



# Prisbubblor på Sveriges bostadsmarknad

## Om det existerar ett långsiktigt samband mellan svenska bostadsrättspriser och fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer

Lisa Axelsson & Kajsa Jonsson

### Sammanfattning:

Denna studie ämnar undersöka om det finns tecken på en prisbubbla genom att studera om det existerar ett långsiktigt samband mellan bostadsrättspriser och fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer i Stockholms, Göteborgs och Karlstads kommuner under tidsperioden 2000–2021. Mellan åren 1996 och 2021 ökade de svenska bostadsrättspriserna med 800% vilket är betydligt mer i jämförelse med den ekonomiska levnadsstandarden som under 2000-talet endast ökade med 60%. Tidigare forskning är oense om huruvida ökningen i svenska bostadsrättspriser är ett tecken på en prisbubbla. Vissa tidigare studier pekar på att bostadspriserna kan motiveras av fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer. Andra tidigare studier menar att bostadspriserna är övervärderade och således är det ett tecken på en prisbubbla. För att undersöka om det existerar ett långsiktigt samband mellan bostadsrättspriser och vissa fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer, nämligen förvärvsinkomst, KPIF samt styrrenta har vi använt oss av Johansens kointegrationstest följt av en vector error correction-modell. Vår studie använder sig av tidsseriedata på årlig basis. Resultatet tyder på att det existerar upp till ett långsiktigt samband mellan bostadsrättspriser och fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna i samtliga kommuner. Där förvärvsinkomst är har störst effekt på bostadsrättspriserna i Stockholms och Göteborgs kommuner. Det innebär att bostadsrättspriserna kommer konvergera mot den långsiktiga jämvikten efter en kortsiktig avvikelse. I Stockholms och Karlstads kommuner är konvergenstakerna relativt höga och beräknas vara på 44% respektive 26% per år. I kontrast uppvisar Göteborg en lägre konvergenstakt på 2,3% per år. Utifrån Stiglitzs teori om prisbubblor betyder det att det saknas tecken för prisbubblor i Stockholms, Göteborgs och Karlstads kommuner under åren 2000–2021. Dock var resultaten med avseende på konvergenstakerna insignifikant.

Kandidatuppsats Nationalekonomi, 15hp

Vårterminen 2023

Handledare: Johan Stennek

Institutionen för nationalekonomi med statistik

Handelshögskolan vid Göteborgs universitet

# Innehållsförteckning

<b>1. Inledning</b> .....	<b>1</b>
<b>2. Teori om bostadspriser</b> .....	<b>3</b>
2.1 Fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer.....	3
2.2 Teori om prisbubblor.....	3
<b>3. Tidigare empirisk forskning</b> .....	<b>6</b>
<b>4. Data och ekonometrisk metod</b> .....	<b>10</b>
4.1 Data.....	10
4.1.1 Dataurval.....	10
4.1.2 Fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer.....	11
4.2 Ekonometrisk metod.....	14
4.2.1 ADF-test.....	15
4.2.2 Johansens kointegrationstest.....	16
4.2.3 VECM.....	18
<b>5. Resultat</b> .....	<b>20</b>
5.1 Stockholms kommun.....	20
5.1.1 ADF-test.....	20
5.1.2 Johansens kointegrationstest.....	21
5.1.3 VECM.....	22
5.2 Göteborgs kommun.....	23
5.2.1 ADF-test.....	23
5.2.2 Johansens kointegrationstest.....	24
5.2.3 VECM.....	24
5.3 Karlstads kommun.....	25
5.3.1 ADF-test.....	25
5.3.2 Johansens kointegrationstest.....	26
5.3.3 VECM.....	27
5.4 Sammanfattning av resultatet.....	27
<b>6. Slutsats och diskussion</b> .....	<b>29</b>
<b>Referenslista</b> .....	<b>33</b>

# 1. Inledning

Mellan åren 1996 och 2021 ökade priset på bostadsrätter i Sverige med 800% (Cervenka, 2022, s. 23). Hushållens disponibla inkomster ökade under 2000-talet med 60%. Det är dels en konsekvens av att löneinkomsterna har ökat avsevärt mer än inflationen, dels att jobbskatteavdraget har bidragit till att hushållen har högre disponibel inkomst (SCB, 2018a). Trots att den disponibla inkomsten har ökat är det betydligt mindre i jämförelse med hur mycket det genomsnittliga kvadratmeterpriset för bostadsrätter har ökat. Det kan indikera att bostadsrättspriserna inte motiveras utifrån fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer, i stället är det en följd av en prisbubbla. En prisbubbla upptäcks när det nuvarande bostadspriset är betydligt högre än det historiska genomsnittspriset. Följaktligen förväntar sig bostadsköpare att det framtida priset på fastigheten kommer vara högre imorgon. I sin tur leder det till bostadsköpare som tar större risker på bostadsmarknaden, tänjer på likviditets- och budgetrestriktioner samt ökar sin egen belåning. Som konsekvens fortsätter bostadspriserna att successivt öka och ökningen kommer endast drivas av spekulationer och förhoppningar (Asal, 2019; Case & Shiller, 2003; Hagemann & Wohlmann, 2019).

Prisbubblor på bostadsmarknader utgör ett hot för finansiell stabilitet och är djupt problematiska med anledning av att prisbubblor kan potentiellt utlösa svåra ekonomiska recessioner (Hagemann & Wohlmann, 2019, s. 291). I sin tur kan det påverka konsumtionsmönster samt människors hälsa och utbildningsmöjligheter vilket får långsiktiga konsekvenser, dels ekonomiska, dels humanitära (SOU 2015:48). Mot bakgrund till de makroekonomiska konsekvenserna som prisbubblor på bostadsmarknader kan medföra och den tidigare forskningens oenighet anser vi att det är av stort intresse att undersöka om det finns tecken på en prisbubbla på den svenska bostadsmarknaden. Om studien finner tecken på en prisbubbla är det betydelsefull information för svenska myndigheter, förslagsvis Riksbanken.

Studien ämnar undersöka huruvida ett långsiktigt samband existerar mellan bostadsrättspriser och de makroekonomiska fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna: förvärvsinkomst, KPIF och styrränta, i specifikt Stockholms, Göteborgs och Karlstads kommuner under tidsperioden 2000–2021. Om ett långsiktigt samband mellan bostadsrättspriserna och vår

studies val av fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer existerar betyder det att det saknas tecken för en prisbubbla då bostadsrättspriserna motiveras av fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer.

Den befintliga litteraturen har främst undersökt åren 1996–2016 (Asal, 2019; Claussen, 2013; Englund, 2011; Dermani, 2016). Följaktligen saknas det forskning på prisbubblor på bostadsrättsmarknader för de senaste åren. Till följd av att bostadsrättsmarknader är volatila är det i hög grad relevant att undersöka fenomenet prisbubblor även för senare år. Utöver det har den befintliga litteraturen främst undersökt prisbubblor på nationell nivå. Dock kan resultatet skilja sig från kommun till kommun och därav anser vi att det är fördelaktigt att undersöka bostadsrättsmarknaden på kommunal nivå, vilket vår studie har för avsikt att belysa.

Det är av stor betydelse att undersöka två av Sveriges största kommuner och även intressant att studera en någorlunda mindre kommun för att jämföra om resultatet visar sig vara ett storstadsfenomen. Valet av Karlstads kommun motiveras utifrån att vi anser att Karlstads kommun är oberoende av förslagsvis stortstadspendlare och investerare i semesterbostäder vilket bör resultera i att bostadsrättspriserna inte är övervärderade. Därmed är Karlstad en relevant kommun att jämföra med om resultatet skulle skilja sig mycket mellan de större kommunerna och Karlstads kommun.

För att undersöka om det finns tecken på prisbubblor på bostadsrättsmarknaderna för Stockholms, Göteborgs och Karlstads kommuner har vi använt Johansens kointegrationstest och en vector error correction-modell (VECM). Om resultatet från Johansens kointegrationstest uppvisar ett långsiktigt samband mellan bostadsrättspriser och fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer följer bostadsrättspriserna den långsiktiga jämvikten. Därmed saknas det tecken för en prisbubbla. Det långsiktiga sambandet analyseras mer djupgående med en VECM. Vidare är en förutsättning för Johansens kointegrationstest att datan skall vara stationär och integrerad av första ordningen ( $I(1)$ ). Således har även ett augmented Dickey-Fuller-test (ADF-test) använts för att testa om tidsseriedatan uppfyller kraven för Johansens kointegrationstest. Metoden beskrivs mer detaljerat i avsnitt 4.2.

