



Effekten av makrotillsynsregleringar på bostadspriser

Klendeta Bivolaku, Anna Kurkinen

Kandidatuppsats Nationalekonomi, 15hp

Höstterminen 2020

Handledare: Elias Bengtsson

Institutionen för nationalekonomi med statistik

Handelshögskolan vid Göteborgs universitet

Abstract:

The aim of the thesis is to investigate the effect of implemented macroprudential tools after the financial crisis in 2008 on residential real estate prices. The aim is furthermore to compare the effect between different groups of macroprudential tools, specifically borrowing based measures and requirements on financial institutions' capital buffers. The sample used in this study is 30 European countries during the time period 2007-2018.

The study is conducted using a two-way fixed-effect panel data model with control variables. The model was implemented using stepwise regression. The results of the robust fixed-effects model show that an increase in borrowing based measures have a statistically significant impact on reducing the growth rate of real estate prices, both initially when the measures are implemented and in the following year. The results furthermore show that increases in borrowing based measures have a greater impact on the growth rate of real estate prices, than what increases in regulatory requirements on financial institutions' capital buffers have. Finally, the results are inconclusive regarding effects that increases in regulatory requirements on financial institutions' capital buffers have on the growth rate of real estate prices.

Innehållsförteckning

1. Introduktion.....	2
1.1 Bakgrund	2
1.2 Frågeställning.....	2
1.3 Syfte	4
2. Litteraturoversikt.....	4
2.1 Makrotillsynsregleringar	4
2.1.1 Effekten av generella makrotillsynsregleringar på bostadsprisutvecklingen	5
2.1.2 Effekten av marknads specifika makrotillsynsregleringar	6
2.1.3 Effekten av regleringar med fokus på bostads- och lånemarknaden.....	6
2.2 Hypoteser.....	7
3. Metod.....	7
3.1 Urval och datainsamling.....	7
3.2 Variabler	8
3.2.1 Beroende variabel	8
3.2.2 Intressevariabler.....	8
3.2.3 Kontrollvariabler	10
3.2.4 Förväntad riktning på variablerna.....	12
3.2.5 Valda variabler.....	12
3.3 Deskriptiv statistik.....	14
3.4 Modell.....	14
3.4.1 Paneldatamodeller	14
3.4.2 Hausman test för val mellan Fixed-effect och Random-effect modeller.....	16
3.4.3 F-test och Breusch-Pagan LM test.....	16
3.4.4 Möjliga felkällor i en regressionsmodell	17
4. Resultat	18
4.1 VIF-test och korrelation.....	18
4.2 Stegvis regression	19
4.3 Analys av den stegvisa regressionen.....	23
5. Diskussion och Sammanfattning.....	24

<i>Referenser</i>	26
6. <i>Appendix</i>	30

1. Introduktion

1.1 Bakgrund

Bostadsprisutvecklingen har varit ett aktuellt ämne i Sverige det senaste årtionde i samband med den markanta prisökningen och den ökande risken för prisbubbla på bostadsmarknaden. Hushållens skuldkvot har i takt med prisökningen ökat kraftigt och majoriteten av skuldsättningen består av bostadslån (Riksbanken 2015, Finansinspektionen 2019). Den höga skuldkvoten innebär en risk för den finansiella- och makroekonomiska stabiliteten i Sverige (Riksbanken 2017).

Prisutvecklingen varierar med konjunkturcykeln och det finns en stor variation i trenden för utvecklingen mellan EU-länder. Tyskland och Portugal har haft konstant låga priser i förhållande till den disponibla inkomsten, medan Belgien, Luxemburg och Sverige har uppvisat en oavbruten ökning i bostadspriserna. Värdering av bostäder (avkastning på ägande av bostad jämfört med värdet av hyreslägenhet) tyder på att bostäder i Luxemburg, Storbritannien och Sverige är övervärderade, medan Lettland, Portugal och Rumänien påvisar en undervärdering i bostadspriser (Philipponnet & Turrini 2017). Eftersom bostadsförmögenheten utgör en stor del av hushållens samlade förmögenhet leder eventuella prisfluktuationer på bostadsmarknaden till makroekonomiska effekter, då förändringar i bostadspriser leder till förändringar i hushållens spar- och konsumtionsmönster. En ökad efterfråga på bostäder kan däremot bidra till en ökad aktivitet i byggsektorn, vilket i sin tur stimulerar ekonomin (Lojschova m.fl. 2015). Bevakning av prisutvecklingen är av stor vikt, då prisförändringar ger en indikation på generella ekonomiska variationer över tid, men framförallt eftersom bostadsmarknaden kan drabbas av en prisbubbla vilket kan leda till en bredare finansiell kris (Philipponnet & Turrini 2017).

1.2 Frågeställning

Huspriser och de faktorer som inverkar på prisutvecklingen har studerats av ett flertal forskare och ur flera perspektiv. Prisutveckling påverkas av faktorer på både efterfråge- och utbudssidan.

Efterfrågan påverkas av förändringar i befolkningsmängd, där migration och befolkningsökning ökar efterfrågan på bostäder (Ottaviano 2006, Algieri 2013, Torstensen & Roszbach 2019). Även löneutveckling och inkomst per capita har ett positivt samband med

boprisernas utveckling (Ottaviano 2006, Algieri 2013, Lojschova m.fl. 2015), medan hög grad av arbetslöshet resulterar i lägre pris per kvadratmeter på bostäder (Grum m. fl. 2016). Ränteläget, inflation, regleringar av lånemarknaden inverkar på hushållens tillgång till lån samt lånekostnader. Låg ränta och låg reglering av lånemarknaden medför högre skuldsättning och ökad andel av befolkningen som väljer att äga sitt boende (Algieri 2013, Torstensen & Roszbach 2019, Lojschova m.fl. 2015), medan en hög inflation sannolikt ökar efterfrågan på bostäder (Algieri 2013). Även hyresmarknadens utformning, med reglering av hyrespriser samt tillgång på hyresrätter inverkar på efterfrågan på bostäder (Lojschova m.fl. 2015).

Utbudssidan påverkas främst av regleringar av byggsektorn och kostnader förknippade med nyproduktion (Lojschova m.fl. 2015, Torstensen & Roszbach 2019).

Även makroekonomiska regleringar, med syfte att minska risken för finansiella kriser, inverkar på prisutvecklingen (Vanderbussche m.fl. 2015). Efter finanskrisen 2008 introducerades en rad regleringar för att motverka finansiell instabilitet förorsakad av systemisk risk (Guibourg m.fl. 2015). Syftet med makrotillsyn är att minska de finansiella institutens individuella bidrag till systemiska risken, både genom krav på institutens kapitalbuffert och likviditet. Regleringar av institutens buffert infördes för att uppnå bättre motståndskraft vid en konjunkturedgång. Även mer specifika regleringar för utlåning av kapital infördes, med syfte att stävja kredittillväxt (Nordh Berntsson m.fl. 2012). Eftersom de ökade kapitalkraven medför ökade kostnader för de finansiella instituten, kan regleringarna leda till ökade kostnader för lån för privatpersoner och företag, och därmed även inverka på både efterfråge- och utbudssidan. (Guibourg m.fl. 2015)

I en studie utförd av Vanderbussche m.fl studerades förändringar i makrotillsyn på husprisutvecklingen i länder från Centrala, Östra och Sydöstra Europa. Vanderbussche m.fl. påvisade att regleringar har en signifikant dämpande effekt på husprisutvecklingen. De påvisade att en höjning av bankernas kapitalkrav resulterar i sjunkande huspriser på kort sikt. Även kontracykliska kapitalbuffert påvisades ha en liknande effekt i huspriser. (Vanderbussche m.fl. 2015)

I detta arbete avser vi undersöka hur graden av reglering inverkar på utvecklingen av bostadspriserna inom EU. Detta ämnas göras genom att undersöka hur de makrotillsynsregleringar som mest frekvent införts av EU:s medlemsländer efter finanskrisen 2008, inverkat på ländernas husprisindex. Följande forskningsfrågor har formulerats:

- I) Har de införda makrotillsynsregleringarna haft en effekt på husprisernas utveckling?
- II) Finns det en skillnad i effekt på husprisutvecklingen beroende på val av makrotillsynsreglering?

