_{7it} + \beta_8 X_{8it} + \beta_{10} X_{10it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Y = Medianskuldkvot

X_1 = Villapriser

X_2 = Medelålder

X_3 = Medelålder²

X_4 = Förvärvsinkomst

X_5 = Kommunal skattesats

X_6 = Färdigställda lägenheter

X_7 = Färdigställda hus

X_8 = Befolkningsmängd

X_9 = Utbildningsnivå gymnasium

X_{10} = Utbildningsnivå universitet

α_i = o-observerad individuell heterogenitet

ε_{it} = Fel-term

i = Kommun

t = År

I modellen ser vi att alla variabler, förutom α_i , varierar över tid. Detta är som tidigare beskrivet, för att de kommunspezifika egenskaperna inom modellen hålls konstanta. Alla variabler som inkluderats i modellen kommer nu att förklaras.

Medianskuldkvoten

Vår beroende variabel visar medianskuldkvoten för Sveriges hushåll⁴ på kommunal nivå. Skuldkvoten har valts framför andra mått eftersom detta nyckeltal används som riskmått i ekonomiska rapporter av bl.a. Finansinspektionen, Konjunkturinstitutet och Riksbanken. Data har samlats in från Riksbanken och innehåller kommunal aggregerad statistik för tre miljoner individer fördelade på två miljoner hushåll. Data gäller för perioden 2010–2015 i alla Sveriges 290 kommuner och visar både median- samt medelvärden för hushållens skuldkvot (Riksbanken, 2016). Hushållsnivå har valts framför individnivå då detta mått används i större utsträckning i studier relaterade till skuldsättning, både nationellt och internationellt. Vidare kan det nämnas att van Santen och Ölcer (2016) får likartade kvalitativa resultat oberoende om de studerar för individ- eller hushållsnivå. Riksbanken beräknar skuldkvoten på följande sätt:

$$\text{Skuldkvot} = \frac{\text{Total skuld exkl. studielån}}{\text{Disponibel årsinkomst}} \quad (2)$$

Medelskuldkvoten är känslig för extremvärden, både genom skuldsättning och inkomst enligt skuldkvotens ekvation (2). Den nationella skuldkvoten skiljer sig även kraftigt beroende på val av mått. Det högsta värdet 2015 för median- samt medelskuldkvoten är 430 % respektive 512 %. Vi har utfört våra tester både med median- samt medelvärden för vår beroende variabel där vi kunde konstatera en högre förklaringsgrad samt fler⁵ signifikanta variabler för medianskuldkvoten. Utifrån detta har medianvärden valts i vår studie. Resultat för den skattade regressionen med skuldkvoten mätt i medelvärde redovisas i Appendix 7.1.

⁴ En eller flera individer som delar adress och lån (van Santen & Ölcer, 2016).

⁵ Medianskuldkvoten genererade sex signifikanta variabler och medelskuldkvoten tre, vid nivå $p = 0,000$.

Villapriser

Denna oberoende variabel mäter medelvärdet (tkr) för en villas köpeskillning, alltså det pris som villan såldes för vid försäljning. Data är tagen från Statistiska Centralbyrån och gäller för alla Sveriges kommuner under perioden 2010–2015 (SCB, 2017a). Anledningen till att medelvärde valts i studien är på grund av att medianvärde inte fanns tillgängligt. Noterbart är att eftersom vi använder oss av medelvärde så fångas alla extremvärden upp inom variabeln och huspriserna fluktuerar kraftigt både mellan och inom kommuner (Svensk Mäklarstatistik, 2017). För år 2015 kan vi observera lägsta samt högsta medelpris i kommunerna på 307 000 kr respektive 10 182 000 kr. Önskvärt hade varit att även inkludera priser för lägenheter i studien, men på grund av databrist har inte detta varit möjligt. Kvadratmeterpriset för lägenheter har sedan 2010 i Sverige stigit med över 50 % jämfört med medelköpeskillningen för villor som har stigit med 27 % (ibid.) Då värden för lägenheter exkluderas finns potentiell risk att effekten för variabeln kommer att underskatta den verkliga effekt som bostadspriser har på hushållens skuldsättning.

Enligt Debelle (2004) känner hushållen sig rikare när huspriserna ökar och denna tillgångsökning resulterar sig i att hushållen har större möjligheter för att få beviljade krediter. Vidare menar författaren också att det potentiellt kan leda till att hushållen i högre grad använder krediter för ökad konsumtion. Dynan och Kohn (2007) menar samtidigt, som tidigare nämnt i sin huvudslutsats, att stigande bostadspriser är en av två avgörande faktorer som bidragit till hushållens ökade skuldsättning. Det finns flera olika orsaker kopplade till stigande huspriser som kan leda till högre skuldsättning hos hushållen. En av dessa är att hushållen känner sig rikare, vilket Debelle (2004) nämner ovan. Hushållen kan även öka sin belåning vid stigande huspriser då de ser vinstmöjligheter i fastigheter och liknande tillgångar och belånar sig för att ta del av framtida vinster (Dynan och Kohn, 2007). Det bakomliggande motivet är att vid ett senare tillfälle sälja fastigheten och att de ökade tillgångsvärdet överstiger kostnaden av belåningen. Eftersom räntorna är låga blir kostnaden för lån låga och därför hoppas man kunna köpa fastigheter och sedan kunna sälja dem till ett högre pris. Konjunkturinstitutet (2015) menar att det finns en hög empirisk korrelation mellan huspriser och hushållens skuldkvotsutveckling. En ökning i huspriser med 6 % för OECD-länderna är associerade med 10 % ökning i skuldsättning för hushållen (IMF, 2011). Detta betyder att om inkomsterna inte stiger i samma takt så ökar skuldkvoten i samma riktning som hushållens skuldsättning. Vi förväntar oss en positiv effekt där stigande huspriser ökar skuldkvoten.

Medelålder

Denna oberoende variabel består av alla folkbokförda individer i en kommun i alla åldrar där medelvärdet sedan beräknats. För år 2015 kan det observeras kraftigt varierad medelålder mellan Sveriges kommuner, där lägsta samt högsta medelålder är 36,7 år respektive 49,4 år. Denna differens på 13 år ger underlag att undersöka de regionala förhållandena mellan ålder och skuldkvot och huruvida det påverkar skuldkvoten för hushållen. Data är tagen från Statistiska Centralbyrån och gäller för alla Sveriges 290 kommuner under perioden 2010–2015 (SCB, 2017b).

Debelle (2004) visar med hjälp av livscykelmodellen hur skuldkvoten förändras för ett hushåll under livets gång. Enligt författaren har de unga hushållen en relativt låg skuldsättning i absoluta tal, även fast den kan vara väldigt hög i relation till lönen. Detta förhållande förklaras av Debelle genom att individen hyr en bostad de första arbetsföra åren på grund av budgetrestriktioner. Vid runt 30 års ålder köps en bostad med hjälp av lån, lånet antas löpa i cirka 30 år och när hushållet är pensionerat är lånet fullt amorterat. Ett hushåll antas inte heller uppta nya lån under livets gång. Samma förklaring för livscykelmodellen beskrivs av Dynan och Kohn (2007) samt Barnes och Young (2003).

Livscykelns mönster för skuldsättning är uppenbart enligt Crook (2003) där alla observerade länder visade samma resultat för åldern. Hushållens andel skuld i förhållande till inkomst ökar med åldern, för att nå en maximipunkt, för att därefter minska. Vid jämförande länder emellan skiljer det sig dock när denna maximipunkt inträffar. Kanada har yngst hushåll vid maximal skuldkvot, efterföljt av USA. Därefter följer Italien, Nederländerna och Japan. Även lutningen på kurvan kan skilja sig länder emellan (ibid.).

Vi förväntar oss enligt livscykelmodellen ett kvadratisk förhållande för åldern och skuldkvoten där den ökar kraftigt i tidig ålder, för att därefter minska. På grund av detta förhållande har variabeln medelålder även inkluderats i kvadratisk form som oberoende variabel i modellen. Förväntningarna är att koefficienten för variabeln medelålder är positiv, medan den kvadratiske termens koefficient är negativ.