## 2. Teori om bostadspriser

### 2.1 Fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer

För att förstå hur prisbubblor uppstår är det viktigt att undersöka drivkrafter bakom bostadsrättspriser. Enligt gängse teori motiveras bostadsrättspriserna av en kombination av fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer (Riksbanken, 2011, refererad i Lind, 2017, s. 52). En tolkning av vad som kan ses som fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer menar Lind (2017) är ”*de faktorer som enligt etablerade teorier påverkar bostadspriserna på en väl fungerande konkurrensmarknad med rationella aktörer*” (s. 60). På kort sikt styrs bostadsrättspriser av ett givet oelastiskt utbud samt den tillfälliga efterfrågan som tenderar att variera. Exempel på fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer som påverkar efterfrågan är personlig inkomst per capita, folkmängd, arbetslöshet och räntor (Case & Shiller, 2003, s. 305–306). Lind (2017) argumenterar för att det på kort sikt inte går att avgöra huruvida priser på bostäder bestäms av de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna eller inte. Det grundar sig i att fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer, på kort sikt, endast är rationella förväntningar såsom förväntningar på bland annat framtida inkomster och framtida räntor hos köpare. På lång sikt bestäms bostadsrättspriset av långsiktiga utbudsfaktorer vilket Lind (2017) hävdar endast är produktionskostnaderna. Om värdet på bostaden ökar och överstiger produktionskostnaderna ökar utbudet av bostäder (Lind, 2017).

### 2.2 Teori om prisbubblor

Vår studie har sin utgångspunkt i Stiglitzs (1990) teori om hur prisbubblor på bostadsmarknaden uppstår. Det är den bäst lämpade teorin utifrån vår studies syfte då vi ämnar undersöka om det existerar ett långsiktigt samband mellan bostadsrättspriser och fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer i Stockholms, Göteborgs och Karlstads kommuner. Stiglitzs (1990) teori om hur prisbubblor uppstår skildrar att en prisbubbla bildas när bostadsrättspriset idag endast är högt med anledning av att investerare förmodar att bostadsrättspriset imorgon kommer vara ännu högre. Således utgör inte fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer drivkrafterna bakom bostadsrättspriset, i motsats motiveras priset av förväntningar av såväl köpare som säljare (Stiglitz, 1990, s. 13).

I jämförelse med Stiglitz (1990) menar Lind (2009) att en prisbubbla endast bör definieras i förhållande till utvecklingen av bostadspriser. En bostadsmarknad kan bevittna en prisbubbla när det sker en explosiv ökning av bostadspriserna följt av en drastisk nedgång av bostadspriserna. För att det skall klassificeras som en kraftig ökning av bostadspriserna behöver bostadspriserna fördubblas under en femårsperiod, alternativt öka med minst 50% under en treårsperiod. Vidare behöver prisfallet som följer nå en liknande nivå som prisernas initiala värde före prisökningen. Ovanstående två förändringar bör inträffa på marknaden inom en period på högst ett till två år för att en prisbubbla skall urskiljas, under övriga förhållanden skall prisökningen och prisfallet analyseras som två enskilda händelser (Lind, 2009, s. 80). Lind (2009) menar att Stiglitzs (1990) definition av en prisbubbla inte omfattar hela bubbeltidsserien, det vill säga från uppkomst till att prisbubblan spricker.

För att upptäcka prisbubblor på bostadsmarknader har Lind (2009) utformat ett särskilt ramverk som omfattar följande fem premisser för att en prisbubbla skall existera:

1. *Den makroekonomiska situationen och makroekonomiska policys*

Prisbubblor uppstår främst under en lång period med extrem högkonjunktur. Dessutom finns risken att högkonjunkturen förstärks av en relativt oåterhållsam finanspolitik.

2. *Strukturella förändringar i ekonomin*

Historiskt sett har prisbubblor bildats när det funnits svårigheter i att definiera vad för bostadspriser som är de ”normala”. Det sker vanligtvis under perioder när extraordinära förändringar sker som till exempel en ovanligt låg styrränta.

3. *Kapital- och kreditmarknaden*

Kreditmarknaden tillhandahåller dels lån, dels bolåneräntor och när bostadspriserna kraftigt ökar har kreditmarknaden en väsentlig betydelse till följd av att köpare måste öka sin belåningsgrad för att ha möjlighet att finansiera bostaden.

#### 4. *Marknadsaktörernas förväntningar*

Det är av stort intresse att förstå köparnas antaganden, förväntningar och planer för att skapa sig en uppfattning av prisförändringar. Hur köpare agerar delas upp i tre kategorier:

innehavsperiod, förväntningar på ett framtida bostadspris och rationellt agerande.

Innehavsperioden definieras som ett skede då bostadspriserna ökar och följaktligen kan det antas att fler köpare kommer vilja sälja sin bostad, trots en kort innehavsperiod. Förväntningar på ett framtida bostadspris kan resultera i att köpare betalar ett högre pris idag med anledning av att köpare förmodar att bostadspriset kommer öka ytterligare i framtiden. Den tredje kategorin, rationellt agerande, refererar att det finns större risk, under perioder där bostadspriserna drastiskt stiger, att aktörer på bostadsmarknaden agerar irrationellt.

#### 5. *Aktörernas incitament*

Under tider då prisbubblor existerat har tidigare forskning funnit att köpare tenderar att göra beslut som de själva anser är rationella men från ett utomstående perspektiv bedöms vara irrationella.

### 3. Tidigare empirisk forskning

Den befintliga litteraturen är oense om huruvida prisbubblor på den svenska bostadsmarknaden har existerat. Det grundar sig främst i att det för närvarande inte finns en harmoniserad metod i hur forskningen skall gå till väga, således har den tidigare forskning tillämpat olika metoder vars resultat är avhängande av metoden som använts.

Den tidigare vice riksbankschefen, Lars EO Svensson, dementerade år 2011 att den svenska bostadsmarknaden befann sig i en prisbubbla (Svensson, 2011). Dermani, Lindé & Walentin (2016) undersökte frågan om prisbubblor genom att studera singelhus i Sverige under tidsperioden 1995–2015. Med hjälp av regressionsanalyser undersöktes bostadspriser i förhållande till fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer såsom inkomst, befolkningstillväxt, reell bolåneränta och hushållens skuldsättning under antagandet att bostadspriser har samma relation till samtliga variabler. Det vill säga att samtliga fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer antas påverka bostadspriserna i samma utsträckning. Dermani et al. (2016) studerade dels Sveriges bostadsmarknad på nationell nivå i jämförelse med länder såsom Tyskland, Norge och Danmark, dels bostadsmarknader bland svenska kommuner och drog slutsatsen att de svenska bostadspriserna under tidsperioden 1995–2015 var högt värderade men inte övervärderade. Av den anledningen fanns det inga tecken på en prisbubbla varken på nationell- eller kommunalnivå vilket var i linje med Lars EO Svenssons uttalande. De höga bostadspriserna grundade sig i faktorer i egenskap av låga räntor, ökad befolkningstillväxt i storstadsregionerna samt stigande inkomster (Dermani et al., 2016, s. 41).

Likt Dermani et al. (2016) konstaterade Claussen (2013) att de svenska bostadspriserna ökade kraftig från mitten av 1990-talet till 2011 men att bostäder trots det inte varit övervärderade. Fastän bostadspriserna ökat mellan 1996 och 2011 pekade resultatet från Claussens (2013) studie på att bostadspriserna följde den långsiktiga jämvikten men att jämviktpriset på lång sikt var mycket volatilt. Claussen (2013) konstaterade att en marginell förändring i de observerade fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna kunde potentiellt orsaka en kraftfull förändring i det långsiktiga jämviktpriset. Om bostadspriserna skulle avvika från den långsiktiga jämvikten var återhämtningstakten mot den långsiktiga jämvikten på 30% per år vilket är relativt högt (Claussen, 2013, s. 11). De ökade bostadspriserna grundade sig främst i



en hastig ökning i real disponibel inkomst och succesivt lägre realräntor efter skatt (Claussen, 2013, s. 180). I linje med slutsatserna från Dermani et al. (2016) och Claussen (2013) hävdade Englund (2011) att det saknades belägg för en prisbubbla mellan tidsperioden 1995Q1–2010Q3 utan hänsyn till att bostadspriserna ökade med 144%. Trots att tidsperioderna som undersökts av Dermani et al. (2016), Claussen (2013) och Englund (2011) var snarlika pekade resultatet på att de höga bostadspriserna motiverades, under samtliga tidsperioder, av fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer, däribland inkomst, demografi, efterfrågan etcetera.

Även Evidensgruppen (2013) instämmer med Claussen (2013) och Englund (2011) om att bostadspriserna till stor del kan förklaras av stigande inkomster, befolkningsutveckling samt låga bolåneräntor. Utifrån Evidensgruppens (2013) rapport saknas det stöd för en prisbubbla i Sverige under åren 1995–2011. Vidare nämner Evidensgruppen (2013) att en viktig förändring av den svenska bostadsmarknaden är den ekonomiska geografin. Allt fler personer mellan 20–35 år söker sig till storstadsregioner vilket har gjort att bostadspriser och skuldsättningsgraden ökat markant i storstadsregionerna.