1.3 Syfte

Syftet med studien är att undersöka om de makrotillsynsregleringar som införts efter den senaste finanskrisen haft en effekt på bostadsprisernas utveckling, samt hur stor en eventuell effekt varit.

2. Litteraturöversikt

I detta avsnitt presenteras studieresultat beträffande effekten av införda makrotillsynsregleringar. De första avsnitten ger en övergripande beskrivning av regleringar som införts efter finanskrisen 2008 samt tidigare forskning beträffande vilken effekt dessa haft på bostadsprisernas utveckling. Därefter följer beskrivning av intresse- och kontrollvariablerna samt hur dessa operationaliserats. över vald statistisk metod samt beskrivning av data, samt tillvägagångssätt vid utformning och tolkning av modellen och resultat.

2.1 Makrotillsynsregleringar

Efter finanskrisen år 2008 implementerades Basel III. Basel III medförde nya verktyg för makrotillsyn med syfte att öka motståndskraften vid en ny finansiell kris. Regleringsverktygen övergick från att ha varit på mikronivå med fokus på de individuella finansiella institutens stabilitet till en makronivå med regleringar för att motverka och dämpa utvecklingen av systemisk risk (Hartmann 2015).

Regleringar på makronivå kan indelas i tre kategorier; generella regleringar, marknadsspecifika regleringar samt låntagarbaserade regleringar. De generella makrotillsynsregleringarna avser begränsa kredittillväxten genom krav på bankerna i form av kapitalkonserveringsbuffert (CCoB), kontracyklisk kapitalbuffert (CCyB) och systemisk riskbuffert (SRB) utöver det grundläggande kapitalkravet. Marknadsspecifika regleringar avser minska bankernas utsatthet vid eventuella kriser på bostadsmarknaden genom specifika riskvikter för bostadslån (RW) och

likviditetskrav. Regleringar baserade på låntagare kan både avses skydda de långivande instituten och låntagarna genom begränsningar på lånestorlek i förhållande till bostadsvärdet (LTV) samt olika former av lånebegränsningar i förhållande till låntagarens inkomst (LTI, DTI och DSTI). (Hartmann 2015)

Val av regleringstyp som implementerats har varierat beroende på ländernas grad av ekonomiska utveckling, växelkursregim samt vilken typ av sårbarhet som föreligger det finansiella systemet. Makrotillsyn kan introduceras med en enskild reglering eller som kombination av flera regleringar parallellt. Regleringarna kan vara av generell karaktär, med syfte att minska systemisk risk som helhet, eller mer specifika regleringar, med avsikt att stävja en mer specifik risk som exempelvis dämpa bostäders prisutveckling. Regleringarna kan introduceras som rekommendationer eller som lagstadgade krav, samt vara konstanta eller variera i enlighet med konjunkturykeln. Makrotillsyn kan även koordineras med finanspolitiska åtgärder för att uppnå ökad effekt. (Lim m. fl. 2011)

2.1.1 Effekten av generella makrotillsynsregleringar på bostadsprisutvecklingen

Effekten av ökade kapitalbuffert medför en ökad motståndskraft vid en eventuell finanskris, men leder samtidigt till högre kostnader för banker. Bankernas ökade kostnader riskerar föras över på kunderna, med ökade kostnader för lån som följd.

Akinci och Olmstead-Rumsey (2015) har studerat effekterna av ett ökat kapitalkrav och påvisat att ett högre kapitalkrav inverkar på bankens totala utlåning, men inte bostadslånen. Vidare, menade författarna, att ett ökat kapitalkrav påvisade även ha en inverkan på bostadspriserna.

Vid en studie, utförd i Storbritannien under perioden 1996 – 2007, undersöktes hur bankens kapitalkvot påverkas vid en förändring i kapitalkraven. Studien påvisar att förändringar i kapitalkraven har en effekt på bankernas kapitalkvot men att effekten inte är tillräcklig för att skydda banken vid en eventuell finanskris. (Francis och Osborne 2009, 2012)

Drehmann och Gambacorta (2012) gjorde en studie vars syfte var att undersöka bankernas kreditutbud i Spanien när förändringar i kapitalkravet införs. Författarna sammanfattar att införandet av kapitalkravet resulterar till 18 procent lägre kreditutbud. Vidare konstateras det att ökade kapitalkrav kan få effekter på bankernas utlåning men inte tillräckligt nog för att hålla

tillbaka kredittillväxten. (Riksbanken 2015). Vandenbussche m.fl. (2015) sammanfattar att ökade kapitalkrav och ökad kapitalbuffert kan dämpa husprisernas utvecklingstakt, och påvisade även att effekten av ökade kapitalkrav är som störst fyra kvartal efter att regleringen införts.

2.1.2 Effekten av marknadsspecifika makrotillsynsregleringar

Effekten av marknadsspecifika regleringar som riskvikter och likviditetskrav var svårt att hitta evidens för. En studie utförd av IMF undersökandes effekten av införda regleringar på kredittillväxt, belåningsgrad och husprisutveckling, utelämnar marknadsspecifika mått med hänvisning till begränsad tillgång på data (Cerutti 2017). Vandenbussche (2015) kunde inte påvisa att de marknadsspecifika riskvikter hade en signifikant effekt på husprisutvecklingen.

2.1.3 Effekten av regleringar med fokus på bostads- och lånemarknaden

En förändring i bolånetaket (LTV - Loan to Value) innebär att kvoten mellan lånevärdet och bostadens värde förändras. En sänkning av bolånetaket påverkar låntagarnas lånemöjligheter. Den minskade tillgången till lån leder till en värderings effekt, vilket spiller över på bostadspriserna. En studie utförd i Nya Zeeland visade att då bolånetaket minskades med 1 %, minskade husprisernas värde med 1,9 % (Funke m. fl. 2018). Ett skärpt bolånetak medför även att bostadsprisernas utvecklingstakt på sikt sänks. Ett striktare bolånetak medför även en förbättring av bankernas kapitalbuffert. (Ahuja & Nabar 2011)

Skuldkvotstak (LTI - Loan to Income) fångar sambandet mellan hushållens skuldsättningar och bruttoinkomsten. En sänkning av skuldkvotstaket innebär att hushållen måste sänka sin konsumtion av varor och bostadstjänster vilket gör det svårare för hushåll med låga inkomster att skuldsätta sig. McDonald (2015) utförde en studie med syfte att undersöka bolånens och bostadsprisernas tillväxttakt efter införandet av bostadslåne- och skuldkvotstak. McDonald konstaterade att båda regleringarna har en signifikant effekt på bolånens tillväxttakt.

Även Akinci och Olmstead-Rumsey (2015) sammanfattar att bolånetak och skuldkvotstak kan begränsa bolånens tillväxttakt. Vidare menar författarna att de regleringar som riktar sig specifikt gentemot bostadsmarknaden är mer effektiva för att begränsa prisinflation på bostadsmarknaden än ökade krav på bankernas likviditet och kapitalbuffert. Detta gäller särskilt i länder med utvecklad ekonomi där finansiella institut spelar en central roll.