Kommunal skattesats

Skattesatsen på kommunal nivå inkluderar både kommunal- och landstingsskatt. Data är tagen från Statistiska Centralbyrån och gäller för alla Sveriges kommuner under perioden 2010–2015. Sveriges kommuner skiljer sig kraftigt i total kommunal skattesats. För år 2015 kan vi observera lägsta samt högsta skattesats på 29,19 % respektive 34,7 % (SCB, 2017c). En ökning i kommunalskatten leder till en minskad disponibel inkomst. En sådan minskning leder enligt skuldkvotens ekvation (2) till en högre skuldkvot, ceteris paribus. Debelle (2004) menar att skattesystemet kan påverka hushållens skuldsättning, främst skatt relaterad till bostadsköp nämns påverka attraktiviteten att köpa kontra hyra en bostad. Vid höjda skatter minskar attraktiviteten till bostadsköp kontra hyra en bostad och en sådan effekt hade minskat hushållets skuldkvot, då bolån inte upptas. Bevis från Norden samt Storbritannien visade att minskade skatter relaterade till bostadsköp samt minskade marginalsatser signifikant ökade attraktiviteten att köpa bostad (ibid.) Även Finocchiaro et al. (2011) nämner skatteincitament som uppmuntring för hushållen att investera i bostäder. Tidigare forskning nämner alltså främst skatt relaterad till bostadsköp som en påverkande faktor för hushållens ökade skuldsättning. Denna studie kan inte inkludera en sådan variabel då den inte varierar mellan kommunerna, vilket är en förutsättning för vår ekonometriska modell. Vi förväntar oss enligt skuldkvotens ekvation (2) att skuldkvoten ökar ju lägre skattesatsen är, givet att belåningen är konstant. Detta negativa förhållande är i linje med den effekt observerad i tidigare forskning, dock antar vi att effekten härleds genom skuldkvotens ekvation (2) snarare än skatt relaterad till bostadsköp.

Förvärvsinkomst

Denna oberoende variabel mäter förvärvsinkomsten (tkr) i medianvärde för individer över 16 år i kommunen. Förvärvsinkomsten är summan av inkomst av tjänst och näringsverksamhet minskat med allmänna avdrag och förlustavdrag (SCB, 2017d). Disponibel inkomst, som används i skuldkvotens ekvation (2) har inte kunnat inkluderas på grund av datamässiga skäl. Data är tagen från Statistiska Centralbyrån och gäller för alla Sveriges kommuner under perioden 2010–2015 (SCB, 2017e). Vi vill med denna variabel fånga inkomstens effekt på graden av skuldsättning och huruvida skuldkvoten ökar eller minskar när inkomsterna blir högre. Vidare varierar inkomstnivåerna kraftigt i Sverige och för år 2015 kan vi observera lägsta samt högsta medianinkomst på 202 tkr respektive 332 tkr för kommunerna. Debelle (2004) menar att när inkomsten är låg kommer hushållen att belåna sig för att upprätthålla en likartad konsumtion. När inkomsten sedan stiger betalas det upptagna lånet av. Graden av skuldsättning tenderar enligt författaren att vara högre när framtida förväntade inkomster

förväntas vara högre. Denna relation nämns även av Dynan och Kohn (2007) samt Finocchiaro et al. (2011). Debelle (2004) finner att inom populationen för skuldsatta hushåll, observeras de högsta skuldkvotnivåerna bland de lägre inkomstnivåerna.

För de tre länder som Crook (2003) analyserade var skuldsättningen positivt monotont relaterad till inkomsterna där förhållandet var brantare för USA än Japan och Italien. Författaren hänvisar till ett flertal tidigare studier⁶ som alla visade att inkomsten signifikant påverkar nivån av skuld för USA och Italien. Dock varierade tecknet mellan författarna, där rimliga förklaringar för båda tecknen redovisas. Positivt tecken kan härstamma från att höga inkomster ökar efterfrågan på bostäder vilket kan öka belåningen för höginkomsthushåll jämfört med låginkomsthushåll. De sistnämnda är troligen inte i samma trygga arbetssituation vilket gör de mindre säkra om framtiden, som enligt Debelle (2004), Dynan och Kohn (2007) och Finocchiaro et al. (2011) minskar belåningen. Negativt tecken kan härstamma från att höginkomsthushållen använder mindre skuld i relation till sin inkomst för att finansiera bostäder och konsumtion (Crook, 2003). Förväntad effekt är därav svår att prediktera.

Färdigställda bostäder

Antalet färdigställda bostäder är uppdelade i två oberoende variabler. Dessa mäter totalt antal färdigställda flerbostadshus⁷ samt småhus⁸ för Sveriges alla 290 kommuner. Data är tagen från Statistiska Centralbyrån och gäller för perioden 2010–2015 (SCB, 2017f). Kvartalsvis statistik har summerats för åren och sammanställts. Vi kan observera att antalet färdigställda bostäder varierar kraftigt mellan kommunerna. IMF (2015) menar att en stor divergens för huspriserna existerar mellan storstadsområdena och de mindre orterna i Sverige. Detta talar för att lokala faktorer spelar roll för bostadsmarknaden, bl.a. antalet nybyggnationer. För många kommuner har det vissa år inte byggts några lägenheter alls, vilket medför att medianvärdet för denna statistik blir 0 för alla åren. Städer med kraftigt utbudsunderskott av bostäder upplever kraftiga husprisökningar. Sverige har en växande brist på bostäder, speciellt för de större städerna. Nybyggnationerna är sällan i fas med populationstillväxten. För Stockholm, Göteborg och Malmö var ökningen i färdigställda bostäder enbart en femtedel av befolkningsökningen

⁶ Magri (2002), Cox och Jappelli (1993), Crook (1996), Crook (2001), Duca och Rosenthal (1993), Gropp et al (1997), Fabri och Padula (2002).

⁷ Bostadshus med minst två våningar och tre bostadslägenheter, där lägenheter ligger ovanpå varandra (Boverket, 2016).

⁸ Villor, radhus, kedjehus och parhus (Boverket, 2016).

(Bokriskskommittén, 2014). Finocchiaro et al. (2011) menar att kombinationen med en kraftigt reglerad hyresmarknad och höga byggnadskostnader har bidragit till ett bristande bostadsutbud i storstadsområdena. Denna begränsade tillgång på bostäder menar författarna spelat stor roll för husprisernas utveckling samt hushållens ökade skuldsättning.

Även Geoff (1999) visar på detta nämnda förhållande där författaren menar att ett utbudsöverskott av bostäder tenderar leda till fallande huspriser och vice versa. Åtgärder presenteras av IMF (2015) där ökade nybyggnationer kan motverka den flaskhalseffekt som bostadsmarknaden upplever. Även uthyrningsmarknaden måste förbättras för att motverka problematiken på köpemarknaden. Detta för att dessa marknader är tätt sammanvävda med varandra. Vi förväntar oss enligt tidigare forskning att ett utbudsunderskott av bostäder leder till högre bostadspriser som i sin tur driver skuldkvoten. Effekten predikteras negativ för båda variablerna där ökat bostadsbyggande minskar hushållens skuldkvot genom att huspriserna minskar.