Bland den tidigare forskningen finns även de studier som funnit stöd för prisbubblor på den svenska bostadsmarknaden. Turk (2015) hävdar att från mitten av 1990-talet till 2015 var dels bostadspriser, dels hushållens skuldsättning måttligt över deras långsiktiga jämviktsnivåer och att justeringen mot att nå jämvikt var långsam. Bostadsprisernas uppgång var en följd av högre inkomster och växande finansiella tillgångar samt låga reala räntor (Turk, 2015, s. 1). På EU-nivå (Europeiska unionen) bedömdes de svenska bostadspriserna också ha befunnit sig över de fundamentala nivåerna. Mellan 2004 och 2016 ökade bostadspriserna i Stockholm med 100% och i Göteborg kunde en ökning på 75% urskiljas. Ökningen i bostadspriser grundade sig i såväl låga fastighetsskatter som lågt bostadsutbud till följd av få investeringar i nyproduktion. Främst visade det sig vara brist på hyresrätter då 126 av 290 svenska kommuner rapporterade ett underskott av hyresrätter (SWD(2016)95). I en senare rapport från EU uppskattas bostadspriserna år 2021 ha avvikit ytterliga från den fundamentala jämvikten. Nominella bostadspriser ökade med 10,2% på årsbasis 2021 och i reella termer innebar det 8,1%. Utifrån ett historiskt perspektiv är det en hög tillväxttakt och även den högsta

tillväxttakten sedan år 2015. Ökningen av bostadspriserna förklaras exempelvis av negativa reala styrräntor (SWD(2022)639).

Vidare menar Asal (2019) att den svenska bostadsmarknaden skall ha befunnit sig i en prisbubbla under åren 1989–2016. Sedan 2004 skall bostadspriserna ha befunnit sig över det långsiktiga genomsnittet och sedan 2006 är tillväxttakten över den långsiktiga historiska trenden. Asal (2019) fann att konvergenstakten låg på 1% per kvartal vilket motsvarar 4% per år. Det innebär att det skulle ta decennier för bostadsrättspriserna att återhämta sig efter en kortsiktig avvikelse. Övervärderingen av bostadspriserna beror bland annat på en expansiv penningpolitik i form av låga styrräntor (Asal, 2019, s. 54). Likaså uppskattar Sørensen (2013) att svenska bostäder varit övervärderade och legat approximativt 10–20% över sitt fundamentala värde under perioden 1986–2012. Lind (2017) instämmer med både Asal (2019) och Sørensen (2013) om att bostadspriserna befunnit sig långt över vad som kan motiveras av fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer.

En metod som används flitigt inom fastighetsekonomi är en error correction-modell ECM (Claussen, 2013, s. 193–194). Claussen (2013) tillämpade en kombination av ett ADF-test, Phillips-Perrons-test samt en ECM. I studien från Claussen (2013) nyttjades kvartalsdata från 1986–2011 där fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer såsom hushållens reala disponibla inkomst, hushållens reella finansiella tillgångar, efter skatt reala bolåneräntor samt reala konstruktionskostnader inkluderades. Fördelen med ECM är att modellen kan särskilja mellan jämviktspriset på lång sikt, det fundamentala priset och jämviktspriset på kort sikt. Om det faktiska priset är över eller under det fundamentala priset indikerar det en övervärdering respektive undervärdering (Claussen, 2013, s. 192). I en studie från Wang et al. (2020) tillämpades i huvudsak Johansens kointegrationstest och en VECM som är en form av ECM. Wang et al. (2020) undersökte bland annat det långsiktiga sambandet mellan bostadspriser och dess drivkrafter i Australien på nationell nivå genom att tillämpa Johansens kointegrationstest. En förutsättning för Johansens kointegrationstest är att datan skall vara stationär och  $I(1)$  vilket med hjälp av ett ADF-test. Vidare kunde VECM-analysen beräkna den så kallade error correction-termen (ECT) som estimerar hur fort priserna konvergerar mot den långsiktiga jämvikten efter en kortsiktig avvikelse. Likaså använde Asal (2019) en kombination av ett ADF-test, Johansens kointegrationstest samt en VECM. Den

genomgående trenden bland den tidigare forskningen är att använda en kombination av ett ADF-test, Johansens kointegrationstest följt av en VECM. Det tyder på att en kombination av dessa tester är mycket effektivt för att besvara frågan om huruvida det finns tecken på prisbubblor.

Sammanfattningsvis är den befintliga litteraturen som analyserat den svenska bostadsmarknaden delad. Samtliga studier som lyfts är ense om att bostadspriserna ökat men är oense om bostadspriserna är övervärderade och visar tecken på en prisbubbla alternativt motiveras utifrån fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer. Mot bakgrund till urvalet av tidigare forskning är det tydligt att studierna som undersökt prisbubblor sträcker sig primärt till och med 2010-talet. Forskning i samma utsträckning finns inte publicerad för en senare tidsperiod.

## 4. Data och ekonometrisk metod

### 4.1 Data

#### 4.1.1 Dataurval

Datan som används för studien är tidsseriedata på årlig basis och avser tidsperioden 2000–2021 då tidigare forskning är bristfällig med avseende på tidsperioden. Längden av tidshorisonten har beaktat Stiglitzs (1990) hypotes om att det är riskabelt att undersöka prisbubblor på kort sikt. Stiglitzs (1990) menar att när data sträcker sig över en begränsad tidsperiod finns risken att det initiala priset stämmer överens med slutvärdet och avkastningen på kort sikt vilket gör det svårt att undersöka huruvida slutvärdet faktiskt motiveras utifrån fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer.

Datan är hämtad från Statistiska centralbyrån tillika Statistikmyndigheten (SCB).<sup>1</sup> Med undantag för bostadsrättspriser som hämtats från Svensk Mäklarstatistik. På uppdrag av Svensk Mäklarstatistik samlar SCB in den månatliga statistiken samt behandlar och framställer statistiken (Svensk Mäklarstatistik, u.å.b). Utöver det är styrräntan hämtad från Ekonomigruppen (2023) som i sin tur inhämtar data från Riksbanken.

Vidare var datan med avseende på bostadsrättspriser och förvärvsinkomst för respektive kommun i nominella värden. Det innebär att datan inte var justerad för inflation alternativt deflation och värdena redovisades i respektive års penningvärde. För att omvandla datan till reella värden deflaterades bostadsrättspriser och förvärvsinkomst för respektive kommun med hjälp av ett prisindex (Federal Reserve Bank of Dallas, u.å.). Det prisindex som användes för att omvandla nominella värden till reella värden var Konsumentprisindexet (KPI) uttryckt i 2022 års värde som tillhandahålls av SCB (2023c). Nominella värden deflaterades till reella värden genom följande ekvation:

$$Reellt\ värde = \frac{Nominellt\ värde}{\frac{KPI}{100}} \quad (4.1)$$

---

<sup>1</sup> SCB är en svensk statlig myndighet vars ändamål är att framställa oberoende dels officiell statistik, dels övrig statlig statistik. SCB ansvarar dessutom för att harmonisera förseelsen av statistiskt material till internationella organisationer (Regeringskansliet, u.å.; SCB, u.å.b). Av den orsaken att SCB tillhandahåller oberoende statistik som är tillgänglig för såväl beslutshavare som privatpersoner anser vi att statistiken har hög kredibilitet och validitet.

#### 4.1.2 Fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer

Den beroende variabeln är priset på bostadsrätter för respektive kommun. Prisutvecklingen mäts genom att observera förändringen av det genomsnittliga kvadratmeterpriset i tusen kronor (tkr) för bostadsrätter i de studerade kommunerna. I den rapporterade statistiken ingår nyproduktion av bostadsrätter som tenderar att påverka prisförändringarna i små och medelstora kommuner till följd av att nyproducerade bostadsrätter säljs under en kortare tidsperiod i jämförelse med övriga bostadsrätter. Vanligt förekommande är att nyproducerade bostadsrätter har ett högre kvadratmeterpris i jämförelse med befintliga bostäder. Det kan resultera i att prisutvecklingen ökar vid försäljning av nyproduktion och över tid kan det medföra en högre prisnivå för området (Svensk Mäklarstatistik, u.å.c). I Stockholms och Göteborgs kommuner behöver nyproduktion inte påverka alls alternativt marginellt men för Karlstads kommun kan det vara relevant att ha i åtanke.

För studien har tre fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer valts ut i syfte att minska risken för falska samband, så kallade spuriösa samband (Djurfeldt, Larsson & Stjärnhagen, 2018, s. 269). När för få fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer inkluderas ökar risken för att vi missar att undersöka relevanta samband. Med andra ord uppstår ett så kallat omitted-variable bias (OVB) (Stock & Watson, 2015).

Den första fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorn är den sammanräknade medelinkomsten med avseende på förvärvsinkomst i tkr bland män och kvinnor i åldrarna 20–64 år för respektive kommun. Avgränsningen av åldersspannet baseras på att vi anser att de främsta aktörerna på bostadsrättsmarknaden är mellan åldrarna 20–64 år. Den sammanräknade förvärvsinkomsten är hämtad från SCB (2023d) och består av all skattepliktig inkomst före skatt men exkluderar kapitalinkomster som förslagsvis erhålls från värdepapper (SCB, 2023e). Kapitalinkomster exkluderas eftersom det i generella fall endast är stadigvarande inkomst som tas hänsyn till vid ansökning av bolån (SBAB, u.å; Danske Bank, u.å.). Valet av den fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorn förvärvsinkomst motiveras utifrån dess betydande påverkan på hushållens köpkraft, vilket vi tror kommer ha en stor påverkan på bostadsrättspriserna i de tre undersökta kommunerna. Inkomst är även en fundamental utbuds- och efterfrågefaktor som tidigare forskning tagit hänsyn till (Asal, 2019, s. 33; Case & Shiller, 2003, s. 305–306). Förvärvsinkomst förväntas ha en positiv effekt på

bostadsrättspriser. I takt med att förvärvsinkomster ökar förbättras den ekonomiska levnadsstandarderna vilket möjliggör för personer att köpa bostadsrätter till ett högre pris. På motsvarande vis resulterar lägre förvärvsinkomster till att personer inte har råd att köpa för ett högre pris. Sålunda förväntas sambandet mellan förvärvsinkomst och bostadsrättspriser vara positivt.