Skuldtjänstknotstaket (DSTI - Debt servicing to income) fångar sambandet mellan hushållens totala lånekostnader och hushållens inkomst. En striktare skuldtjänstknot medför att hushållen minskar sin konsumtion av varor och bostadstjänster när skuldtjänstknotstaket sänks. De senaste studierna som har gjorts har kommit fram till den slutsatsen att bolånetak och inkomstbaserade lånetak har en signifikant effekt för att hålla tillbaka tillväxten av bolån, detta är även en förklaring till varför bolånetak och inkomstbaserade lånetak används oftast om man vill förhindra tillväxten av bolån. (Riksbanken 2015)

2.2 Hypoteser

Ovanstående litteraturgenomgång mynnar ut i följande hypoteser:

H₁: En ökning av låntagarbaserade regleringar sänker husprisutvecklingstakten

H₂: Ett ökat krav på bankernas kapitalbuffert sänker husprisutvecklingstakten på lång sikt

H₃: Effekten av låntagarbaserade regleringar på husprisutvecklingstakten är större än effekten av ökade krav på bankernas kapitalbuffert

3. Metod

I följande avsnitt ges en djupare beskrivning av urval och datainsamling, variabler, deskriptiv statistik för intresse- och kontrollvariablerna, samt val av modell. I enlighet med tidigare forskning (Vandenbussche 2015) avses inga interaktionsvariabler kontrolleras för i modellen.

3.1 Urval och datainsamling

Datamaterialet över makrotillsynsregleringar hämtas ur *European Systemic Risk Board* (ESRB) databas. ESRB etablerades 2010 med syfte att bevaka det finansiella systemet i Europa och har sedan dess utvecklat ett ramverk för makrotillsyn. ESRB:s databas innefattar samtliga länder som ingår i EU och/eller Schengen, med undantag för Schweiz. Medlemsländernas ansvariga myndigheterna rapporterar förändringar i regleringarna till ESRB, som sedan tillhandahåller informationen för offentligt bruk. Beräkning av regleringsintensiteten utförs i likhet med tidigare forskning (Bengtsson 2019).

Den första regleringen som registrerats i ESRB:s databas härstammar från 2002. Därefter följer registreringar från år 2007 och framåt, med en ökad frekvens av registreringar över tid.

Data över huspriser samt kontrollvariabler har hämtats Eurostat:s databas. Eurostat:s databas innehåller standardiserade data med hög kvalitet som fortlöpande samlas in från länder tillhörande EU/Schengen. För att motsvara regleringsdata hämtas data ur Eurostats databas från perioden 2006 till 2018. Ett bredare tidsintervall hade medfört ett ökat databortfall. Data som inhämtas utgörs av årliga medelvärden.

Eurostat:s databas saknar data för Island och Norge avseende det deflaterade husprisindexet. För dessa länder erhålls dock data över HPI samt inflation, vilka ligger till grund för imputerad data för det deflaterade husprisindexet ($HPI - \% \Delta HICP \approx \text{deflaterat HPI}$).

Eurostats databas saknar data över Norges, Estlands och Islands statsobligationer. För att minska bortfallet rekvideras data för dessa länder från andra källor. Data över Norges statsobligationerna, med en löptid på 10 år, har hämtats från den norska centralbanken (Norges Bank). Vare sig Estland eller Island tillhandahåller statsobligationer. Därför används årlig medelränta för lån med 10 års löptid för Estland (Eesti Pank). För Islands används den styrränta som Islands centralbank angett

3.2 Variabler

3.2.1 Beroende variabel

I enlighet med tidigare forskning (Algieri 2013) används data över reala huspriser (deflaterat HPI). Det reala husprisindexet baseras på årliga prisförändringen i existerande och nybyggda bostäder som köps av hushållen, korrigerat för inflationen. Deflaterat HPI innefattar marknadspriser för samtliga bostadsformer, förutom hus som uppförts av privatpersoner.

3.2.2 Intressevariabler

Vid extrahering av data över policyregleringar har ESRB:s databas legat som grund. Vid tvetydigheter har ytterligare information inhämtats från respektive lands reglerande institutionens hemsida. De policymått som samlas in för att besvara syftet med denna studie är

låntagarbaserade mått samt ökade kapitalkrav. De standardiserade miniminivåerna för bostadslånens riskvikter introducerades 2007 i enlighet med EU CRD IV. Eftersom vårt datamaterial sträcker sig från 2007 och framåt, samt inga registreringar över höjd gräns återfinns i databasen efter den initiala introduktionen, kommer inte riskvikterna ingå i analysen. En sammanfattning över de inkluderade regleringarna, samt beräkningen av intensiteten för dessa regleringar, redovisas i *tabell 1*.

För att beräkna intensiteten i bankernas kapitalkrav utgår vi från att samtliga länder möter minimikravet om 8 % kapital för riskviktade tillgångar. Därefter adderas nivåkrav för kapitalkonserveringsbuffert (CCoB), kontracyklisk kapitalbuffert (CCyB) och systemisk riskbuffert (SRB) till ett sammanfattande mått för kapitalkravet (CR). Intensiteten för kapitalkraven beräknas enligt formeln $\frac{CR-8}{8}$. Nivån på kapitalkravet är beroende av det finansiella institutets inflytande på ekonomin, där mer inflytelserika institut möter ett ökat kapitalkrav medan mindre institut möter en lägre nivå. Eftersom data endast är komplett för de mer inflytelserika instituten, används inom ramen för detta arbete den högre nivån för kapitalbuffert. Då de mer inflytelserika instituten sannolikt har större andelar på bolånemarknaden, medför detta val sannolikt inte till vidare brister vid analysen.

För LTV registreras den begränsning som möter den största andelen av låntagare för finansiering av primärt boende. För LTV anses 100 % vara den naturliga gränsen, där lånets storlek inte får överstiga bostadens värde. Intensiteten för LTV beräknas: $\frac{100-LTV}{100}$.

LTI och DTI (Loan to income och Debt to Income) behandlas inom ramen för detta arbete som ekvivalenta mått. Som stöd för detta argument är att Norge angett samma värde för dessa mått, däremot har övriga länder som använder något av dessa mått, endast rapporterat in en begränsning på ett av måtten. Bengtsson (2019) anger Norges värde om LTI på 500 % (5 årslöner) som basvärde, då detta är den mest avslappnade nivån som registreras inom det tidsintervall som undersökts. Däremot anger Tjeckien angett ett högre lånetak för DTI om 900 %, vilket inom ramen för detta arbete får utgöra basen. Intensiteten för LTI och DTI beräknas enligt: $\frac{5-LTI}{5}$.

För DSTI har den begränsning som möter majoriteten av låntagarna på marknaden registrerats, i likhet med de övriga måtten. Däremot har Bengtsson (2019) inte använt sig av detta mått i

sina beräkningar. För att beräkna intensiteten för DSTI används 80 % som basvärde, eftersom vi inte finner rapporteringar som tillåter lånekostnader som överskrider 80 % av den månatliga inkomsten. Intensiteten för DSTI beräknas således: $\frac{80-DSTI}{80}$.

Reglering av amorteringstakt (begränsning av löptid) beräknas enligt: $\frac{40-antal\ \text{år}}{40}$. I vissa fall har det angetts att tiden för lånet är beroende av låntagarens ålder. I dessa fall har den tidsbegränsning som övriga låntagare möter registrerats.

I ett fåtal fall har övriga krav på amortering införts. I dessa fall anges 0,25 då regleringen medfört ökad regleringsintensitet (inga avregleringar observerades, men ifall av avreglering hade -0,25 tillämpats).

För att begränsa antalet variabler skapas en kompositvariabel för de låntagarbaserade måtten (LTV, DSTI, DTI, LTI, amorteringstakt och amorteringskrav) där den sammanlagda intensiteten utgörs av summan av intensiteten för de enskilda regleringarna.

Tabell 1. Inkluderade regleringar samt uträkning av intensiteten av dessa

Reglering	Beräkning av intensiteten
Kapitalkrav, CR	$\frac{CR - 8}{8}$
Bolånetak, LTV	$\frac{100 - LTV}{100}$
Skultkvotstak, LTI	$\frac{5 - LTI}{5}$
Skuldtjänstkvottak, DSTI	$\frac{80 - DSTI}{80}$
Amorteringstakt	$\frac{40 - antal\ \text{år}}{40}$
Amorteringskrav	$\pm 0,25$

3.2.3 Kontrollvariabler

Valet av kontrollvariabler har utförts på basis av tidigare litteraturframställning. Tidigare forskning har påvisat att disponibel inkomst, inflation, befolkningstillväxt och migration, ränta

och arbetslöshet inverkar på bostädernas prisutveckling. Eftersom en studie utförd av IMF diskuterade en eventuell skillnad i effekten av införda regleringar beroende på landets växelkursregim (Poghosyan m. fl. 2019), har vi valt att även inkludera växelkursen som kontrollvariabler. Däremot har vi valt att bortse från produktionskostnader och regleringsgrad på produktionssidan, eftersom det fanns svårigheter med att hitta relevant data.