Befolkningsmängd

Denna oberoende variabel mäter totalt antal folkbokförda människor för Sveriges alla 290 kommuner. Data är tagen från Statistiska Centralbyrån och gäller för perioden 2010–2015 (SCB, 2017g). Variabeln inkluderas då vi vill undersöka huruvida populationens storlek i en kommun påverkar hushållens skuldkvotsnivå. Befolkningsmängden varierar kraftigt mellan kommunerna i Sverige. År 2015 har den minsta kommunen, sett till antal invånare, 2453 folkbokförda. Detta kan samma år ställas emot den största kommunen med 923 516 folkbokförda. De kommunerna med hög befolkningsmängd uppvisar också ofta hög skuldkvot. De mindre kommunerna kan både uppleva hög eller låg skuldkvot med varierande befolkningsmängd. Sällan nämns befolkningsmängden som en påverkande faktor för den ökade skuldsättningen. Dock nämner Capozza, Hendershott, Mack och Mayer (2002) att medianhuspriser korrelerar positivt med den totala populationens storlek. Författarna visar att en ökning i populationens tillväxttakt med 1 % leder till 1,5 % ökning i reala huspriser. Tidigare forskning nämner ofta huspriser som den största påverkande faktorn för ökad skuldsättning. Enligt Finocchiaro et al. (2011) påverkas jämviktspriser för bostäder av dess utbud. Vidare nämns det att bostadsbeståndet ökat i större grad än befolkningsmängden i Sverige. Detta skulle indikera att bostäder blivit en relativt sett mindre knapp resurs, vilket talar för ett lägre jämviktspris. Dock har storstadsregioner haft en betydligt större ökning i befolkningsmängden än bostadsbeståndet, vilket istället talar för ett högre jämviktspris. (ibid.). Vi förväntar oss en

positiv effekt där en ökad befolkningsmängd ökar hushållens skuldkvot. Detta under antagandet att befolkningsmängden ökat i större utsträckning än bostadsbeståndet i främst storstäderna och att detta resulterat i ett utbudsunderskott som i sin tur ökat bostadspriserna. Effekten i storstäderna antar vi vara så pass kraftig att vi för alla kommuner kan observera en positiv effekt för variabeln.

Utbildningsnivå

Två oberoende variabler används för att analysera utbildningens effekt på skuldkvoten. Den ena mäter andelen av befolkningen som genomgått universitetsutbildning (≥ 3 år) och den andra mäter andelen av befolkningen som genomgått gymnasieutbildning ($= 3$ år). Variablerna har beräknats i andelar där totalt antal individer med respektive högsta utbildningsnivå har dividerats med befolkningsmängden för den givna kommunen. Data är tagen från Statistiska Centralbyrån och avser individer i ålder 16–74 för alla Sveriges kommuner under perioden 2010–2015 (SCB 2017h).

Enligt Dynan och Kohn (2007) har de hushåll med en högre utbildningsgrad generellt sett en kraftigare lutning för skuldsättningen i livscykelmodellen. De yngre hushållen kommer således belåna sig mer vid hög utbildningsgrad. Den främsta anledning för detta nämns att denna grupp har en högre förväntad framtida inkomst. Författarna nämner vidare att en genomsnittlig ökning i utbildningsgraden för populationen kan tänkas öka de aggregerade skuldnivåerna. Studien visade att både total skuldsättning och skuldkvot är högst för de med högst utbildning. Crook (2003) visade att en högre utbildningsgrad ökar efterfrågan för lån. Efterfrågan på lån leder nödvändigtvis inte till högre skuldkvotsnivåer, men om högre utbildning exempelvis leder till högre kreditvärdighet så leder denna efterfråga rimligtvis till en högre belåning. Förhållandet mellan utbildningsgrad och efterfrågan för lån gällde för både USA och Italien. Crook (2003) nämner likt Dynan och Kohn (2007) att ökad förväntad framtida inkomst är en bakomliggande orsak till högre skuldsättning hos högutbildade individer. Utöver detta nämner författaren att en högre utbildning medför en tryggare anställning som i sin tur även kan öka efterfrågan på lån. Förväntad effekt baseras således på både ökad förväntad inkomst, en tryggare anställningssituation samt möjligheten att realisera sin efterfrågan för krediter. Detta antar vi ske främst för individer med universitetsutbildning. Effekten för utbildningsnivå universitet blir därmed positiv, samt negativ för utbildningsnivå gymnasium.

Nedanstående tabell 2.1 redovisar beskrivande statistik och ger en överblick över data som använts i studien. Medel- samt medianvärde gäller för hela Sverige och de övriga måtten har räknats ut genom att använda de värden som variabeln antar. Exempelvis visar förvärvsinkomsten nedan att medel- samt medianförvärvsinkomsten är 276 tkr respektive 252 tkr i Sverige 2015. Den kommunen med lägst medianförvärvsinkomst antar ett värde på 178 tkr och den högsta 293 tkr och standardavvikelsen är 20,1 tkr. Antalet observationer uppgår för varje variabel till 1740 eftersom vi har 290 kommuner under 6 år. För vidare beskrivande statistik för hela perioden, se Appendix 7.2.

Tabell 2.1: Beskrivande statistik

Observationer: 1740

VARIABEL	ÅR	MEDEL	MEDIAN	MIN	MAX	S_d
SKULDKVOT (%)	2010	324	233	92** 123*	409** 519*	0,68** 0,82*
	2015	338	262	86** 123*	430** 512*	0,81** 0,87*
FÖRVÄRVSSINKOMST (TKR)	2010	239	220	178**	293**	20,1**
	2015	276	252	202**	332**	24,7**
KOMMUNAL SKATTESATS (%)	2010	32,2	32,3	28,9	34,2	1,05
	2015	32,7	33,0	29,2	34,7	1,10
VILLAPRISER (TKR)	2010	2022	-	248*	6838*	1101*
	2015	2567	-	307*	10 182*	1479*
BEFOLKNINGSMÄNGD (TOTALT)	2010	32 467	15 282	2460	847 073	64 912
	2015	33 969	15 465	2453	923 516	70 159
MEDELÅLDER (INDIVID PER KOMMUN)	2010	43,0	43,3	36,4	48,9	2,57
	2015	43,4	43,6	36,5	49,6	2,63
FÄRDIGSTÄLLDA LGH. (ANTAL)	2010	36,6	0	0	3521	227,7
	2015	88,2	0	0	4632	333,3
FÄRDIGSTÄLLDA HUS (ANTAL)	2010	30,6	13	0	237	45,6
	2015	31,2	10	0	331	54,2
UTBILDNING GYMNASIUM (ANDEL AV BEF. MÄNGD)	2010	0,1599	0,1612	0,1151	0,1879	0,0107
	2015	0,1754	0,1773	0,1152	0,2084	0,0134

UTBILDNING UNIVERSITET (ANDEL AV BEF. MÄNGD)	2010	0,0935	0,0830	0,0461	0,2696	0,0381
	2015	0,1056	0,0936	0,0555	0,2873	0,0412

***Medianvärde *Medelvärde*

Nedanstående tabell redovisar de sammanställda förväntade effekterna för de oberoende variablerna. Som tidigare nämndes baseras detta på både tidigare forskning samt egna ställda förväntningar.

Tabell 2.2: Förväntade effekter

VARIABEL	FÖRVÄNTAD EFFEKT
VILLAPRISER	Positiv
MEDELÅLDER	Positiv
MEDELÅLDER²	Negativ
KOMMUNAL SKATTESATS	Negativ
FÖRVÄRVSINKOMST	Osäker
FÄRDIGSTÄLLDA LGH.	Negativ
FÄRDIGSTÄLLDA HUS	Negativ
UTBILDNINGSNIVÅ GYM.	Negativ
UTBILDNINGSNIVÅ UNI.	Positiv

3. Resultat

Följande kapitel presenterar resultatet från studiens skattade regression. Det första steget är att testa för multikolinjäritet, med anledning att identifiera variabler som korrelerar i sådan grad att de måste exkluderas från modellen. Därefter presenteras utfallet av Hausman-testet vilket avgör vilken av modellerna, REM och FEM som är bäst lämpad för denna studie. Avslutningsvis redovisas slutgiltig utförd regression.

3.1 VIF-test samt Hausman-test

VIF-test utförs för att undersöka eventuell multikolinjäritet för de oberoende variablerna. Ett VIF-värde över 10 indikerar att modellen påverkas negativt av att en eller flera variabler kraftigt korrelerar med varandra (Wooldridge, 2013, s. 96). För denna studie innebär ett VIF-värde över 10, att vissa variabler kan behöva exkluderas från vår modell.