Vidare studeras KPIF i procent som står för *konsumentprisindex med fasta räntor* och beskriver den underliggande inflationen i Sverige utifrån utfallet varje månad (SCB, 2023f). Då studien är baserad på årlig data har variabeln omräknats och presenteras utifrån ett snitt av inflationen under hela året. För att minska risken för multikollinearitet, som innebär att två faktorer i modellen korrelerar med varandra, har KPIF inkluderats i kontrast till KPI med anledning av att styrräntan är en fundamental utbuds- och efterfrågefaktor i vårt dataset. Trots att datan för bostadsrättspriser redan är deflaterad har vi valt att undersöka effekten av KPIF på bostadsrättspriser. Målet med att inkludera KPIF är att kontrollera för underliggande effekter då inflationsmättet tar såväl bostadsrättspriser som övriga varor och tjänster i beaktning. Förslagsvis påverkar inflationen produktionen och anställningsgraden i en ekonomi vilket i sin tur kan ha en effekt på bostadsrättspriserna (Oner, u.å.; IMF, u.å.). Således är det relevant att undersöka KPIF:s effekt på bostadsrättspriser då vi tror att ett ändrat penningvärde eventuellt har reella effekter. Sambandet mellan KPIF och bostadsrättspriser förväntas vara positivt då inflationen har en direkt påverkan på hushållens köpkraftsparitet. Inflation mäter förändringstakten av priser på varor och tjänster. Följaktligen innebär det att om inflationen ökar eller minskar kommer priserna på varor och tjänster att öka respektive minska.

Slutligen inkluderas styrräntan i procent som en fundamental utbuds- och efterfrågefaktor. Styrräntan är räntan som Riksbanken erbjuder vid utlåning till svenska banker och har därav inverkan på genomsnittliga räntor för såväl lån som sparande i Sverige. I sin tur påverkar det bostadsrättspriser. Data på styrräntan är hämtad från Ekonomigruppen (2023) som presenterar styrräntan för varje månadsavslut. Likt KPIF har datan för styrräntan räknats om från månadsvis och presenteras i studien årsvis utifrån ett snitt av styrräntan under hela året. Dock finns det en risk med att omvandla månatliga data till årsvis data med anledning av att vissa år kan uppvisa extremvärden som egentligen inte är representativa för tidsperioden. Tidigare

forskning har mer specifikt undersökt bolåneräntor men då bolåneräntor tenderar att variera sinsemellan svenska banker har vi valt kontrollera för styrräntan som ger en generaliserad bild. Till följd av att en högre styrränta leder till högre bolåneräntor förväntar vi oss ett negativt samband mellan bostadsrättspriser och styrränta. Vid högre bolåneräntor har hushållen svagare köpkraft vilket bör medföra att bostadsrättspriserna successivt minskar över tid.

Övriga fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer som är viktiga att ta hänsyn till enligt Case och Shiller (2003) är arbetslöshet, anställningsgrad och folkmängd. Som en konsekvens av brist på data, som avser vår studies undersökta tidsperiod, exkluderades arbetslöshet och anställningsgrad. Initialt var folkmängd en fundamental utbuds- och efterfrågefaktor som vi inkluderade i vår studie. Dock exkluderades folkmängd med anledning av att det finns svårigheter i att kontrollera för folkmängd när data på kommunbasis används. Till exempel uppvisade folkmängd extremvärden och utöver det var faktorn inte stationär. Därav valde vi att exkludera folkmängd som en fundamental utbuds- och efterfrågefaktor.

I tabell 4.1 redovisas en överskådlig bild av dataurvalet. Std Spec är en förkortning av standardspecifikation vilket innebär att datan är i dess ursprungsformat och där bostadsrättspriser och förvärvsinkomst endast deflaterades. Vidare valde vi att logaritmerade bostadsrättspriser och förvärvsinkomst för att undersöka den procentuella effekten av de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna på bostadsrättspriser. KPIF och styrräntan är inte transformerade till logaritmerad form med anledning av att styrräntan redovisade negativa tal. Dessutom finns det ingen mer vinning i att logaritmera värden som redan är i procentuell form.

**Tabell 4.1: Deskriptiv statistik**

Variabel	N	Medelvärde		Standardavvikelse		Min		Max	
		Std Spec.	Log	Std Spec.	Log	Std Spec.	Log	Std Spec.	Log
Bostadsrättspriser i Sthlm	22	57 937,04	4,74	19 331,29	0,15	32 878,13	4,52	88 737,58	4,95
Bostadsrättspriser i Gbg	22	37 755,01	4,50	14 985,11	0,21	12 063,18	4,10	57 185	4,76
Bostadsrättspriser i Kd	22	16 280,33	4,14	8890,04	0,28	3617,81	3,56	32 589,67	4,51
Förvärvsinkomst i Sthlm	22	396,17	2,60	44,37	0,5	336,67	2,53	481,16	2,68
Förvärvsinkomst i Gbg	22	334,55	2,52	34,80	0,04	281,61	2,45	395,76	2,60
Förvärvsinkomst i Kd	22	322,78	2,51	32,68	0,04	273,90	2,44	374,85	2,57
KPIF	22	1,56	.	0,66	.	0,47	.	2,69	.
Styrränta	22	1,47	.	1,66	.	-0,50	.	4,06	.

Kommentar: Datan avser tidsperioden 2000–2021. Samtliga värden är avrundade till två decimaler.

## 4.2 Ekonometrisk metod

Mot bakgrund till tidigare forskningen och vår data, valde vi att utgå från en kombination av Johansens kointegrationstest och en VECM då vi anser att de är de bäst lämpade metoderna för att undersöka om det finns ett långsiktigt samband mellan bostadsrättspriser, förvärvsinkomst, KPIF och styrräntan under åren 2000–2021. Johansens kointegrationstest kan upptäcka långsiktiga samband och VECM gör det möjligt att analysera det långsiktiga sambandet mer i detalj.

En förutsättning för Johansens kointegrationstest är att tidsserievariablerna är stationära och integrerade av första ordningen ( $I(1)$ ). Genom att tillämpa ett ADF-test kan vi undersöka om bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer uppfyller kraven för att använda Johansens kointegrationstest (processen förklaras mer djupgående i 4.2.1). Om en kointegrationsrelation upptäcks betyder det att det finns ett långsiktigt samband mellan bostadsrättspriser och de fundamental utbuds- och efterfrågefaktorerna. Vilket innebär att det saknas tecken för en prisbubbla. Således förväntas bostadsrättspriserna att återhämta sig från en kortsiktig avvikelse och röra sig mot den långsiktiga jämvikten igen. Hur hög återhämtningstakten är beräknas med hjälp av en VECM som estimerar en så kallad error correction-term (ECT). ECT anger i procent per år hur fort bostadspriserna återhämtar sig från en tillfällig avvikelse från den långsiktiga jämvikten. VECM-analysen undersöker likaså de



fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorernas enskilda effekt på bostadsrättspriserna i respektive kommun.

Vidare har vår studie valt att inkludera 1 lagg då Woolridge (2018) dels rekommenderar 1–2 antal laggar när data på årlig basis analyseras, dels av den orsaken att studien endast omfattas av 22 observationer och när för många laggar inkluderas finns en risk att initiala observationer går förlorade vilket kan försvåra studier med få observationer. Men om för få laggar inkluderas ökar risken för opålitliga resultat (Woolridge, 2018, s. 612–613).

#### 4.2.1 ADF-test

För att undersöka om tidsseriedatan uppvisade en stationär trend tillämpade vi ett ADF-test. När en tidsserievariabel är stationär innebär det att medianen, variansen och autokorrelationsstrukturen är konstant.<sup>2</sup> Det implicerar att sannolikhetsfördelningen är konstant och inte förändras över tid (Stock & Watson, s. 544).

För tidsseriedata kan två typer av trender urskiljas: deterministisk och stokastisk trend. En deterministisk trend är en icke-slumpmässig funktion av tid och kan förslagsvis visa sig vara linjära över tid medan en stokastisk trend kan beskrivas som en slumpmässig trend som varierar över tid. Genom att testa för enhetsrötter går det att urskilja vilken typ av trend som dataurvalet uppvisar vilket görs med ett ADF-test med  $p$ -antal laggar (Stock & Watson, 2015, s. 557–561). Om en enhetsrot upptäcks innebär det att tidsserievariabeln uppvisar en stokastisk trend i jämförelse med om ingen enhetsrot upptäcks vilket tyder på att tidsserievariabeln följer en deterministisk trend. ADF-testet ges av följande ekvation:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \gamma_p \Delta Y_{t-p} + u_t \quad (4.2)$$

---

<sup>2</sup> Autokorrelation beskriver korrelationen mellan en given tidsserie i dess originalformat och dess laggade format (Stock & Watson, 2015).