För att kontrollera för räntans inverkan på husprisutvecklingen anser Algieri (2013) främst att de långsiktiga räntorna inverkar på prisutvecklingen. Statsobligationer med en löptid om ca 10 år (LTGVB – Long Term Government Bond) används för att representera de långsiktiga räntenivåerna.

För att kontrollera för *inflationens* inverkan på bostadspriserna används konsumentprisindex (HICP – The harmonised Index of Consumer Prices). HICP bidrar till ett mått på förändringar i konsumentpriser nationer emellan. För att använda HICP som proxy för inflationen, har HICP med årlig procentuell förändring använts $\left(\frac{HICP_{t+1}}{HICP_t} - 1\right)$.

Som mått på inkomstnivåer används Eurostats mått för *disponibel bruttoinkomst* per kapita (GDI – Gross Disposable Income). GDI beskriver hushållens förmåga att investera i varor och tjänster samt spara för framtida behov, med hänsyn till rådande beskattning och sociala kostnader samt bidrag.

Eftersom både *migration* och *befolkningsökning* har påvisats inverka på bostadspriserna med en ökad efterfrågan, har vi valt att endast inkludera populationsförändring. Detta då förändringen i befolkningsmängd även inkluderar migrationen. Data över populationsstorlek hämtas samlas in av Eurostat på årlig basis och beskriver populationsstorleken i reella tal.

Data över graden av *arbetslöshet* från Eurostat anger ett årligt medelvärde över andelen inom arbetskraften i åldrarna 15 till 74 år som är arbetslösa.

Data över årlig genomsnitts växelkurs för ländernas valuta mot euron hämtas från Eurostats databas och transformeras till årlig procentuell förändring.

Utöver HICP transformeras även data för disponibel bruttoinkomst, befolkning och arbetslöshet till årlig procentuell förändring.

3.2.4 Förväntad riktning på variablerna

I *Tabell 2* ges en sammanfattning över kontroll- och intressevariablerna samt den riktningen på koefficienterna som kan förväntas vid förklaring av förändringar i huspriserna. I tabellen anges även den litteratur som förväntningarna baseras på.

Tabell 2. Förväntad riktning för variablerna

Oberoende variabel	Förväntad riktning	Referens
Långsiktig ränta, LTGVB	-	Algieri 2013
Disponibel inkomst, GDI	+	Ottaviano 2006, Algieri 2013, Lojschova m.fl. 2015
Inflation, HICP	+	Algieri 2013
Population, POP	+	Ottaviano 2006, Algieri 2013, Torstensen & Roszbach 2019
Arbetslöshet, UNEMP	-	Grum m. fl. 2016
Växelkurs, FX		
Låntagarbaserade Regleringar, BoBM	-	Vanderbussche m.fl. 2015
Kapitalkrav, CR	-	Vanderbussche m.fl. 2015

3.2.5 Valda variabler

För att kunna besvara forskningsfrågan i denna studie skapas initialt en linjär regressionsmodell där vi inkluderar den beroende variabeln, kontrollvariabler samt de två intressevariablerna. Eftersom effekten av införda regleringar påvisats kvarstå under en längre tidsperiod samt i vissa fall även vara som högst efter att en längre tid passerat (Vandenbussche 2015), inkluderas även två laggar för respektive intressevariabel. För att inkludera land-specifika egenskaper som är konstanta över tid tilläggs fixed-effects på landsnivå samt tid-dummies i modellen.

$$\begin{aligned} \Delta HPIdef_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta GDI_{i,t} + \beta_2 \Delta UNEMP_{i,t} + \beta_3 \Delta LTGVB_{i,t} + \beta_4 \Delta HICP_{i,t} + \beta_5 \Delta POP_{i,t} \\ & + \beta_6 \Delta FX_{i,t} + \beta_7 \Delta CR_{i,t} + \beta_8 \Delta CR_{i,t-1} + \beta_9 \Delta CR_{i,t-2} + \beta_{10} \Delta BOBOM_{i,t} \\ & + \beta_{11} \Delta BOBM_{i,t-1} + \beta_{12} \Delta BOBM_{i,t-2} + \mu_{i,t} \end{aligned}$$

i = respektive land

t = tidsperiod

Δ = årlig procentuell förändring

β_k = skattade koefficienter

μ = felterm

Modellen anger att den årliga procentuella förändringen i husprisindexet förklaras av förändringar i de låntagarbaserade regleringarna samt förändringar i kapitalkravet. Utöver förklaringsvariablerna förklaras huspriserna av årlig procentuell förändring i populationen, långsiktiga räntorna, inflationen, arbetslöshet, växelkursen samt disponibel inkomst. Ovanstående modell används för att undersöka förekomsten av multikolinjäritet, stationäritet och heteroskedasticitet.

3.3 Deskriptiv statistik

I *Tabell 3* presenteras deskriptiv statistik för kontroll- och intressevariablerna. Medelvärde, standardavvikelse, minimum, maximum samt antal observationer.

Tabell 3. Deskriptiv statistik över kontroll- och intressevariabler

Variabel	Beteckning	Medelvärde	Standard- avvikelse	Min	Max	Antal Observationer
Husprisindex (årlig %Δ)	HPI_def	0,5487	07,9141	-36,3	45,4	N = 357
Långsiktig ränta (årlig %Δ)	LTGVB	-4,8290	33,1632	-82	255,56	N = 360
Disponibel Bruttoinkomst (årlig %Δ)	GDI	1,2284	3,7231	-18,25	16,9317	N = 346
Inflation (årlig %Δ HICP)	HICP	2,0567	2,279	-1,7	16,3	N = 360
Population (årlig %Δ)	POP	3,1814	8,9348	-28,9	36,8	N = 360
Arbetslöshet (årlig %Δ)	UNEMP	0,4436	22,2397	-30,9353	148,276	N = 360
Växelkurs (årlig %Δ)	FX	0,4740	4,6467	-10,1873	64,1333	N = 360
Låntagarbaserade Regleringar	BoBM	18,917	37,767	-6,00	177,14	N = 360
Kapitalkrav	CR	13,52	22,46	0	93,75	N = 360

3.4 Modell

3.4.1 Paneldatamodeller

Paneldata är en kombination av både tvärsnittsdata och tidsseriedata. Vid paneldata observeras ett stickprov under flera tidsperioder (Wooldridge 2012, s. 449). Eftersom makrotillsynregleringar blev aktuellt efter finanskrisen har vi ett stickprov med årliga

registreringar från tidsperioden 2007 till 2018 ($T = 11$) för 30 länder ($N = 30$). Antalet observationer i vår data ($N \times T$) beräknas enligt följande:

$$30 \times 11 = 330 \text{ Antal observationer}$$

Inom ramen för detta arbete är $T < N$, vilket betyder att vår paneldata är kort. Eftersom vi saknar data på några länder i stickprovet har vi obalanserad panel.

Vid analys med paneldata finns tre modeller att ta hänsyn till Pooled OLS, Random-Effects och Fixed-Effects modell. (Wooldrige 2012, s. 485)

För att kunna beskriva sambandet mellan husprisutvecklingen och samtliga oberoende variabler över vald tidsperiod, kan pooled OLS modellen vara ett alternativ. Pooled OLS förutsätter att ett antal antaganden är uppfyllda, de så kallade Gauss-Markov antaganden (Wooldrige 2012, s. 374). Vid pooled OLS betraktas observationer som registrerats vid olika tidpunkter från samma individ som oberoende. Pooled OLS skapar en modell utan hänsyn till skillnader mellan länder i stickprovet. Pooled OLS regressionen är känslig för variabler som utelämnas ur modellen, som exempelvis landspecifika egenskaper som är konstanta över tid. Om det utelämnas en relevant variabel ur modellen kan det resultera till att antagandet om exogenitet (se *Appendix*) bryts.