Tabell 3.1: VIF-test

VARIABEL	VIF	1/VIF
VILLAPRISER	5,27	0,189922
MEDELÅLDER	2,30	0,434092
KOMMUNAL SKATTESATS	1,67	0,598082
FÖRVÄRVSINKOMST	3,50	0,285331
FÄRDIGSTÄLLDA LGH.	7,01	0,142674
FÄRDIGSTÄLLDA HUS	2,18	0,459374
BEFOLKNINGSMÄNGD	8,46	0,118192
ANDEL GYM.	1,46	0,684374
ANDEL UNI.	5,17	0,193256
MEDELVÄRDE VIF	4,11	

Som framgår av tabellen ovan, överstiger VIF-värdet inte 10 för någon av våra variabler. Detta betyder att ingen variabel behöver exkluderas. Vidare utförs nedan ett Hausman-test för att avgöra vilken av modellerna, FEM eller REM, som passar denna studie bäst. Som tidigare nämnt, visar ett Hausman-test om det existerar signifikanta skillnader mellan koefficienterna. Finns det signifikanta skillnader, innebär det att den individuella o-observerade heterogeniteten korrelerar med våra oberoende variabler. Följande hypotes testas:

H_0 : Inga signifikanta skillnader mellan koefficienterna.

H_a : Signifikanta skillnader mellan koefficienterna.

Följande test ger oss ett χ^2 -värde på 251,86 vid nivån $p = 0,000$. Genom att vi förkastar H_0 , fastställer vi att den individuella o-observerade heterogeniteten och de förklarande variablerna korrelerar. Med anledning av detta kan slutsatsen göras att modellen FEM är bäst lämpad för denna studie. Utfört Hausman-test redovisas i Appendix 7.3.

3.2 Regressionsresultat

Modellen som används för att skatta vår regression, presenterades i metoden och ställs upp på följande sätt:

$$Y_{it} = \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \beta_4 X_{4it} + \beta_5 X_{5it} + \beta_6 X_{6it} + \beta_7 X_{7it} + \beta_8 X_{8it} + \beta_9 X_{9it} + \beta_{10} X_{10it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Tabell 3.2: FEM exkl. tidsdummy

VARIABEL	FÖRVÄNTAD EFFEKT	KOEFFICIENT	P-VÄRDE
VILLAPRISER	Positiv	0,0000807*** (8,69e-06)	0,000 (9,29)
MEDELÅLDER	Positiv	0,4505953*** (0,094357)	0,000 (4,98)
MEDELÅLDER ²	Negativ	-0,0047452*** (0,001022)	0,000 (-4,64)
KOMMUNAL SKATTESATS	Negativ	-1,354815** (0,6227858)	0,030 (-2,18)
FÖRVÄRVSINKOMST	Osäker	0,0032097*** (0,0005427)	0,000 (5,91)
FÄRDIGSTÄLLDA LGH.	Negativ	0,0000556** (0,0000167)	0,001 (3,33)
FÄRDIGSTÄLLDA HUS	Negativ	-0,0000184 (0,000058)	0,752 (-0,32)
BEFOLKNINGSMÄNGD	Positiv	4,13e-07 (7,72e-07)	0,591 (0,54)
ANDEL GYM.	Negativ	-5,516936*** (0,5024675)	0,000 (-10,98)
ANDEL UNI.	Positiv	6,987018*** (0,9541905)	0,000 (7,32)
R-SQUARE WITHIN = 0,6198 R-SQUARE BETWEEN = 0,5333 R-SQUARE OVERALL = 0,5333		Observationer: 1740 Rho = 0,99089357 Prob>F = 0,000	

Signifikans: 1 %***, 5 %**, 10 %*

Enligt tabell 3.2 ovan, uppvisar åtta av tio variabler statistisk signifikans vid nivån 5 %. Variablerna färdigställda hus samt befolkningsmängd faller utanför signifikansnivån 10 % och kommer vidare inte kommenteras. Huspriser uppvisar en positiv koefficient på 0,0000828,

vilket betyder att om bostadspriserna ökar med en enhet (1 tkr), ökar medianskuldkvoten inom en kommun med 0,0000828 enheter. Eftersom skuldkvoten i vårt data-set är i decimalform så multipliceras koefficienterna med 100 för att få ut procentform. Även koefficienterna för ålder visade hög statistisk signifikans. I tabellen kan avläsas att för medelålder är koefficienten positiv och för medelålder² är koefficienten negativ. Kommunalskattens resultat visar att en högre skattesats resulterar i lägre skuldkvotnivåer. Vidare observeras att en ökad inkomstnivå genererar en högre skuldkvot. De två sista variablerna gällande utbildningsnivå visar att om andelen gymnasieutbildade ökar med en enhet, minskar medianskuldkvoten inom den givna kommunen med 5,53 enheter. Medianskuldkvoten ökar samtidigt med 6,99 enheter om andelen universitetsutbildning ökar med en enhet.

Modellens determinationskoefficienter benämns i tabellen 3.2 ovan som ”R-SQUARE”, visar hur mycket av variationen i den beroende variabeln som förklaras av de oberoende variablerna (Wooldridge, 2013, s. 38). I vårt fall förklaras variationen i skuldkvoten inom kommunerna av modellen till 61,98 %, samtidigt som variationen totalt i skuldkvoten förklaras till 53,33 %.

Tabell 3.3: FEM inkl. tidsdummy

VARIABEL	FÖRVÄNTAD EFFEKT	KOEFFICIENT	P-VÄRDE
VILLAPRISER	Positiv	0,0000828*** (9,08e-06)	0,000 (9,12)
MEDELÅLDER	Positiv	0,4219255*** (0,0915708)	0,000 (4,61)
MEDELÅLDER ²	Negativ	-0,0044151*** (0,0010333)	0,000 (-4,27)
KOMMUNAL SKATTESATS	Negativ	-0,6748864 (0,6227858)	0,318 (-1,00)
FÖRVÄRVSINKOMST	Osäker	0,0038129*** (0,0007164)	0,000 (5,32)
FÄRDIGSTÄLLDA LGH.	Negativ	0,0000545** (0,0000167)	0,001 (3,28)
FÄRDIGSTÄLLDA HUS	Negativ	-0,000027 (0,0000579)	0,640 (-0,47)
BEFOLKNINGSMÄNGD	Positiv	5,33e-07 (7,72e-07)	0,490 (0,69)
ANDEL GYM.	Negativ	-4,317463*** (0,5826807)	0,000 (-7,41)

ANDEL UNI.	Positiv	8,788224*** (1,031603)	0,000 (8,52)
2010	-	0,0649387** (0,0209469)	0,001 (3,10)
2011	-	0,043751** (0,017111)	0,011 (2,56)
2012	-	0,0380486*** (0,0123066)	0,002 (3,09)
2013	-	0,0233812*** (0,0082023)	0,004 (2,85)
2014	-	0,0030354 (0,0059616)	0,611 (0,51)

R-SQUARE WITHIN = 0,6257
R-SQUARE BETWEEN = 0,5568
R-SQUARE OVERALL = 0,5573

Observationer: 1740
Rho = 0,99089357
Prob>F = 0,000

*Signifikans: 1 %***, 5 %**, 10 %**

Ovanstående tabell 3.3 redovisar resultatet från regressionen där dummyvariabler för år inkluderats. År 2015 har utelämnats då testet kräver en kontrollvariabel. När dessa inkluderats, tappar variabeln kommunalskatt sin statistiska signifikans. Resterande variabler uppvisar samma signifikans, tecken samt likartade magnituder som i tidigare utförd regression. Alla år förutom 2014 är statistiskt signifikanta. Modellens determinationskoefficienter visar att variationen i skuldkvoten förklaras inom kommunerna 62,57 % och den totala variationen till 55,73 %.

4. Analys

I nedanstående kapitel analyseras resultatet, vilket diskuteras mot bakgrund i tidigare forskning. Fördjupad reflektion ämnas de variabler som avviker från förväntad effekt eller vilka som är av betydelse för studiens syfte och frågeställning. Slutligen, analyseras studiens metod.