Med utgångspunkt i ovanstående formel kan följande två hypoteser utformas:

$$\begin{aligned}H_0: \delta &= 0 \\H_1: \delta &< 0\end{aligned}$$

Nollhypotesen säger att det finns tecken på en enhetsrot i jämförelse med nollhypotesen som menar att det inte finns tecken på en enhetsrot och således är datan stationär.

Det önskvärda utfallet är att förkasta nollhypotesen. Om datan inte är stationär kan inga tillförlitliga slutsatser dras då det finns en hög risk för spuriösa samband. För att nollhypotesen skall förkastas krävs det att värdet på  $T$ -statistiken, i absoluta tal, är större än det kritiska värdet på 5%-nivå. Alltså mer minus än det kritiska värdet. Med andra ord krävs det att värdet på  $T$ -statistiken är negativt och om värdet är positivt kan nollhypotesen inte förkastas. Om nollhypotesen förkastas efter det första ADF-testet är tidsserievariabeln integrerad av ordningen 0 ( $I(0)$ ) som betyder att tidsserievariabeln är stationär i nivåform (endast logaritmerad) och kommer nödvändigtvis inte behövas differentieras. Om det inte går att förkasta nollhypotesen måste datan differentieras  $d$ -antal gånger för att datan skall bli stationär. Sedan görs ADF-testet om med de differentierade tidsserievariablerna och om resultatet från ADF-testet visar att datan är stationär efter den första differensen pekar det på att tidsserievariablerna är ( $I(1)$ ). Observera att det är tillåtet för tidsserievariabler som är  $I(0)$  att på samma sätt differentieras. Den första differensen är förändringen i värdet på  $Y$  mellan tidsperioden  $t - 1$  och  $t$ , differensen betecknas av följande ekvation (Stock & Watson, 2015, s. 562–564):

$$\Delta Y = Y_t - Y_{t-1} \tag{4.3}$$

Vilken ordning som tidsseriedatan är integrerad av bestäms utifrån  $d$ -antal gånger som tidsseriedatan differentieras. För att testa för kointegration är en förutsättning att tidsseriedatan är stationär och  $I(1)$ . Om bostadsrättspriserna och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna uppfyller kraven kan vi gå vidare och testa för kointegration.

#### 4.2.2 Johansens kointegrationstest

För att undersöka huruvida det existerar ett långsiktiga samband, kointegration, mellan bostadsrättspriserna och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna tillämpades

Johansens kointegrationstest som kan betraktas som en generaliserad version av ADF-testet men som görs på fler variabler och använder en estimeringsstrategi baserad på "maximum likelihood". Det möjliggör att undersöka och uppskatta kointegrerade relationer när det finns fler än två variabler (Johansen, 1995).

Johansens kointegrationstest testar för flera långsiktiga samband mellan bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna som är integrerade av samma ordning. Johansens kointegrationstest bygger på idén om att hitta den maximala sannolikheten att observera multipla relationer. Antalet kointegrationsrelationer som finns mellan variablerna anges av rank ( $r$ ). En kointegrationsrelation innebär att det finns ett långsiktigt samband mellan bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna. Om en rank är 0 innebär det att det saknas långsiktiga samband mellan faktorerna. Resultatet från Johansens kointegrationstest kan i vår studie max visa en rank om tre då datamaterialet består av fyra tidsserievariabler (Johansen & Örregaard Nielsen, 2012). I Johansens kointegrationstest ingår dels ett tracetest, dels ett maximalt egenvärde-test. Båda testerna testar nollhypotesen: "Det finns inga kointegrationsrelationer mellan variablerna" (Johansen, 1988).

$$\text{Trace test: } \lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^K \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4.4)$$

$$\begin{aligned} H_0: r &= 0 \\ H_1: r &> 0 \end{aligned}$$

$$\text{Maximalt egenvärde test: } \lambda_{\text{max}}(r, r + 1) = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4.5)$$

$$\begin{aligned} H_0: r &= r \\ H_1: r &< r + 1 \end{aligned}$$

Nollhypotesen kan förkastas om  $T$ -statistiken och det maximala egenvärdet visar ett högre värde än det kritiska värdet på en 5%-signifikansnivå. Vid tolkning av resultatet undersöks likaså antalet långsiktiga samband. Om nollhypotesen förkastas på rank  $x$  undersöks värdena för nästkommande rank fram till att det inte går att förkasta nollhypotesen. Exempel på det är om nollhypotesen kan förkastas på rank 1 undersöks värdena från tracetestet och det maximala egenvärde-testet för rank 2. Om inte nollhypotesen kan förkastas på rank 2 dras

slutsatsen att det finns upp till två långsiktiga samband. Med andra ord finns det upp till  $x$ -antal långsiktigt samband mellan bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna beroende på vilken rank som nollhypotesen inte kan förkastas vid.

### 4.2.3 VECM

Om Johansens kointegrationstest kan urskilja minst ett långsiktigt samband kan det långsiktiga sambandet mellan bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna undersökas vidare med en VECM som möjliggör för att studera hur fort bostadsrättspriser återhämtar sig från en och kortsiktig avvikelser. VECM görs med variablerna i differentierad form och kan generellt sätt härledas på följande vis:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \varepsilon_{t-1} + \Pi y_{t-g} + \sum_{i=1}^n \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_2 \Delta y_{t-1} + \dots + \sum_{i=1}^n \gamma_k \Delta y_{t-1} + \mu_t \quad (4.6)$$

I förhållande till vår studie kan ekvationen för VECM skrivas på följande vis där  $x$  betecknar vilken kommun variabeln avser:

$$\Delta \text{Bostadsrättspriser}_{x,t} = \alpha_0 + \varepsilon_{t-1} + \Pi y_{t-g} + \sum_{i=1}^n \gamma_1 \Delta \text{Förvärvsinkomst}_{x,t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_2 \Delta \text{KPIF}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_3 \Delta \text{Styrränta}_{t-1} + \mu_t \quad (4.7)$$

Vidare är  $\alpha_0$  den konstanta termen,  $n$  anger antalet laggar,  $y$  representerar variablerna,  $t$  står för tid,  $k$  betecknar antalet linjära ekvationer,  $\gamma$  denoterar variablernas koefficienter. Värdena för  $\gamma$  skall tolkas på motsatt vis, alltså skall negativa koefficienter tolkas som positiva effekter. Därefter står  $\Pi y_{t-g}$  för summan av antalet kointegrationsrelationer i ekvationen. Slutligen betecknar  $\varepsilon_{t-1}$  ECT.  $\varepsilon_{t-1}$  är väsentlig för modellen då termen anger hur fort bostadsrättspriserna konvergerar mot den långsiktiga jämvikten efter en tillfällig avvikelser (Woolridge, 2018, s. 621). Om koefficienten för  $\varepsilon_{t-1}$  visar på ett högt värde innebär det att bostadsrättspriserna kommer att återhämta sig från en tillfällig avvikelser relativt fort. Medan om koefficienten för  $\varepsilon_{t-1}$  visar på ett lågt värde är konvergenstakten betydligt lägre (Enders, 1995, s. 367).

För VECM-analysen appliceras en 5%-signifikansnivå. Det innebär att om  $p$ -värdet är lägre än 5% är sambandet mellan bostadsrättspriser och den fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorn statistiskt signifikant och det är alltså mindre än 5% att det är slumpen som har avgjort resultatet. Om koefficient befinner sig över 5%-nivån skall statistiska slutsatser dras med ytterst varsamhet (Djurfeldt et al., 2018).

En svaghet med VECM-analysen är att den endast går att applicera på tidsseriedata så är stationär och I(1). Det innebär att om tidsserievariablerna inte är stationära efter att första differensen använts måste tidsserievariablerna uteslutas från analysen och risken för OVB ökar (Abduvaliev & Bustillo, 2020).

## 5. Resultat

Resultatet presenteras utefter kommun. ”Log” innebär att den fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorn är logaritmenrad. Med avseende på ADF-testet och VECM indikerar symbolen:  $\Delta$  att den fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorn är differentierad med första differensen.

### 5.1 Stockholms kommun

#### 5.1.1 ADF-test

Som beskrivits i 4.2.1 förkastas nollhypotesen: ”det finns tecken på en enhetsrot”, när värdet på  $T$ -statistiken är högre än det kritiska värdet på 5%-signifikansnivå. Förkastas nollhypotesen tyder det på att tidsserievariabeln uppvisar en deterministisk trend och är följaktligen stationär.

I tabell 5.1 presenteras resultat från ADF-testet med bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna på nivåform.  $T$ -statistiken med avseende på bostadsrättspriser och förvärvsinkomst är inte mer negativ än det kritiska värdet på 5%-signifikansnivå vilket innebär att nollhypotesen för bostadsrättspriser och förvärvsinkomst inte kan förkastas. Med andra ord uppvisar bostadsrättspriser och förvärvsinkomst en stokastisk trend.

**Tabell 5.1: ADF-test med faktorer i nivåform**

Variabel	$T$ -statistik	5% Kritiskt värde
LogBostadsrättspriser i Sthlm	-0,821	-1,740
LogFörvärvsinkomst i Sthlm	1,279	-1,740
KPIF	-2,565	-1,740
Styrränta	-1,837	-1,740

Tabellkommentar: Samtliga värden är avrundade till tre decimaler.