För att kunna inkludera effekten av en eventuell individspecifik egenskap kan vi använda oss av *Fixed-effect transformation*. Vid fixed-effects modellen avlägsnas individspecifika medelvärden från observationerna, vilket leder till att samtliga variabler som är konstanta över tid elimineras från modellen. Ett intercept skapas i modellen och motsvarar de individspecifika egenskaperna och som tillåts att korrelera med de andra förklaringsvariablerna.

En viktig konsekvens som av fixed-effects transformeringen är att vi får ett färre antal frihetsgrader. I en vanlig regression har vi $NT - k$ frihetsgrader där k står för antalet oberoende variabler. Eftersom tids-effekten avlägsnas från varje individ, går vi miste om en frihetsgrad. Med andra ord är det korrekta antalet frihetsgraderna under fixed-effects modellen är $N(T - 1) - k$.

Med tanke på att vi har obalanserade panel data kan det innebära en svaghet om vi använder oss av Fixed-effect modellen. Det är inte en svaghet om de länder som vi saknar data på inte är korrelerade med residualerna $u_{i,t}$. De skattade koefficienterna kommer inte att påverkas och är fortfarande tillförlitliga. (Wooldrige 2012, s. 448–512)

3.4.2 Hausman test för val mellan Fixed-effect och Random-effect modeller

För att avgöra om fixed-effect eller random-effect är att föredra utförs ett Hausman test. Nollhypotesen för testet är att random-effect modellen är att föredra framför fixed-effect modellen, det vill säga att det inte finns en korrelation mellan residualerna och regressorerna i modellen. Om nollhypotesen kan förkastas tillämpas en modell med fixed-effect för att minska risken för felkälla.

Enligt Wooldrige kan en oförmåga att förkasta nollhypotesen vid ett Hausman test bero på att på att skattningar med random-effect och fixed-effect tillhandahåller likartade resultat. Ifall skattningarna är likartade utgör valet av modell mindre betydelse för resultatens precision. Oförmågan att förkasta nollhypotesen kan även bero en stor variation i urvalet, vilket medför svårigheter att identifiera signifikanta skillnader. (Wooldrige 2012, s. 402). Resultatet för Hausman testet i detta arbete tyder på att det inte finns en korrelation mellan μ_i och de övriga parametrarna (se *Appendix*), och därmed kan vi inte förkasta nollhypotesen. För att vidare undersöka val av modell utförs även F-test och Breusch-Pagan LM test.

3.4.3 F-test och Breusch-Pagan LM test

För att vidare undersöka vilken modell som är mest lämpad vid detta arbete utförs ett F-test samt ett Breusch-Pagan LM test. Noll hypotesen för F-testet formuleras enligt följande:

$$H_0: u_1 = u_2 = u_3 \dots = 0$$

Nollhypotesen för F-testet anger att lutningskoefficienten för samtliga dummyvariabler är lika med noll, det vill säga det finns ingen signifikant lands- eller tidseffekt (fixed effect) i modellen. Mothypotesen är att minst en parameter avviker från noll. Resultatet från F-testet resulterar i ett lågt p-värde (se *Appendix*). Därmed kan vi med viss säkerhet dra slutsatsen att det finns signifikant fixed-effect i vår modell och därmed är fixed-effect modellen bättre än pooled OLS.

För att avgöra beträffande en random effect modellens lämplighet använder vi oss av Breusch and Pagan's Lagrange multiplier (LM) test. Här testas vi nollhypotesen, om att residualernas varians är lika med noll, det vill säga att den lands- samt tidsspecifika spridningen är noll. Nollhypotesen formuleras enligt följande:

$$H_0 = \sigma_u^2 = 0$$

Resultatet för LM-testet visar på ett högt p-värde (se *Appendix*) vilket kan tolkas som att vi inte har tillräckligt med bevis för att förkasta nollhypotesen. Därmed är modellen med random effect inte att föredra. (Wooldrige 2012, s. 143–149; 275–277)

3.4.4 Möjliga felkällor i en regressionsmodell

Vid paneldata kombineras tvärsnittsdata och tidsseriedata, vilket betyder samma stickprov observeras vid flera tillfällen. Detta medför att observationerna inte kan anses vara beroende av varandra, utan är autokorrelerade. För att kunna erhålla tillförlitliga resultat krävs att variablerna är stationära, det vill säga att medelvärde och varians är konstanta över tid. Hög grad av autokorrelation leder till icke-stationäritet, och risken för underdrivna standardfel och skensamband föreligger. (Wooldrige 2012, s.381–383) För att testa stationäriteten i vår data utför vi ett Westerlund Cointegration test, vilket påvisar icke-stationäritet. För att hantera detta valde vi att differentiera variablerna.

Multikolinjäritet uppstår då övriga variabler förklarar en av de oberoende variablerna till 90%. I denna studie undersöks flera koefficienter samtidigt i regressionsmodellen, vilket kan medföra problem med kolinjäritet. Hur stort problemet är beror av antalet observationer, där ett stort antal observationer medför en minskad negativ inverkan av en eventuellt kolinjäritet. Multikolinjäritet medför en risk för spuriösa samband. För att avgöra om multikolinjäritet förekommer i modellen, kan test av VIF (*Variance Inflating Factor*) utföras. Värden om fem eller högre innebär att ett kolinjäritetsproblem föreligger. För att hantera multikolinjäritetsproblemet kan stegvis regression tillämpas, alternativt kan variabeln som medför problematiken exkluderas. (Gujarati 2009, s. 328–340)

En annan möjlig felkälla är heteroskedasticitet. Heteroskedasticitet innebär att residualernas varians varierar beroende på storleken på de oberoende variablerna. Heteroskedasticitet resulterar i att standardfelen underdrivs, det vill säga minskad osäkerhet i resultaten. Vid ett stickprov bestående av fler än 50 observationer kan robusta/White – standardfel tillämpas för att motverka om heteroskedasticitet som felkälla. (Wooldrige 2012, 296–299)

4. Resultat

I följande kapitel presenteras resultatet för regressionsmodellen. Inledningsvis presenteras test av multikolinjäritet med VIF-test. Därefter följer korrelationskoefficienter för den beroende och de oberoende variablerna. Vidare följer presentation av resultatet för den stegvisa regressionen.

4.1 VIF-test och korrelation

För att undersöka eventuell närvaro av multikolinjäritet utförs ett VIF-test, vilket redovisas i *Tabell 4*. Ett registrerat VIF-värde om 10 eller högre medför närvaro av multikolinjäritet. För att undvika att närvaron av fenomenet skall bidra till en felkälla, kan variabeln med högt VIF-värde exkluderas. (Gujarati 2009, s. 328-340). Samtliga erhållna VIF-värden är måttliga ($1 < \text{VIF} < 5$), vilket tyder på att variablerna är måttligt korrelerade med varandra.

Tabell 4. Multikolinjäritet (VIF)

Oberoende Variabel	VIF
BoBM _t	1.18
BoBM _{t-1}	1.19
BoBM _{t-2}	1.20
CR _t	1.42
CR _{t-1}	1.62
CR _{t-2}	1.56
UNEMP	1.80
POP	1.17
LTGVB	1.60
FX	1.34

I *Tabell 5* redovisas korrelationen mellan samtliga inkluderade variabler. Ur tabellen avläses att ingen av de inkluderade variablerna är perfekt korrelerad med en annan variabel. Den högsta observerade korrelationen mellan två oberoende variabler är -0,5375. Den högsta observerade korrelationen mellan oberoende variablerna och den beroende variabeln är -0,6300.