Resultatet visade i likhet med Dynan och Kohn (2007) att högre huspriser leder till högre skuldkvotnivåer. Variabeln huspriser var högt statistiskt signifikant vilket tyder på en stark samvariation. Effekten var inte överraskande när en stor andel av den relaterade litteraturen unisont beskriver bostadsprisernas påverkan på likartat sätt. Lägenhetspriser har inte kunnat inkluderas av datamässiga skäl. Då lägenhetspriser kraftigt stigit sedan 2010, förmodar vi att en del av den verkliga effekten av bostadsprisutvecklingen går förlorad. Det kan alltså tänkas att en nedkyllning av bostadsmarknaden kan resultera i en stagnering av hushållens skuldutveckling.

Enligt Dynan och Kohn (2007) är stigande bostadspriser en av två avgörande faktorer för hushållens ökade skuldsättning. Författarna menar att den bakomliggande orsaken till denna effekt kan variera. Vid prisuppgångar kan hushållen känna sig mer förmögna genom att tillgångsvärdet ökat och denna effekt kan likställas med en ökad förmögenhet, vilket Dynan och Kohn (2007) menar ökar graden av belåning. Även Debelle (2004) argumenterar för detta samband men nämner vidare att ett ökat tillgångspris kan leda till minskade kreditrestriktioner. Enligt Debelle leder detta till att hushållen upptar nya lån ämnat för ökad konsumtion. Under antagandet att prisuppgångar på bostadsmarknaden resulterar att hushållen känner sig mer förmögna, kan riskerna för svensk hushållsekonomi vara potentiellt högre än förväntat. Ett flertal aktörer spekulerar i dagens marknadsläge om en eventuell bostadsbubbla och de hushåll som förlitar sin ekonomiska trygghet i sin bostad, kan tänkas drabbas extra hårt om en sådan bubbla spricker.

Med stigande bostadspriser kan även framtida finansiella möjligheter ses som en möjlig påverkande faktor (Dynan & Kohn, 2007). Hushåll som bevittnar lönsamma bostadsaffärer kan tänkas belåna sig för att investera i likartade tillgångar. Detta för att ta del av potentiella framtida vinster (ibid.). Sådana spekulationer ökar efterfrågan på bostäder och pressar således priserna uppåt. Det kan nämnas att hushållen rimligtvis inte ägnar sig åt spekulativa

bostadsaffärer i någon större utsträckning. Det skulle dock kunna leda till att hushåll som varit osäkra till bostadsköp nu tar steget att köpa en.

Det är troligt att alla ovanstående scenarier stämmer, i viss mån, för de svenska hushållen. Det är därav väldigt svårt för beslutsfattare att bedöma exakt kausalitet. Resultatet i studien går i tydlig linje med de presenterade från tidigare forskning. Utmaningen är att lyckas identifiera det kausala sambandet hur skuldkvoten påverkas av stigande huspriser. Exakt hur effekten rör sig är svårt att avgöra men det kan tänkas vara av högsta relevans för beslutsfattare vid försök att stävja hushållens ökade skuldsättning.

Livscykelmodellens mönster för hushållens skuldsättning beskrivs på samma sätt av författarna Debelle (2004), Dynan och Kohn (2007), Crook (2003) samt Barnes och Young (2003). Enligt denna modell ökar skuldsättningen kraftigt i tidig ålder för att därefter avta med tiden. Detta i ett kvadratisk förhållande. Resultatet bekräftade det förväntade kvadratiske sambandet och denna modell är enkel att förstå. Köp av första bostad sker vanligtvis i relativt ung ålder och för att finansiera köpet krävs oftast ett stort lån. Därefter amorteras lånet och det totala lånebeloppet minskar med tiden. Det finns samtidigt flera påverkande faktorer som kan förändras över tid, exempelvis kan det antas att lönen ökar med tiden, vilket leder till minskade skuldkvotnivåer, ceteris paribus. Effekten av åldern inkluderar alltså tidstypiska aspekter som även dessa påverkar skuldkvotnivåerna.

Förvärvsinkomsten visade en positiv effekt samt hög statistisk signifikans och detta är intressant eftersom vi på förhand inte kunde avgöra förväntad effekt. Som vi presenterade i tidigare forskning finns det flertalet argument för både en positiv som negativ effekt. Enligt Crook (2003) är effekten för denna variabel svår att prediktera eftersom rimliga förklaringar kan ges för både positiva samt negativa effekter. Vidare varnar författaren för potentiell endogenitet då inkomstnivåerna lätt kan korrelera med andra variabler. Gemensamt för både utbildning och ålder är att tydliga kopplingar kan dras till högre inkomst och vi antar att detta kan vara en potentiell risk för denna studie och dess resultat. Trots genomfört VIF-test kan det därför vara svårt att utläsa och tolka koefficientens värde likt en tydlig effekt. Crook (2003) ger kritik till ett flertal tidigare studier där denna variabel analyserats felaktigt och haft tydliga korrelationsproblem.

En positiv koefficient för inkomsten härleds av Crook (2003) från att högre inkomster leder till en ökad efterfrågan på bostäder. Om detta är sant och att hushåll med högre inkomst skapar en högre efterfrågan på bostäder, indikerar det att inkomsten kan ha en direkt påverkan på bostadspriserna, och även en indirekt effekt på skuldkvoten. Denna diskussion stärks ytterligare när man ser till resultatet för utbildningsnivån. De kommunerna med en stor andel universitetsutbildade invånare uppvisar en hög skuldkvot. På likartat sätt, uppvisar de individer med gymnasial utbildning lägre skuldkvotnivåer i kommunerna. Detta är intressant eftersom vi kan se ett genomgående mönster gällande inkomst, utbildningsnivå och bostäder. Hög utbildning leder i många fall till högre inkomst, om detta i sin tur stärker efterfrågan på bostäder så framställs ett tydligt samband kring orsakerna för skuldkvoten. Bryter man ner detta till kommunnivå så indikerar resultatet att kommuner med högre inkomster samt där utbildningsgraden för invånarna är hög, också uppvisar höga skuldkvotnivåer. Detta speglar verkligheten, eftersom de allra högsta skuldkvotnivåerna observeras i storstäderna där både löner och utbildningsnivå är i genomsnitt högre.

För färdigställda bostäder observerades enbart statistisk signifikans för variabeln färdigställda lägenheter. Resultatet visade en positiv effekt vilket indikerar att skuldkvoten ökar ju fler lägenheter som färdigställs. Om höga skuldkvotnivåer anses vara en potentiell risk för vår nationella ekonomi, betyder alltså utfallet att man bör sluta producera lägenheter. Detta är ett intressant resultat, men givetvis inte rimligt. Vi misstänker att resultatets utfall beror på att antalet färdigställda lägenheter understigit efterfrågan på bostäder. Även fast dessa ökat sedan 2010, antar vi att efterfrågan ökat mer. Även datamässiga skäl kan problematisera tolkning av denna variabel då det i genomsnitt producerades 43 lägenheter per kommun år 2010. Våra förväntningar baserades på antagandet att ett utbudsöverskott av bostäder tenderar leda till fallande huspriser och vice versa.

Från vårt resultat så tappade den kommunala skattesatsen sin signifikans när dummyvariablerna för tid inkluderades. Det indikerar att effekten vi såg i tabell 3.2 egentligen visade sig vara en tidstypisk effekt som inte är observerbar. Från resultatet kan vi också se att tiden faktiskt haft en tydlig påverkan gentemot skuldkvoten i kommunerna. Man kan såklart spekulera i vad, det skulle exempelvis kunna vara globala oroligheter eller förändringar inom den svenska politiken. Eftersom variablerna mäter effekter som inte går att observera så är det endast spekulativt, dock förbättrar dummyvariablerna modellen samt förbättrar estimaten för våra förklarande variabler.