Då nollhypotesen inte kunde förkastas på nivåform för bostadsrättspriser och förvärvsinkomst transformerades bostadsrättspriser och samtliga utbuds- och efterfrågefaktorer till första differensen. I tabell 5.2 redovisas resultatet från ADF-testet med bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna som är transformerade till första differensen. Med anledning av att samtliga värden på  $T$ -statistiken, är högre än det kritiska värdet på 5%-signifikansnivå kan nollhypotesen förkastas. Bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds-

och efterfrågefaktorerna uppvisar sålunda en deterministisk trend och är stationära samt I(1). Därav uppfyller tidsseriedatan kraven för att tillämpa Johansens kointegrationstest.

**Tabell 5.2: ADF-test med differentierade faktorer**

Variabel	T-statistik	5% Kritiskt värde
$\Delta\text{LogBostadsrättspriser i Sthlm}$	-3,617	-1,746
$\Delta\text{LogFörvärvsinkomst i Sthlm}$	-3,715	-1,746
$\Delta\text{KPIF}$	-3,242	-1,746
$\Delta\text{Styrränta}$	-5,279	-1,746

Tabellkommentar: Samtliga värden är avrundande till tre decimaler.

### 5.1.2 Johansens kointegrationstest

I Johansens kointegrationstest kan nollhypotesen, ”det inte finns kointegration”, förkastas när  $T$ -statistiken och det maximala egenvärdet är högre än det kritiska värdet. Både tracetestet och det maximala egenvärde-testet indikerar att det finns upp till en kointegrationsrelation eftersom dels  $T$ -statistiken, dels det maximala egenvärdet är mindre än det kritiska värdet på rank 1. Med andra ord finns det upp till en kointegrationsrelation (ett långsiktigt samband) mellan bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna. Ökningen i bostadsrättspriserna motiveras således av fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer (Tabell 5.3).

**Tabell 5.3: Johansens kointegrationstest**

Rank	Tracetest			Maximalt egenvärde-test		
	Egenvärde	T-statistiken	Kritiskt värde	Egenvärde	Maximalt egenvärde	Kritiskt värde
$R = 0$	.	57,453	47,21	.	39,983	27,07
$R \leq 1$	0,851	17,470*	29,68	0,851	12,945	20,97
$R \leq 2$	0,460	4,525	15,41	0,460	4,074	14,07
$R \leq 3$	0,176	0,452	3,76	0,176	0,452	3,76
$R \leq 4$	0,021	.	.	0,021	.	.

Tabellkommentar: Samtliga värden är avrundande till tre decimaler.

### 5.1.3 VECM

För att djupare undersöka det långsiktiga sambandet mellan bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna tillämpades en VECM med en signifikansnivå på 5%. Tabell 5.4 presenterar resultaten från VECM-analysen där  $(t - 1)$  står för antalet laggar. Från tabell 5.4 kan ett positivt samband mellan förvärvsinkomst och bostadsrättspriser urskiljas. När förvärvsinkomsten ökar med 1% bidrar det till att bostadsrättspriserna ökar med 14,700%. För faktorerna KPIF och styrräntan är sambandet mellan bostadsrättspriser negativt. När KPIF ökar med 1% leder det till att bostadsrättspriserna minskar med 0,290% och när styrräntan ökar med 1% blir följden att bostadsrättspriserna minskar med 0,091%. Samtliga samband är signifikanta i och med att  $p$ -värdet befinner sig under 5%-signifikansnivån (Tabell 5.4).

ECT beskrivs i tabell 5.4 som  $\varepsilon$  och har en koefficient på -0,440. Det innebär att om bostadsrättspriserna kortsiktigt avviker från den långsiktiga jämvikten leder det till att bostadsrättspriserna återhämtar sig mot den långsiktiga jämvikten i en återhämtningstakt på 44% per år. Dock är koefficienten insignifikant och inga tillförlitliga slutsatser kan dras.

**Tabell 5.4: VECM**

Variabel	Koefficient	Standardfel	z-värde	p-värde
$\varepsilon (t - 1)$	-0,440	0,037	-1,19	0,232
$\Delta \text{LogFörvärvsinkomst i Sthlm } (t - 1)$	-14,700	2,905	-5,06	0,000
$\Delta \text{KPIF } (t - 1)$	0,290	0,026	11,30	0,000
$\Delta \text{Styrränta } (t - 1)$	0,091	0,019	4,87	0,000

Tabellkommentar: Samtliga värden är avrundade till tre decimaler.



## 5.2 Göteborgs kommun

### 5.2.1 ADF-test

ADF-testet på bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna i nivåform med avseende på Göteborgs kommun redovisas i tabell 5.5. I princip är samtliga värden på  $T$ -statistiken högre än det kritiska värdet på 5%-signifikansnivå med undantag för förvärvsinkomst. Följden blir att nollhypotesen beträffande förvärvsinkomst inte kan förkastas då den fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorn uppvisar en stokastisk trend och är därmed inte stationär.

**Tabell 5.5: ADF-test med faktorer i nivåform**

Variabel	$T$ -statistik	5% Kritiskt värde
LogBostadsrättspriser i Gbg	-1,908	-1,746
LogFörvärvsinkomst i Gbg	-0,548	-1,746
KPIF	-2,362	-1,746
Styrränta	-1,791	-1,746

Tabellkommentar: Samtliga värden är avrundade till tre decimaler.

Då nollhypotesen inte kunde förkastas när förvärvsinkomst var i nivåform differentierades bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna med första differensen vilket resulterade i att nollhypotesen för samtlig tidsseriedata kan förkastas. Av den anledningen uppvisar bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna en deterministisk trend och är  $I(1)$ . Därav uppfyller bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna kraven för att tillämpa Johansens kointegrationstest (Tabell 5.6).

**Tabell 5.6 ADF-test med differentierade faktorer**

Variabel	$T$ -statistik	5% Kritiskt värde
$\Delta$ LogBostadsrättspriser i Gbg	-2,154	-1,753
$\Delta$ LogFörvärvsinkomst i Gbg	-2,138	-1,753
$\Delta$ KPIF	-2,231	-1,753
$\Delta$ Styrränta	-5,177	-1,753

Tabellkommentar: Samtliga värden är avrundade till tre decimaler.

### 5.2.2 Johansens kointegrationstest

Ur tabell 5.7 kan resultatet från Johansens kointegrationstest urskiljas. Både tracetestet och det maximala egenvärde-testet pekar på att nollhypotesen inte kan förkastas på rank 1, därmed finns det upp till en kointegrationsrelation mellan bostadsrättspriserna och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna. Med andra ord existerar upp till ett långsiktigt samband mellan bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna. Således motiveras ökningen i bostadsrättspriserna av de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna (Tabell 5.7).

**Tabell 5.7: Johansens kointegrationstest**

Rank	Tracetest			Maximalt egenvärde-test		
	Egenvärde	T-statistiken	Kritiskt värde	Egenvärde	Maximalt egenvärde	Kritiskt värde
$R = 0$	.	53,579	47,21	.	37,374	27,07
$R \leq 1$	0,846	16,204*	29,68	0,846	8,757	20,97
$R \leq 2$	0,355	7,447	15,41	0,355	7,431	14,07
$R \leq 3$	0,310	0,016	3,76	0,310	0,016	3,76
$R \leq 4$	0,001	.		0,001	.	.

Tabellkommentar: Samtliga värden är avrundade till tre decimaler.

### 5.2.3 VECM

Från VECM-analysen som görs för att närmre undersöka det långsiktiga sambandet mellan bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna kan ett positivt samband urskiljas mellan förvärvsinkomst och bostadsrättspriser. När förvärvsinkomster ökar med 1% kommer bostadsrättspriserna öka med 12,556%. Den andra fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorn, KPIF, har en koefficient på 0,391 vilket indikerar på ett negativt samband mellan KPIF och bostadsrättspriser. När KPIF ökar med 1% bidrar det till att bostadsrättspriserna minskar med 0,391%. Slutligen redovisas även ett negativt samband mellan styrränta och bostadsrättspriser. Om styrräntan ökar med 1% resulterar det i att bostadsrättspriserna minskar med 0,120%. Samtliga sambandet är signifikant då alla  $p$ -värden befinner sig under signifikansnivån på 5%, således är det mindre än 5% risk att det är slumpen som har avgjort sambanden. (Tabell 5.8).

ECT ( $\varepsilon$ ) har en koefficient på -0,023. Vid en kortsiktig chock, som gör att bostadsrättspriserna avviker från den långsiktiga jämvikten, kommer bostadsrättspriserna att återhämta sig och konvergera mot den långsiktiga jämvikten i en takt på 2,3% per år. Däremot är  $p$ -värdet över 5%-signifikansnivån och därav kan inte risken att resultatet är baserat på slumpen uteslutas.

**Tabell 5.8: VECM**

Variabel	Koefficient	Standardfel	z-värde	p-värde
$\varepsilon (t - 1)$	-0,023	0,024	-0,98	0,327
$\Delta \text{LogFörvärvsinkomst i Gbg } (t - 1)$	-12,556	6,229	-2,02	0,044
$\Delta \text{KPIF } (t - 1)$	0,391	0,050	7,77	0,000
$\Delta \text{Styrränta } (t - 1)$	0,120	0,034	3,59	0,000

Tabellkommentar: Samtliga värden är avrundade till tre decimaler.