Tabell 5. Korrelationsmatris

	HPI_def	BOBM	CR	UNEMP	GDI	POP	LTGVB	FX
HPI_def	1,0000							
BOBM	-0,0117	1,0000						
CR	0,0777	0,0035	1,0000					
UNEMP	-0,6300	-0,0564	-0,0560	1,0000				
GDI	0,5224	0,0647	0,0652	-0,5375	1,0000			
POP	0,1073	-0,0391	-0,0360	-0,1751	0,1651	1,0000		
LTGVB	-0,1145	-0,0297	0,0446	0,0713	-0,1988	0,0843	1,0000	
FX	-0,0944	-0,0373	0,0230	0,1195	-0,0654	-0,0427	0,0383	1,0000

4.2 Stegvis regression

I enlighet med resultatet från F-testet samt Breusch-Pagan LM testet används two-way fixed-effect med robusta standardfel. Den stegvisa regressionen inleds med variabeln med högst korrelation med den beroende variabeln. Koefficienter för tids-dummy-variablerna redovisas ej i tabellen. Oberoende variabler utan signifikanta koefficienter effekter exkluderas. I *Tabell 5* redovisas resultatet för den stegvisa regressionen.

Modell 1: I regressionsmodell 1 ser vi ett tydligt negativt samband mellan arbetslöshet (UNEMP) och husprisutveckling. Sambandet är även statistiskt signifikant ($p < 0,01$). Om vi ökar arbetslösheten med 1 procent kommer huspriserna att förändras med $-0,1630 * 1 = -0,1630$, en minskning med ungefär -0,16 procentenheter. Eftersom regression (1) visar signifikanta värden kan vi dra slutsatsen att arbetslöshet och husprisutveckling har negativt samband.

Modell 2: I följande modell kontrollerar vi för disponibel bruttoinkomst (GDI). Som förväntad visar regressionen ett positivt samband mellan disponibel bruttoinkomst och huspriser, och även detta samband är statistiskt signifikant ($p < 0,01$). När disponibel bruttoinkomst inkluderas i regressionen ändrar koefficienten på arbetslöshet sitt värde men marginellt, detta

beror på att arbetslöshet och bruttoinkomst är lågt korrelerade. Även här har vi signifikans på båda variablerna.

Modell 3 till 6: Vi fortsätter att bygga vidare på den stegvisa regressionen genom att addera resterande kontrollvariabler (populationen, långsiktiga räntorna, växelkursen samt inflationen). Resultatet visar icke-signifikanta värden på dessa fyra kontrollvariabler, av denna anledning exkluderas dessa ur modellen.

Modell 7: I den sjunde regressionsmodellen inkluderas variablerna av intresse (BoBM och CR) i regressionen samtidigt som vi kontrollerar för arbetslöshet och bruttoinkomst simultant, där koefficienten för CR inte är statistiskt signifikant medan koefficienten för BoBM är signifikant vid $\alpha = 0,05$. I denna modell kan vi konstatera att de låntagarbaserade värden har en viktig påverkan på husprisutvecklingen. Alltså om det blir svårare för hushåll att skuldsätta sig kommer det dämpa husprisutvecklingen, vilket även andra forskare har konstaterat i tidigare studier. Om intensiteten för de låntagarbaserade regleringarna ökar med 1 procent kommer det dämpa husprisutvecklingen med 0,033 procentenheter. Sambandet mellan kapitalkravet och husprisutvecklingen visar sig vara negativ som väntad, men icke-signifikant. Detta gör att vi inte kan dra statistiks säkerställda slutsatser. Anledningen till att vi får icke-signifikant värde på kapitalkravet kan vara extremvärden eller stor variation i vår data.

Modell 8: För att gå in djupare i analysen valde vi att använda oss av laggar på våra intressevariabler (t-1 och t-2 för BoBM och CR). Laggningarna belyser effekten av införda makrotillsynregleringar i form av låntagarbaserade regleringar och/eller kapitalkravet på husprisutvecklingen efter ett respektive två år. BoBM är vid *Modell 8*, i likhet med föregående modell fortsatt signifikant vid $\alpha = 0,05$, medan den första laggen ($BoBM_{t-1}$) är signifikant vid $\alpha = 0,10$. Effekten för $BoBM_{t-1}$ kan tolkas enligt följande; om de låntagarbaserade regleringarna ökar med en procent kommer husprisutvecklingen att dämpas med 0,0214 procentenheter under därpå följande år. En signifikant effekt av låntagarbaserade regleringar kunde inte påvisas på bostadsprisutvecklingen två år efter att årgärden införts. Koefficienterna för kapitalkraven saknar statistisk signifikans, med undantag för CR_{t-1} som är signifikant vid $\alpha = 0,10$. Utifrån resultatet observerar vi ett negativt samband mellan CR_{t-1} och bostadsprisutvecklingen, där koefficienten kan tolkas som att en procentökning av

kapitalkravet resulterar till en förändring på husprisutvecklingen med 0,0358 procentenheter under det följande året.

Då laggingarna för CR och BoBM inkluderas i modellen (*Modell 7* jämfört med *Modell 8*), ökar R^2 Between från 0,4812 till 0,6703 medan R^2 Within minskar från 0,5836 till 0,4655. Då de laggade variablerna inkluderas minskar koefficienten för GDI i storlek samt tappar i signifikans (dock fortsatt signifikant vid $\alpha = 0,05$)

Tabell 5 Stegvis regression.

Beroende Variabel	1	2	3	4	5	6	7	8
Husprisindex								
UNEMP	-0,1630*** (0,0299)	-0,1211*** (0,031)	-0,1215*** (0,0299)	-0,1204*** (0,0303)	-0,1208*** (0,0304)	-0,1245*** (0,0263)	-0,1219*** (0,0307)	-0,1200*** (0,0356)
GDI		0,5062*** (0,0937)	0,5073*** (0,0948)	0,4882*** (0,0948)	0,5097*** (0,0946)	0,5227*** (0,0927)	0,5109*** (0,0942)	0,2615** (0,1120)
POP			-0,0180 (0,0779)					
LTGVB				-0,0078 (0,0082)				
FX					0,0547 (0,0455)			
HICP						0,4217 (0,2595)		
BoBM							-0,0333** (0,0142)	-0,0341** (0,0144)
BoBM_{t-1}								-0,0214* (0,0112)
BoBM_{t-2}								-0,0398 (0,0098)
CR							-0,0087 (0,0179)	-0,0218 (0,0200)
CR_{t-1}								-0,0358* (0,0187)
CR_{t-2}								-0,0006 (0,0184)
R² Within	0,5245	0,5784	0,5784	0,5798	0,5802	0,5851	0,5836	0,4655
Between	0,4997	0,4856	0,4921	0,4819	0,4766	0,4999	0,4812	0,6703
Overall	0,5204	0,5751	0,5753	0,5764	0,5767	0,5820	0,5803	0,4790
Obs.	327	313	313	313	313	313	313	256
N	30	30	30	30	30	30	30	30

Fotnot: Den beroende variabeln är husprisindex årlig procentuell förändring. Regressionen inkluderar fixed-effects för tid och land. Robusta standard fel inom parantes. * = p < 0.1, ** = p < 0.05, *** = p < 0.01

4.3 Analys av den stegvisa regressionen

I enlighet med tidigare forskning (Alam 2019, Vandenbussche 2015) påvisar resultatet att de låntagarbaserade regleringarna (BoBM) en statistiskt signifikant stävjande effekt på prisutvecklingen. Då laggade värden för BoBM inkluderades i regressionen observerades signifikanta koefficienter för basåret samt den första laggningen. De ökade kraven på kapitalbuffert (CR) visade inte på att effekten var statistiskt signifikant, vilket inte var helt oväntat då tidigare forskning inte lika tydligt kunna påvisa en effekt av buffertkravens inverkan på bostadspriserna. Vandenbussche (2015) undersökte hur regleringar inverkat på prisutvecklingen med data på kvartalsnivå, och argumenterade för att effekterna av vissa regleringar inverkar på husprisutvecklingen under flera tidsperioder framåt. Vidare menade Vandenbussche att ökad kapitalbuffert kan dämpa prisutvecklingen på sikt. I denna studie observerades en effekt av CR med låg statistisk signifikans ($p < 0,10$) endast för den efterföljande tidsperioden då regleringen införts.