Gällande modellen i studien finns ett potentiellt problem. I skuldkvotsekvationen finns disponibel inkomst och i våra oberoende variabler finns förvärvsinkomst. Vi var här oroliga att eventuell korrelation mellan den beroende variabeln och förvärvsinkomsten kunde innebära problem för våra estimat. Ett annat möjligt problem skulle kunna vara att eftersom den beroende variabeln innehåller en form av inkomstmått, så skulle förvärvsinkomsten förklara nästan all variation i skuldkvoten. För att kontrollera för detta räknade vi ut både korrelationskoefficienten mellan variablerna, vilket kan ses i Appendix 7.4, och testade att skatta regressionen med endast förvärvsinkomsten som oberoende variabel, se Appendix 7.5. Vi testade också att skatta en regression där vi exkluderade förvärvsinkomsten för att på så sätt undersöka om våra estimat förändrades något, se Appendix 7.6. Korrelation mellan variablerna finns, men för båda de skattade regressionerna minskar determinationskoefficienterna samtidigt som koefficienterna förändras marginellt, därför väljer vi att använda oss av förvärvsinkomsten som oberoende variabel.

Avslutningsvis inkluderar denna studie inte tester för resultatets validitet. Det finns en potentiell risk att det föreligger heteroskedasticitet, endogenitet och autokorrelation, vilket kan göra resultaten svårtolkade och i värsta fall felaktiga. Det kan dock antas att de effekter som är i linje med tidigare forskning är plausibla, även för Sveriges kommuner.

5. Slutsats

Denna studie har i syfte att undersöka vilka bakomliggande faktorer som ligger till grund för de svenska hushållens ökade skuldkvotsnivåer med hänseende till Sveriges kommunala skillnader. Frågeställningen besvarades, genom att finna de utvalda påverkande variablerna i litteratur relaterad till skuldsättning. Metoden, med bakgrund i vår data, föranledde valet av modellen FEM. Denna modell tar hänsyn till kommunspecifika egenskaper genom att kombinera tidsserier med tvärsnittsdata.

Resultatet visade statistisk signifikans för sju förklarande variabler. I linje med tidigare forskning samt ställda förväntade effekter, var faktisk effekt likartad för huspriser, ålder samt utbildningsnivån. Antalet färdigställda lägenheter samt inkomstnivån visade motsatt faktisk effekt, gentemot den förväntade. För den förstnämnda variabeln berodde detta potentiellt på en underliggande efterfrågan som översteg nybyggnationerna. Inkomsten, vilken är en svårtolkad variabel uppvisade en positiv samvariation.

Efter genomförd studie kan vi se ett tydligt samband där både inkomstnivåer och bostadspriser agerar en central roll för hur skuldkvoten i Sveriges kommuner ser ut. Från resultatet ser vi tydliga tendenser på att kommuner med höga inkomster och hög utbildningsnivå uppvisar högre skuldkvotsnivåer. Detta speglar verkligheten där kommuner med höga värden för dessa variabler också uppvisar högst skuldkvotsnivåer. Gällande färdigställandet av bostäder visar resultatet en positiv samvariation med skuldkvoten. Denna effekt misstänker vi är missvisande och bedömer att volymen byggda bostäder gentemot efterfrågan är för liten för att fånga den sanna effekten.

Sammanfattningsvis redovisar denna studie på kommunal nivå, likartade resultat som tidigare fastställts på nationell nivå. Bostadsmarknaden har en avgörande roll för dagens skuldkvotsnivåer. Många av de inkluderade variablerna kopplas direkt till bostadsmarknaden, medan andra har en indirekt koppling. I vilken grad och på vilket sätt de agerar gentemot skuldkvoten är svårt att avgöra. Det kan nämnas, att vid förekomst av för hög korrelation eller heteroskedasticitet kan estimaten bli felaktiga. Detta är något studien inte testat och som måste tas i beaktande vid utvärdering av resultat.

5.1 Vidare forskning

Restriktioner i data begränsade tidsintervallet för vald period. Ett längre tidsspann hade möjliggjort mer tillförlitliga och precisa resultat. Önskvärt för framtida forskning är då att inkludera flera år i regressionen. Finansinspektionen införde 2016 ett amorteringskrav i syfte att motverka ökad skuldsättning för hushållen och inkludering av dummyvariabler hade kunnat utvärdera effekten av sådana åtgärder samt undersöka dess eventuella inbromsande effekt på hushållens skuldökning. Vidare kan det tänkas att potentiellt inkludera variabler som vi exkluderat av ekonometriska skäl. Det hade exempelvis kunnat vara intressant att undersöka effekter från exempelvis ränta och fastighetsskatt. Denna studie väcker främst funderingar gällande hur de kausala sambanden ser ut för de oberoende variablerna. Motverkande åtgärder kan tänkas fungera mest effektivt när kausaliteten identifierats. Fördjupning kring effekternas betydelse samt att finna deras kausala effekt, anser vi vara av största betydelse för beslutsfattare när motverkande åtgärder för hög skuldsättning planeras eller införs.

6. Källförteckning

Andersson, K. (2012). *Swedbank lyfter efter FI:s nya bolånekrav.* Svenska Dagbladet, 26 november. <https://www.svd.se/swedbank-lyfter-efter-fis-nya-bolane krav> [Hämtad 2017-05-05]

Barnes, S., & Young, G. (2003). *The rise in US household debt: assessing its causes and sustainability.* (Working Paper No. 206). London: Bank of England.

Bokriskommittén. (2014). *A Functioning Housing Market – A Reform Agenda.* (Rapport juni 2014). Stockholm: Bokriskommittén.
http://www.bokriskommitten.se/wp-content/uploads/2014/09/Bokriskommitten_eng_web.pdf [Hämtad 2017-04-13]

Boverket. (2016). *Upplåtelseformer och boendeformer i Sverige.*
<http://www.boverket.se/sv/samhallsplanering/bostadsplanering/bostadsmarknaden/bostadsbes tandet-i-sverige/upplattelseformer/> [Hämtad 2017-03-24]

Brown, S., & Taylor, K. (2008). Household debt and financial assets: evidence from Germany, Great Britain and the USA. *Statistics in Society Series A, Vol. 171, part 3, pp. 615–643.*

Capozza, D.R., Hendershott, P.H., Mack, C., & Mayer, C.J. (2002). *Determinants of Real House Price Dynamics.* (Working Paper No. 9262). Cambridge: National Bureau of Economic Research.

Crook, J. (2003). *The Demand and Supply for Household Debt: A Cross Country Comparison.* (Credit Research Centre Working Paper No. 1). Edinburgh: University of Edinburgh.

Debelle, G. (2004). *Macroeconomic implications of rising household debt.* (BIS Working Paper No. 153). Basel: Bank for International Settlements.

Dynan, K., & Kohn, D. (2007). *The Rise in U.S. Household Indebtedness: Causes and Consequences.* (Finance and Economics Discussion Series 2007–37). Washington, D.C.: Federal Reserve Board.

Finansinspektionen. (2017). *Den svenska bolånemarknaden.* (Rapport 17-5096). Stockholm: Finansinspektionen.
http://www.fi.se/contentassets/2a4665e04627420880e4af1c771a11fe/bolan_2017ny3.pdf [Hämtad 2017-05-04]

Finocchiaro, D., Nilsson, C., Nyberg, D., & Sultanaeva, A. (2011). *Hushållens skuldsättning, bostadspriserna och makroekonomin: en genomgång av litteraturen.* Stockholm: Riksbanken.
http://www.riksbank.se/Upload/Dokument_riksbank/Kat_publicerat/Artiklar_PV/2011/pv_2011_1_Finocchiaro_Nilsson_Nyberg_Sultanaeva.pdf [Hämtad 2017-04-07]