## 5.3 Karlstads kommun

### 5.3.1 ADF-test

Resultatet från ADF-testet med bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna i nivåform visar att värdet på  $T$ -statistiken med avseende på förvärvsinkomst är lägre än det kritiska värdet på 5%-nivå. Således kan nollhypotesen inte förkastas när förvärvsinkomst undersöks då den fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorn uppvisar en stokastisk trend (Tabell 5.9).

**Tabell 5.9: ADF-test med faktorer i nivåform**

Variabel	$T$ -statistik	5% Kritiskt värde
LogBostadsrättspriser i Kd	-1,838	-1,740
LogFörvärvsinkomst i Kd	-0,365	-1,740
KPIF	-2,565	-1,740
Styrränta	-1,837	-1,740

Tabellkommentar: Samtliga värden är avrundade till tre decimaler.

ADF-testet görs därav en andra gång fast med bostadsrättspriser och samtliga fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer i första differensen. Det resulterar i att nollhypotesen kan förkastas för bostadsrättspriser och samtliga fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer då  $T$ -statistiken är högre än det kritiska värdet. Tidsseriedatan uppvisar en deterministisk trend

och är I(1) (Tabell 5.10). Följaktligen uppfyller tidsseriedatan samtliga krav för att tillämpa Johansen kointegrationstest.

**Tabell 5.10: ADF-test med differentierade faktorer**

Variabel	T-statistik	5% Kritiskt värde
$\Delta\text{LogBostadsrättspriser i Kd}$	-3,743	-1,746
$\Delta\text{LogFörvärvsinkomst i Kd}$	-2,475	-1,746
$\Delta\text{KPIF}$	-3,242	-1,746
$\Delta\text{Styrränta}$	-5,279	-1,746

Tabellkommentar: Samtliga värden är avrundade till tre decimaler.

### 5.3.2 Johansens kointegrationstest

I tabell 5.11 redovisas resultatet från Johansen kointegrationstest. Värden för både tracetestet och det maximala egenvärde-testet är lägre än det kritiska värdet på rank 1. Således kan nollhypotesen inte förkastas. Resultatet tyder på att det finns upp till en kointegrationsrelation mellan bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna. Därmed förekommer upp till ett långsiktig samband mellan bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna vilket tyder på att ökningen i bostadsrättspriser kan motiveras utifrån de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer.

**Tabell 5.11: Johansens kointegrationstest**

Rank	Tracetest			Maximalt egenvärde-test		
	Egenvärde	T-statistiken	Kritiskt värde	Egenvärde	Maximalt egenvärde	Kritiskt värde
$R = 0$		61,067	47,21	.	36,893	27,07
$R \leq 1$	0,827	24,174*	29,68	0,827	13,249	20,97
$R \leq 2$	0,468	10,925	15,41	0,468	9,434	14,07
$R \leq 3$	0,362	1,491	3,76	0,362	1,491	3,76
$R \leq 4$	0,069	.		0,069	.	.

Tabellkommentar: Samtliga värden är avrundade till tre decimaler.

### 5.3.3 VECM

Det långsiktiga sambandet mellan bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna studeras vidare med en VECM-analys som visar på ett negativt samband mellan förvärvsinkomst och bostadsrättspriser. När förvärvsinkomsterna i Karlstads kommun ökar med 1% leder det till att bostadsrättspriserna minskar med 33,802%. Vidare har KPIF en positiv effekt på bostadsrättspriser då bostadsrättspriserna ökar med 0,005% när KPIF ökar med 1%. Likt förvärvsinkomst är sambandet mellan styrräntan och bostadsrättspriserna negativt. När styrräntan ökar med 1% bidrar det till att bostadsrättspriserna minskar med 0,004% vilket kan anses vara en marginell förändring. Vidare har ECT ( $\varepsilon$ ) en koefficient på -0,264 vilket innebär att konvergenstakten är på 26,4% per år (Tabell 5.12).

Dock är endast sambandet mellan bostadsrättspriser och förvärvsinkomst statistiskt signifikant med anledning av att  $p$ -värdet överstiger 5%-signifikansnivån. Därav är det mer än 5%-risk att det är slumpen som avgjort resultatet med avseende på KPIF, styrräntan och ECT. Av den anledningen skall resultatet tolkas med försiktighet (Tabell 5.12).

**Tabell 5.12: VECM**

Variabel	Koefficient	Standardfel	z-värde	p-värde
$\varepsilon (t - 1)$	-0,264	0,180	-1,48	0,140
$\Delta \text{LogFörvärvsinkomst i Kd}(t - 1)$	33,802	3,995	8,46	0,000
$\Delta \text{KPIF}(t - 1)$	-0,005	0,010	-0,54	0,586
$\Delta \text{Styrränta}(t - 1)$	0,004	0,007	-0,53	0,596

Tabellkommentar: Samtliga värden är avrundade till tre decimaler.

## 5.4 Sammanfattning av resultatet

I avsnitt 5.1.1, 5.2.1 och 5.3.1 presenteras resultaten från ADF-testerna för de tre undersökta kommunerna. Övergripande i alla tre ADF-test är att bostadsrättspriser och samtliga fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna inte är stationära i nivå-form. Följaktligen differentierades bostadsrättspriserna och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna med första differensen. ADF-testen som gjordes på de differentierade bostadsrättspriserna och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna visar att samtlig tidsseriedata är stationär och  $I(1)$  vilket möjliggör för att tillämpa Johansens kointegrationstest.

Johansens kointegrationstest pekar på att det existerar upp till en kointegrationsrelation mellan bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna i Stockholms, Göteborgs och Karlstads kommuner. Med andra ord existerar upp till ett långsiktigt samband mellan bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna i samtliga kommuner. Därmed motiveras ökningen av bostadsrättspriserna av fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer.

Det långsiktiga sambandet undersöks vidare med en VECM-analys som skattar konvergenstakterna i samtliga kommuner. Konvergenstakterna i Stockholms och Karlstads kommuner är relativt höga då konvergenstakterna är på 44% respektive 26,4% medan i Göteborgs kommun är konvergenstakten på 2,3%. Gemensamt för samtliga kommuner är att konvergenstakterna är insignifikanta. Sambandet mellan bostadsrättspriser och förvärvsinkomst visar sig vara positivt i både Stockholms och Göteborgs kommuner i jämförelse med Karlstads kommun där sambandet är negativt. Likaledes är sambandet mellan bostadsrättspriser och KPIF negativt i Stockholms och Göteborgs kommuner medan sambandet i Karlstads kommun är negativt och insignifikant. Slutligen är sambandet mellan styrräntan och bostadsrättspriser negativt i samtliga kommuner men endast insignifikant i Karlstads kommun.

## 6. Slutsats och diskussion

Genom att kombinera ett ADF-test, Johansens kointegrationstest och en VECM kan vi besvara vår frågeställning om huruvida ett långsiktigt samband mellan bostadsrättspriser och förvärvsinkomst, KPIF samt styrränta, i specifikt Stockholms, Göteborgs och Karlstads kommuner under tidsperioden 2000–2021. Efter att tillämpat Johansens kointegrationstest uppvisade samtliga kommuner upp till en kointegrationsrelation vilket innebär att det finns upp till ett långsiktigt samband mellan bostadsrättspriser och de fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna (Tabell 5.3; Tabell 5.7; Tabell 5.12) . Med andra ord kommer bostadsrättspriserna att konvergera mot den långsiktiga jämvikten efter en tillfällig avvikelse.

Konvergenstakten skattas av ECT. När bostadsrättspriserna i Stockholms kommun utsätts för en kortsiktig chock är konvergenstakten på 44% per år. Konvergenstakten i Göteborgs kommun ligger på 2,3% per år medan i Karlstads kommun är konvergenstakten på 26,4%. I relation till Göteborgs kommun är konvergenstakterna för Stockholms och Karlstads kommuner betydligt högre vilket innebär att bostadsrättspriserna rör sig fortare mot den långsiktiga jämvikten. Exempelvis tar det endast några år för bostadsrättspriserna att återhämta sig mot den långsiktiga jämvikten i Stockholms och Karlstads kommuner medan i Göteborgs kommun indikerar den låga konvergenstakten på att det kommer ta decennier innan bostadsrättspriserna återhämtar sig. Det innebär att trots att vår studie funnit ett långsiktigt samband mellan bostadsrättspriser och fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer i Göteborgs kommun är konvergenstakten avsevärt lägre och möjligen är det ett svagt tecken på en prisbubbla som kräver djupare undersökning (Tabell 5.4; Tabell 5.8; Tabell 5.12). Konvergenstakterna med avseende på Stockholms och Karlstads kommuner är någorlunda likt resultatet från Turks (2015) och Claussens (2013) studier som båda estimerade en konvergenstakt på 30% per år. Med hänsyn till konvergenstakten i Göteborgs kommun finns det likheter med Asals (2019) studie som fann att konvergenstakten låg på 1% per kvartal, motsvarande 4% per år. Dock studerade Turk (2015), Claussen (2013) och Asal (2019) den svenska bostadsrättsmarknaden på nationell nivå vilket gör att resultaten inte är fullt jämförbara. Dessutom är värdena för vår studies konvergenstakter insignifikanta och de skall därav tolkas med stor försiktighet.