Hypotes	Slutsats
H ₁	En ökning i låntagarbaserade regleringar sänker husprisutvecklingstakten
H ₂	Ett ökat krav på bankernas kapitalbuffert sänker husprisutvecklingstakten på lång sikt
H ₃	Effekten av låntagarbaserade regleringar på husprisutvecklingstakten är större än effekten av ökade krav på bankernas kapitalbuffert

I *Modell 7* observeras ett R^2 Within på 0,5836, vilket kan tolkas som att modellen förklarar 58,36 % av variationen inom de observerade länderna. I *Modell 8*, där de laggade observationerna för CR och BoBM inkluderats, sänks den observerade R^2 Within till att förklara endast 46,65 % av variationen inom länderna. I *Modell 7* observeras R^2 Between på 0,4812, vilket tyder på att modellen förklarar 48,12 % av variationen mellan länderna. I *Modell 8* ökar den observerade R^2 Between till 0,6703, vilket skulle kunna antyda variationen i ländernas husprisutveckling på sikt kan förklaras av introduktionen av regleringar.

5. Diskussion och Sammanfattning

Då laggade värden för CR och BoBM införs i regressionen går en del observationer förlorade. Fördelen med att laggingarna inkluderas är att förklaringsgraden av husprisutvecklingen mellan länderna ökar. Tidigare forskning med liknande syfte har använt sig av data på kvartalsnivå (Vandenbussche 2015). Data på kvartalsnivå hade bidragit till ett ökat antal observationer, vilket hade bidragit till en ökad styrka. Däremot är data på kvartalsnivå mer svåråtkomlig, varför data på årlig basis har använts i detta arbete.

Det är naturligt att det finns en korrelation mellan införda regleringar och husprisutvecklingen. Regleringars inverkan på husprisutvecklingen är svårdeklarerad, då regleringar inför då priserna förväntas öka. Detta medför utmaningar med förekomst av endogenitet och särskilt simultanitet. För att hantera förekomsten av simultaniteten hade eventuellt en dynamisk paneldata modell varit att föredra.

Urvalet i föreliggande arbete består till stor del av länder med utvecklade ekonomier, med undantag för Polen, Rumänien, Kroatien, Ungern och Bulgarien, vilka enligt IMF bedöms vara utvecklingsekonomier (Anon 2019). Eftersom forskning påvisat en skillnad i effekt av införda makrotillsynsregleringar på kredittillväxt och husprisutvecklingen, där effekten påvisats vara större om regleringarna införts i en utvecklingsekonomi (Cerutti 2017), vore det av intresse att i kommande forskning tillämpa ett mer homogent urval för att möjliggöra mer precisa slutsatser.

Ankinci (2018) påvisade att makrotillsynsregleringar tenderar att introduceras och intensifieras under husprisernas boom-fas och avlägsnas eller avregleras under bust-fasen. Vidare diskuterade Ankinci att effekten av makrotillsynsregleringar, framförallt effekten av förändrade kapitalkrav, skiljer sig beroende på vilken fas i kreditboom-bust-förloppet som regleringsintensiteten förändras. Eftersom regleringar som introduceras då det råder kraftigare kreditexpansion tenderar att uppnå större effekt kredittillväxten, vore det av värde att i kommande forskning beakta detta.

Vidare har det inom ramen för detta arbetet bortsetts från hyresmarknaden för bostäder. I länder där en stor andel av befolkningen äger sitt boende tenderar bostadspriserna även vara mer volatila. ESRB (2016) menar att strukturella faktorer som beskattning av bostäder, priser på hyresrätter, regleringar på hyresmarknaden och skatteavdrag på lån kan medföra att andelen som äger sitt boende varierar i olika länder. Vidare, menar ESRB, att en balans mellan bostandsägandet och hyresmarknaden kan ha en stabiliserande inverkan på bostadsmarknaden. Med detta i åtanke, är det av stor vikt att i kommande forskning undersöka om effekten av makrotillsynsregleringar skiljer sig beroende på hur stor andel som utgörs av privatägda bostäder.

Sammanfattningsvis tyder resultatet på att de låntagarbaserade regleringarna har en effekt på husprisernas utveckling, medan resultatet inte är tillräckligt för att stöda hypotesen att de ökade kraven på bankernas kapitalbuffert har en dämpande effekt på prisutvecklingen vare sig på kort sikt eller på lång sikt.

Referenser

Akinci, Ozge och Jane Olmstead-Rumsey (2015), "How Effective are Macroprudential Policies? An Empirical Investigation," International Finance Discussion Papers 1136, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Alam, Zohair, Adrian Alter, Jesse Eiseman, Gaston Gelos, Heedon Kang, Machiko Narita, Erlend Nier, and Naixi Wangl. "Digging Deeper--Evidence on the Effects of Macroprudential Policies from a New Database." IMF Working Papers (2019): IMF Working Papers, March 22, 2019. Web.

Anon, 2019. World Economic Outlook, October 2019: Global Manufacturing Downturn, Rising Trade Barriers. *ProtoView*, 2019(55), pp.ProtoView, Vol.2019(55).

Bernardina Algieri. "House Price Determinants: Fundamentals and Underlying Factors." *Comparative Economic Studies* 55.2 (2013): 315-341. Web.

Ahuja, Ashvin, and Malhar Nabar. "Safeguarding Banks and Containing Property Booms: Cross-country Evidence on Macroprudential Policies and Lessons from Hong Kong SAR." IMF Working Papers (2011): 1. Web.

Bengtsson, Elias. "Macroprudential Policy in the EU: A Political Economy Perspective." *Global Finance Journal* (2019): . Web.

Berntsson, Christina, and Johan Molin. "A Swedish Framework for Macroprudential Policy." *Sveriges Riksbank Economic Review* 1 (2012): 40. Web.

Cerutti, Eugenio, Stijn Claessens, and Luc Laeven. "The Use and Effectiveness of Macroprudential Policies: New Evidence." *Journal of Financial Stability* 28.C (2017): 203-24. Web.

European Systemic Risk Board (2016). Repoort on residential real estate and financial stability in the EU. [Elektronisk] Tillgänglig:

https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/reports/2015-12-28_ESRB_report_on_residential_real_estate_andfinancial_stability.pdf

European Systemic Risk Board (2019). Vulnerabilities in the residential real estate sectors of the EEA countries. [Elektronisk] Tillgänglig:

https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/reports/esrb.report190923_vulnerabilities_eea_countries~a4864b42bf.en.pdf

Finansinspektionen (2017). Ett skärpt amorteringskrav för hushåll med höga skuldkvoter. [Elektronisk] Tillgänglig:

https://www.fi.se/contentassets/217df9e983fb49db930d4d564d9f0ddc/skarpt_morteringskrav_20171208_beslutspm.pdf

Finansinspektionen (2019). Den Svenska Bolånemarknaden. [Elektronisk] Tillgänglig:

https://www.fi.se/contentassets/2035e995c0064717ac47665a6117b1ea/bolan_2019.pdf

Funke, Michael, Robert Kirkby, and Petar Mihaylovski. "House Prices and Macroprudential Policy in an Estimated DSGE Model of New Zealand." *Journal of Macroeconomics* 56 (2018): 152-71. Web.

Francis, William B, and Matthew Osborne. "Capital Requirements and Bank Behavior in the UK: Are There Lessons for International Capital Standards?" *Journal of Banking and Finance* 36.3 (2012): 803-16. Web.

Guibourg, Gabriela, Magnus Jonsson, Björn Lagerwall, and Christian Nilsson. "Macroprudential Policy - Effects on the Economy and the Interaction with Monetary Policy." *Sveriges Riksbank Economic Review* 2 (2015): 29. Web.

Gujarati, Damodar N., and Dawn C. Porter. *Basic Econometrics*. 5.th ed. 2009.