- Forsberg, B. (2017).** *Stefan Ingves: "Vi måste ta kostnaden nu för att undvika en bolånekrasch"*. Dagens Nyheter, 27 juni.
<http://www.dn.se/ekonomi/stefan-ingves-vi-maste-ta-kostnaden-nu-for-att-undvika-en-bolaneckrasch/?forceScript=1&variantType=large#receipt-page> [Hämtad 2017-07-10]
- Geoff, K. (1999).** *Modelling the demand and supply sides of the housing market: evidence from Ireland*. (Economic Modelling No. 16). Dublin: Central Bank of Ireland.
- Gerardi, K., Rosen, H.S., & Willen, P.S. (2010).** *The Impact of Deregulation and Financial Innovation on Consumers: The Case of the Mortgage Market*. (Journal of Finance vol. 65).
- Gujarati, D.N. (2004).** *Basic Econometric*, (4th ed.). New York: The McGraw-Hill Companies.
- Hill, R.C., Griffiths, W.E., & Lim, G.C. (2011).** *Principles of Econometrics*. (4th ed.). New York: John Wiley and Sons.
- Holmberg, J. (2016).** *Ingen avmattning på bolånemarknaden*. (Rapport 2016:21). Stockholm: Statistiska Centralbyrån.
http://www.scb.se/sv_/Hitta-statistik/Artiklar/Ingen-avmattning-pa-bolanemarknaden/
 [Hämtad 2017-04-05]
- IMF. (2011).** *Global Financial Stability Report*. (World Economic and Financial Survey, April 2011). Washington, D.C.: International Monetary Fund.
- IMF. (2015).** *Sweden – Selected Issues*. (IMF Country Report No. 15/330). Washington, D.C.: International Monetary Fund.
- Konjunkturinstitutet. (2015).** *Konjunkturläget mars 2015*. Stockholm: Konjunkturinstitutet.
<http://www.konj.se/download/18.577576981506a53b75ad720f/1445257549791/konjunkturlaget-mars-2015.pdf> [Hämtad 2017-04-27]
- Lusardi, A., & Tufano, P. (2009).** *Debt Literacy, Financial Experiences, and Overindebtedness*. (NBER Working Paper No. 1408). Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Mian, A., & Sufi, A. (2009).** *House prices, home equity-based borrowing and the U.S. household leverage crisis*. (NBER Working Paper No. 15283). Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Nasdaq. (2017).** *NASDAQ OMX Valueguard-KTH Housing Index Sweden*.
http://www.nasdaqomxnordic.com/index/historiska_kurser?Instrument=SE0003848852
 [Hämtad 2017-06-20]
- Oesterreichische Nationalbank. (2007).** *Monetary Policy & The Economy*. (Quarterly Review of Economic Policy No. 0031577). Vienna: Oesterreichische Nationalbank.
- Riksbanken. (2016).** *Sifferunderlag*. Stockholm: Riksbanken.
http://www.riksbank.se/Documents/Rapporter/Ekonomiska_kommentarer/2016/rap_ek_kom_nr5_sifferunderlag_161122_sve.xlsx [Hämtad 2017-03-10]

SCB. (2016). *Ändringar i kommunindelningen efter 1974.* Örebro: Statistiska Centralbyrån. https://www.scb.se/Grupp/Hitta_statistik/Regional%20statistik/Indelningar/_Dokument/kommunandringar.pdf [Hämtad 2017-03-25]

SCB. (2017a). *Försålda permanenta småhus efter region (kommun, län, riket) och fastighetstyp. År 1981–2016.* Stockholm: Statistiska Centralbyrån. http://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_BO_BO0501_BO0501B/FastprisSHRegionAr/?rxid=ab01ead6-2c78-4d64-96c4-9fb07ca80319 [Hämtad 2017-03-12]

SCB. (2017b). *Befolkningens medelålder efter region och kön. År 1998–2016.* Stockholm: Statistiska Centralbyrån. http://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_BE_BE0101_BE0101B/BefolkningMedelAlder/?rxid=1c102d38-4f7c-4571-9c29-8f03d16fd391# [Hämtad 2017-03-12]

SCB. (2017c). *Kommunalskatteuppgifter efter region. År 2000–2017.* Stockholm: Statistiska Centralbyrån. http://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_OE_OE0101/Kommunalskatte r2000/?rxid=faf2d543-97ca-4e9c-9d56-0ae8dcc29a31# [Hämtad 2017-03-12]

SCB. (2017d). *Fastställd förvärvsinkomst 2015.* Stockholm: Statistiska Centralbyrån. <http://www.scb.se/hitta-statistik/statistik-efter-amne/hushallens-ekonomi/inkomster-och-inkomstfordelning/inkomster-och-skatter/pong/tabell-och-diagram/skatter--riket/faststalld-forvarvsinkomst/> [Hämtad 2017-03-13]

SCB. (2017e). *Sammanräknad förvärvsinkomst för boende i Sverige hela året (antal personer, medel och medianinkomst samt totalsumma) efter region, kön, ålder och inkomstklass. År 1999 – 2015.* Stockholm: Statistiska Centralbyrån. http://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_HE_HE0110_HE0110A/SamForvInk1/table/tableViewLayout1/?rxid=2578c27d-2719-4271-842d-0d8a7a87c78a [Hämtad 2017-03-13]

SCB. (2017f). *Lägenheter i nybyggda hus efter region och hustyp. Kvartal 1975K1–2017K1.* Stockholm: Statistiska Centralbyrån. http://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_BO_BO0101_BO0101A/Lag-enhetNyKv16/?rxid=fc6bf4cf-fbe6-4768-83b6-2b96321e2863# [Hämtad 2017-03-14]

SCB. (2017g). *Folkmängden i Sveriges kommuner 1950–2016 enligt indelning 1 januari 2017.* Stockholm: Statistiska Centralbyrån. <http://www.scb.se/hitta-statistik/statistik-efter-amne/befolkning/befolkningens-sammansattning/befolkningsstatistik/> [Hämtad 2017-03-14]

SCB. (2017h). *Befolkning 16–74 år efter region, utbildningsnivå, ålder och kön. År 1985–2016.* Stockholm: Statistiska Centralbyrån. http://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_UF_UF0506/Utbildning/?rxid=f6b2912b-17d8-464e-9f44-e9599b75948d [Hämtad 2017-03-14]

Svensk Mäklarstatistik. (2017). *Bostadsstatistik från Sveriges mäklare.* <https://www.maklarstatistik.se/> [Hämtad 2017-03-20]

van Santen, P., & Ölcer, D. (2016). *Svenska hushållens skuldsättning – uppdatering för 2016.* (Ekonomisk kommentar 2016:5). Stockholm: Riksbanken.
http://www.riksbank.se/Documents/Rapporter/Ekonomiska_kommentarer/2016/rap_ek_kom_nr5_161122_sve.pdf [Hämtad 2017-03-09]

Wooldridge, J.M. (2013). *Introductory Econometrics: A Modern Approach.* (5th ed.). Mason, OH: South–Western, Cengage Learning.

7. Appendix

Appendix 7.1: Medelskuldkvot som beroende variabel

VARIABEL	KOEFFICIENT	P-VÄRDE
VILLAPRISER	0,0000849*** (9.52e-06)	0,000 (8,92)
MEDELÅLDER	-0,2217176** (0,0959898)	0,021 (-2,31)
MEDELÅLDER ²	0,0024526** (0,0010832)	0,024 (2,26)
KOMMUNAL SKATTESATS	0,8159416 (0,707778)	0,249 (1,15)
FÖRVÄRVSINKOMST	0,0028915*** (0,000751)	0,000 (3,85)
FÄRDIGSTÄLLDA LGH.	0,0000275 (0,0000174)	0,114 (1,58)
FÄRDIGSTÄLLDA HUS	0,0000473 (0,0000607)	0,435 (0,78)
BEFOLKNINGSMÄNGD	-1,33e-06 (8,09e-07)	0,101 (-1,64)
ANDEL GYM.	-0,6274461 (0,6107996)	0,304 (-1,03)
ANDEL UNI.	4,887944*** (1,081386)	0,000 (4,52)
2010	0,1129522 (0,0219578)	0,000 (5,14)
2011	0,068476 (0,0179368)	0,000 (3,82)
2012	0,0441468 (0,0129005)	0,001 (3,42)
2013	0,0340115 (0,0085982)	0,000 (3,96)
2014	0,0132968 (0,0062493)	0,034 (2,13)
R-SQUARE WITHIN = 0,3149 R-SQUARE BETWEEN = 0,6326 R-SQUARE OVERALL = 0,6295		Observationer: 1740 Rho = 0,99246049 Prob>F = 0,000