Grum, Bojan, and Darja Kobe Govekar. "Influence of Macroeconomic Factors on Prices of Real Estate in Various Cultural Environments: Case of Slovenia, Greece, France, Poland and Norway." *Procedia Economics and Finance* 39 (2016): 597-604. Web.

Hartmann, Philipp. "Real Estate Markets and Macroprudential Policy in Europe." *Journal of Money, Credit and Banking* 47.S1 (2015): 69-80. Web.

Lim, C, Columba, F, Costa, A, Kongsamut, Piyabha, and Otani, Akira. *Macroprudential Policy What Instruments and How to Use Them?; Lessons from Country Experiences*. 2011. IMF Working Paper, 11/238. Web.

Lojschova, A., Wagner, K., Schmidt, A., Akantziliotou, C., Dujardin, M., Kennedy, G., & Pontuch, P. (2015). Report on residential real estate and financial stability in the EU, Section 1. on Structural features of residential real estate markets.

McDonald, Chris (2015), "When is macroprudential policy effective?" BIS Working Papers, nr 496.

Næss Torstensen, K., Roszbach, K. (2019). *Housing Markets in Scandinavia: Supply, Demand and Regulation*. [Elektronisk]. Tillgänglig: https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-3-030-11674-3_11 [2019-09-23]

Osborne, Matthew. "Bank Regulation, Capital and Credit Supply: Measuring the Impact of Prudential Standards." 36 (2009). Web.

Ottaviano, G.I.P. (2006). *Wages, Rents and Prices: the Effects of Immigration on U.S. Natives*. [Elektronisk] Tillgänglig: <https://pdfs.semanticscholar.org/69cc/2617904ec97901f788281fa29100a853b3f6.pdf> [2019-09-23]

Philipponnet, N., & Turrini, A. (2017). *Assessing house price developments in the EU* (No. 048). Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission.

Poghosyan, Tigran, and Miguel Segoviano. "How Effective Is Macroprudential Policy? Evidence from Lending Restriction Measures in EU Countries." IMF Working Papers (2019): 1. Web.

Riksbanken (2014). *Finansiell stabilitet*, 2014:2. [Elektronisk] Tillgänglig: http://www.riksbank.se/Documents/Rapporter/FSR/2014/FSR_2/rap_fsr2_141204_sve.pdf

Riksbanken (2015). Makrotillsyn - effekter på ekonomin och interaktionen med penningpolitiken. [Elektronisk] Tillgänglig:

http://archive.riksbank.se/Documents/Rapporter/POV/2015/2015_2/rap_pov_artikel_2_1509_17_sve.pdf

Riksbanken (2017). Hushållens skuldsättning och räntekänslighet. [Elektronisk] Tillgänglig:

<https://www.riksbank.se/globalassets/media/rapporter/fsr/fordjupningar/svenska/2017/hushallens-skuldsattning-och-rantekanslighet-fordjupning-i-finansiell-stabilitetsrapport-november-2017.pdf>

Riksbanken (2018). Redogörelse för penningpolitiken. [Elektronisk] Tillgänglig:

<https://www.riksbank.se/globalassets/media/rapporter/rpp/svenska/2019/redogorelse-for-penningpolitiken-2018.pdf>

Riksgälden (2017). Samspel mellan regelverket om kapitaltäckning och krishantering. [Elektronisk] Tillgänglig:

<https://www.riksgalden.se/sv/press-och-publicerat/publikationer/ovriga-publikationer/2017/samspel-mellan-regelverket-om-kapitaltackning-och-krishantering/#>

Vandenbussche, Jérôme, Ursula Vogel, and Enrica Detragiache. "Macroprudential Policies and Housing Prices: A New Database and Empirical Evidence for Central, Eastern, and Southeastern Europe." *Journal of Money, Credit and Banking* 47.S1 (2015): 343-377. Web.

Wooldridge, Jeffrey M. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 5., International ed. 2012.

6. Appendix

Lista över förkortningar

LTV	Loan to Value
LTI	Loan to Income
DSTI	Debt Servicing to Income
DTI	Debt to Income
CCoB	Kapitalkonserveringsbuffert
CCyB	Kontracyklisk kapitalbuffert
SRB	Systemiskt riskbuffert
CR	Kapitalkravet
LTGVB	Long term Government Bond
HICP	The Harmonised Index of Consumer Prices
GDI	Gross Disposable Income
VIF	Variance Inflation Factor
RW	Risk Weights
ESRB	European Systemic Risk Board

Kontrollvariabler

Långsiktig ränta	LTGVB
Inflation	HICP
Disponibel Bruttoinkomst	GDI
Arbetslöshet	UNEMP
Population	POP
Växelkurs	FX

Nedan visas Stata output på F-test på variabler inkluderade i modellen. Eftersom p-värdet är lågt förkastar vi noll hypotesen.

F test

```
. test

( 1) BoBM_percent = 0
( 2) CR_percent = 0
( 3) UNEMP = 0
( 4) GDI = 0
( 5) 2007b.year = 0
( 6) 2008.year = 0
( 7) 2009.year = 0
( 8) 2010.year = 0
( 9) 2011.year = 0
(10) 2012.year = 0
(11) 2013.year = 0
(12) 2014.year = 0
(13) 2015.year = 0
(14) 2016.year = 0
(15) 2017.year = 0
(16) 2018.year = 0
    Constraint 5 dropped

F( 15, 29) = 30.86
    Prob > F = 0.0000
```

Nedan visas Stata output på LM-test på variabler inkluderade i modellen. Eftersom p-värdet är högt kan vi inte förkasta noll hypotesen.

LM test

```
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

HPI_def_imp[country,t] = Xb + u[country] + e[country,t]

Estimated results:

```

	Var	sd = sqrt(Var)
HPI_def~p	63.08094	7.942351
e	23.38303	4.8356
u	0	0

```
Test:  Var(u) = 0
      chibar2(01) = 0.00
      Prob > chibar2 = 1.0000
```

. hausman fixed_eff1 random_eff1

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed_eff1	(B) random_eff1		
BoBM_percent				
D1.	-.0340704	-.0307534	-.003317	.0056557
LD.	-.0214051	-.0156979	-.0057072	.0062551
L2D.	-.0039777	.001931	-.0059086	.0061699
CR_percent				
D1.	-.0217642	-.0163273	-.0054369	.0090642
LD.	-.0357962	-.0295958	-.0062004	.0107736
L2D.	-.0006061	.0049513	-.0055575	.010368
UNEMP				
D1.	-.1200465	-.1265339	.0064874	.0064882
GDI				
D1.	.2615383	.2873881	-.0258498	.0288559
year				
2011	-4.2744	-4.14259	-.1318104	.2846217
2012	-3.260451	-2.994911	-.2655406	.348855
2013	-.484756	-.3676837	-.1170724	.3431578
2014	-.2308924	-.2591331	.0282407	.3554133
2015	-.7486777	-.8300026	.081325	.3970159
2016	-1.329598	-1.424033	.0944355	.4007644
2017	-3.149652	-3.17839	.0287376	.3605983
2018	-2.665098	-2.804306	.1392084	.4104548

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(16) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 3.79
 Prob>chi2 = 0.9992

Gauss-Markov antagande OLS:

1. Linjära samband

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots \beta_k x_k + \mu$$

Där y (den beroende variabeln) är en linjär funktion av förklaringsvariablerna samt residualerna.

$\beta_0 + \beta_1 \dots \beta_k$ är skattade koefficienter och μ står för residualerna

2. Slumpmässigt stickprov

3. Ingen multikolinjäritet: Det finns ingen perfekt linjär korrelation mellan de oberoende variablerna.

4. Exogeneity: Korrelationen mellan residualerna och de oberoende variablerna är noll.

$$E\{\mu | x_1, x_2, \dots, x_k\} = 0$$

5. Homoskedasticitet: Residualernas varians i en regression är lika stor oberoende av x .

$$Var\{\mu | x_1, x_2, \dots, x_k\} = \sigma^2$$