Signifikans: 1 %***, 5 %**, 10 %*

Appendix 7.2: Beskrivande statistik period 2010–2015

Observationer: 1740

VARIABEL	ÅR	MEDEL	MEDIAN	MIN	MAX	S_d
SKULDKVOT (%)	2010	324	233	92** 123*	409** 519*	0,683** 0,822*
	2011	323	237	89** 129*	407** 508*	0,707** 0,814*
	2012	325	243	85** 122*	413** 506*	0,740** 0,828*
	2013	331	249	85** 124*	429** 507*	0,775** 0,861*
	2014	333	254	78** 119*	429** 505*	0,798** 0,870*
	2015	338	262	86** 123*	430** 512*	0,814** 0,872*
FÖRVÄRVSINKOMST (TKR)	2010	239	212	178**	293**	20,14**
	2011	247	225	181**	299**	21,30**
	2012	244	234	191**	309**	22,07**
	2013	262	240	196**	319**	22,57**
	2014	269	245	197**	325**	23,816**
	2015	276	252	202**	332**	24,706**
KOMMUNAL SKATTESATS (%)	2010	32,16	32,29	28,89	34,17	1,051
	2011	32,17	32,33	28,89	34,17	1,059
	2012	32,27	32,42	28,89	34,32	1,078
	2013	32,47	32,65	28,89	34,52	1,127
	2014	32,63	32,78	29,19	34,7	1,105
	2015	32,74	32,95	29,19	34,7	1,101
VILLAPRISER (TKR)	2010	2022	-	248*	6838*	1101,3*
	2011	2050	-	262*	7061*	1123,7*
	2012	2102	-	274*	6842*	1114,4*
	2013	2235	-	294*	8816*	1234*

	2014	2364	-	260*	9355*	1342,5*
	2015	2567	-	307*	10 182*	1479*
BEFOLKNINGSMÄNGD (TOTALT)	2010	32 467	15 282	2460	847 073	64 912
	2011	32 699	15 243	2431	864 324	66 016
	2012	32 951	15 296	2421	881 235	67 112
	2013	33 258	15 282	2436	897 700	68 230
	2014	33 611	15 325	2451	911 989	69 275
	2015	33 969	15 465	2453	923 516	70 159
MEDELÅLDER (INDIVID PER KOMMUN)	2010	42,95	43,3	36,4	48,9	2,568
	2011	43,10	43,5	36,5	49,2	2,612
	2012	43,22	43,6	36,5	49,2	2,634
	2013	43,29	43,55	36,6	49,4	2,632
	2014	43,34	43,6	36,7	49,4	2,632
	2015	43,35	43,6	36,5	49,6	2,628
FÄRDIGSTÄLLDA LGH. (ANTAL)	2010	36,64	0	0	3521	227,67
	2011	43,40	0	0	3037	207,69
	2012	57,44	0	0	4210	283,95
	2013	71,25	0	0	3543	281,61
	2014	71,57	0	0	2964	239,66
	2015	88,16	0	0	4632	333,34
FÄRDIGSTÄLLDA HUS (ANTAL)	2010	30,60	13	0	237	45,604
	2011	25,78	9	0	300	43,398
	2012	32,19	12	0	379	49,660
	2013	29,52	10	0	273	45,500
	2014	29	9	0	345	48,634
	2015	31,17	10	0	331	54,213

UTBILDNINGSNIVÅ GYMNASIE (ANDEL AV BEF. MÄNGD)	2010	0,1599	0,1612	0,1151	0,1879	0,0107
	2011	0,1644	0,1652	0,1144	0,1926	0,0112
	2012	0,1684	0,1697	0,1157	0,1959	0,0117
	2013	0,1719	0,1731	0,1169	0,2018	0,0121
	2014	0,1740	0,1757	0,1154	0,2066	0,0128
	2015	0,1754	0,1773	0,1152	0,2084	0,0134
UTBILDNINGSNIVÅ UNIVERSITET (ANDEL AV BEF. MÄNGD)	2010	0,0935	0,0830	0,0461	0,2696	0,0381
	2011	0,0963	0,0854	0,0487	0,2756	0,0387
	2012	0,0987	0,0879	0,0493	0,2782	0,0394
	2013	0,1010	0,0899	0,0500	0,2805	0,0400
	2014	0,1034	0,0926	0,0519	0,2834	0,0406
	2015	0,1056	0,0936	0,0555	0,2873	0,0412

***Medianvärde *Medelvärde*

Appendix 7.3: Hausman-test

VARIABEL	FEM-KOEF.	REM-KOEF.	DIFFERENS
VILLAPRISER	0,0000828	0,0001138	-0,000031
MEDELÅLDER	0,4219255	-0,5315112	0,9532367
MEDELÅLDER ²	-0,0044151	0,0055932	-0,0100082
KOMMUNAL SKATTESATS	-0,6748864	-1,08522	0,4056357
FÖRVÄRVSINKOMST	0,0038129	0,0028404	0,0009725
FÄRDIGSTÄLLDA LGH.	0,0000545	4,19e-06	0,0000503
FÄRDIGSTÄLLDA HUS	-0,000027	0,0000538	-0,0000808
BEFOLKNINGSMÄNGD	5,33e-07	-3,59e-07	8,92e-07

ANDEL GYM.	-4,317463	1,65601	-5,973473
ANDEL UNI.	8,788224	7,86429	0,9239338
2010	0,0649387	0,1675732	-0,1026345
2011	0,043751	0,01102003	-0,0664493
2012	0,0380486	0,0758457	-0,0377971
2013	0,0233812	0,0556452	-0,032264
2014	0,0030354	0,250394	-0,022004
$\chi^2=2341,33$ PROB> $\chi^2=0,0000$			

Appendix 7.4: Korrelationsmatris förvärvsinkomst och medianskuldkvot

	FÖRVÄRVSSINKOMST	MEDIANSKULDKVOT
FÖRVÄRVSSINKOMST	1,0	
MEDIANSKULDKVOT	0,6962	1,0

Appendix 7.5: FEM med endast förvärvsinkomst

VARIABEL	KOEFFICIENT	P-VÄRDE
FÖRVÄRVSSINKOMST	0,0046116*** (0,001467)	0,000 (31,44)
R-SQUARE WITHIN = 0,4055 R-SQUARE BETWEEN = 0,5512 R-SQUARE OVERALL = 0,4848		Observationer: 1740 Rho = 0,99122346 Prob>F = 0,000

Signifikans: 1 %***, 5 %**, 10 %*

Appendix 7.6: FEM med förvärvsinkomst exkluderad

VARIABEL	KOEFFICIENT	P-VÄRDE
VILLAPRISER	0,0000952*** (8,43e-06)	0,000 (11,29)
MEDELÅLDER	0,5263771*** (0,090573)	0,000 (5,81)
MEDELÅLDER ²	-0,0055605*** (0,0010832)	0,000 (-5,43)

KOMMUNAL SKATTESATS	-0,7022483 (0,6201204)	0,258 (-1,13)
FÄRDIGSTÄLLDA LGH.	0,0000581 (0,0000169)	0,001 (3,44)
FÄRDIGSTÄLLDA HUS	-5,16e-06 (0,0000586)	0,930 (-0,09)
BEFOLKNINGSMÄNGD	-1,33e-06 (7,80e-07)	0,422 (-0,80)
ANDEL GYM.	-3,589305 (0,3869205)	0,000 (-9,28)
ANDEL UNI.	11,26392*** (0,6298771)	0,000 (17,88)

R-SQUARE WITHIN = 0,6105
R-SQUARE BETWEEN = 0,5040
R-SQUARE OVERALL = 0,5051

Signifikans: 1 %***, 5 %**, 10 %*

Observationer: 1740
Rho = 0,99051423
Prob>F = 0,000