I och med att vår studie fann upp till ett långsiktigt samband mellan bostadsrättspriser och förvärvsinkomst, KPIF och styrräntan följer bostadsrättspriserna den långsiktiga jämvikten och motiveras således av fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorerna. För att återknyta till Stiglitzs (1990) teori tyder det på att det saknas tecken för en prisbubbla på bostadsrättsmarknaderna för respektive kommun. Slutsatsen är i enlighet med studier från Dermani et al. (2016), Claussen (2013) och Englund (2011). Men som tidigare nämnt är samtliga värden på ECT insignifikant och inga tillförlitliga slutsatser, med avseende på konvergenstakten, är möjliga att dra (Tabell 5.4; Tabell 5.8; Tabell 5.12).

Givet resultatet från VECM-analysen har förvärvsinkomst störst effekt på bostadsrättspriserna i Stockholms och Göteborgs kommuner. I Stockholms och Göteborgs kommuner ökar bostadsrättspriserna med 14,70% respektive 12,56% (avrundat till två decimaler) när förvärvsinkomst ökar med 1%. Båda VECM-analyserna för Stockholms och Göteborgs kommuner visar på signifikanta resultatet med avseende på förvärvsinkomst då de befinner sig under 5%-signifikansnivån (Tabell 5.4; Tabell 5.8). Det positiva sambandet mellan bostadsrättspriserna och förvärvsinkomsten var förväntat då en högre förvärvsinkomst ökar köpkraftspariteten och möjliggör för köp av bostadsrätter till ett högre pris. En inkomst som ökar med 1% medför att ett hushåll kan öka sin belåningsgrad och följaktligen köpa en dyrare bostad. Mot bakgrund till det anser vi att värdena på koefficienterna för förvärvsinkomstens effekt på bostadsrättspriserna i Stockholms och Göteborgs kommuner är realistiska. Även om Claussen (2013) studerade disponibel inkomst stöds resultatet från Göteborgs och Stockholms kommuner av Claussen (2013) som fann att disponibel inkomst tenderar att ha en positiv effekt på bostadsrättspriserna. I kontrast till Stockholms och Göteborgs kommuner visade VECM-analysen för Karlstads kommun på ett negativt samband mellan förvärvsinkomst och bostadsrättspriser där bostadsrättspriserna sjunker med 33% om förvärvsinkomsten ökar med 1%, vilket är motsatsen till våra förväntningar (Tabell 5.12).

Vi förväntades oss att KPIF skulle ha en positiv effekt på bostadsrättspriser, däremot är sambandet mellan KPIF och bostadsrättspriser negativt i Stockholms och Göteborgs kommuner (Tabell 5.4; Tabell 5.8). Möjligen är det negativa sambandet en följd av att när inflationen ökar höjer Riksbanken styrräntan för att kontrollera inflationen. Om styrräntan ökar bidrar det till högre bolåneräntor, vilket leder till svagare köpkraft hos hushållen. Till



följd av det bör bostadsrättspriserna minska vilket vårt resultat från VECM-analysen också pekar på, med avseende på styrräntans effekt på bostadsrättspriserna.<sup>3</sup> Sambandet mellan KPIF och bostadsrättspriser är i enlighet med våra förväntningar när Karlstads kommun undersöks. Om KPIF ökar med 1% leder det till att bostadsrättspriserna ökar med 0,005% vilket tyder på ett positivt och förväntat samband (Tabell 5.12). Eventuellt grundar det sig i att skuldsättningsgraden är högre i storstadsregioner vilket har en kraftfull inverkan på köpkraften, till skillnad från en mindre kommun som Karlstad där skuldsättningsgraden är betydligt lägre. Därmed påverkar inte KPIF köpkraften i liknande utsträckning som KPIF gör i storstadsregioner då utbudet av bostadsrätter är betydligt mindre jämfört med i Stockholms och Göteborgs kommuner. Dock är det ingenting som vår studie har undersökt och dessutom är koefficienten för KPIF i Karlstad insignifikant (Tabell 5.12). Därav kan inga tillförlitliga slutsatser dras.

Avslutningsvis har studien ämnat öka förståelsen om prisbubblor på den svenska bostadsrättsmarknaden i specifikt Stockholms, Göteborgs och Karlstads kommuner för tidsperioden 2000–2021. Resultatet från studien visar att det existerar ett långsiktigt samband mellan bostadsrättspriser och förvärvsinkomst, KPIF och styrräntan under tidsperioden 2000–2021. Vid en tillfällig avvikelse från den långsiktiga jämvikten kommer bostadsrättspriserna att återhämta sig och återigen röra sig mot den långsiktiga jämvikten. Med bakgrund till Stiglitzs (1990) teori motiveras ökningen av bostadsrättspriserna av fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer. Följaktligen saknas det tecken på en prisbubbla på varken någon av de undersökta kommunernas bostadsrättsmarknader under åren 2000–2021.

Då studien har studerat data på årlig basis omfattar studien endast av 22 observationer. När en liten mängd observationer studeras finns risken att studien uppvisar resultat som inte är representativa för verkligheten. Dessutom har endast förvärvsinkomst, KPIF och styrränta inkluderats med anledning av att data inte varit tillgängligt för fler faktorer under studiens val av tidsperiod. Således finns det en risk för OVB (Stock & Watson, 2015). För vidare forskning är det av intresse att analysera såväl en längre tidsperiod som fler fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer som förslagsvis arbetslöshet, folkmängd och hushållens

---

<sup>3</sup> Observera att koefficienten för styrräntan för Karlstads kommun är insignifikant och inga pålitliga slutsatser kan därmed dras.

skuldsättning. Med anledning av att det eventuellt bidrar till en större förståelse för vilka fundamentala utbuds- och efterfrågefaktorer som påverkar bostadsrättpriserna. Utöver det kan utbudet och efterfrågan av hyresrätter påverka bostadsrättsmarknaden och kan vara av intresse att studera. Likaså finns det fördelar med att studera fler svenska kommuner för att analysera ett större urval. Förslagsvis kommuner som påverkas av utländska investerare som önskar investera i semesterbostäder. Det kan generera en bredare överblick över huruvida prisbubblor existerar på den svenska bostadsmarknaden.

## Referenslista

Abduvaliev, Mubinzhon., & Bustillo, Ricardo. (2020). "Patterns of Official Development Assistance in Tajukistan: Effects on growth and poverty reduction". *Revista Brasileira De Política Internacional*, 63(2), 1. Doi: 10.1590/0034-7329202000206.

Asal, Maher. (2019). "Is there a bubble in the Swedish housing market?". *Journal of European Real Estate Research*, 12(1), 31–61. Doi: 10.1108/JERER-03-2018-0013.

Case, Karl E., & Shiller, Robert J. (2003). "Is There a Bubble in the Housing Market". *Brookings Paper on Economic Activity*, 2003(2), 299–342. Doi: 10.1353/eca.2004.0004.

Claussen, Carl A. (2013). "Are Swedish houses overpriced?". *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 6(2), 180-196. Doi: 10.1108/IJHMA-12-2011-0056.

Danske Bank. (u.å.). *Vad kollar banken vid bolån?*. Hämtad 2023-05-16, från <https://danskebank.se/privat/produkter/bolan/guider/vad-kollar-banken-vid-bolan>.

Dermani, Emilio., Lindé, Jesper., & Walentin, Karl. (2016). "Is there an evident housing bubble in Sweden?". *Sveriges Riksbanks Economic Review*, (2), 7–55.

Djurfeldt, Göran., Larsson, Rolf., & Stjärnhagen, Ola. (2018). *Statistisk Verktyslåda*. Lund: Studentlitteratur.

Ekonomifakta. (2023). *Styrräntan*. Hämtad 2023-04-19, från [https://www.ekonomifakta.se/fakta/ekonomi/finansiell-utveckling/styrrantant/?utm\\_source=GoogleAds&utm\\_medium=%7B%7D&utm\\_campaign=%7B%7Bcampaign.name%7D%7D&utm\\_content=%7B%7Bad.id%7D%7D&gclid=Cj0KCQjwuLShBhC ARIsAFod4fJCKz7WRmBpj7iORU-mj\\_yWJDF9y5zVs1LfxV50\\_RyKFaiH4UJJI0oaAvMEEALw\\_wcB](https://www.ekonomifakta.se/fakta/ekonomi/finansiell-utveckling/styrrantant/?utm_source=GoogleAds&utm_medium=%7B%7D&utm_campaign=%7B%7Bcampaign.name%7D%7D&utm_content=%7B%7Bad.id%7D%7D&gclid=Cj0KCQjwuLShBhC ARIsAFod4fJCKz7WRmBpj7iORU-mj_yWJDF9y5zVs1LfxV50_RyKFaiH4UJJI0oaAvMEEALw_wcB).

Enders, Walter. (1995). *Applied Econometric Time Series* (1<sup>st</sup> ed). USA: John Wiley & Sons, Inc.

Englund, Peter. (2011). "Swedish house prices in an international perspective". *The Riksbank's inquiry into the risks in the Swedish housing market*, Sveriges Riksbank.

Evidensgruppen (2013). *Bostadsbubbla? Analys av argumenten för och emot att Sverige har en bostadsbubbla*. Evidensgruppen. <https://evidensgruppen.se/wp-content/uploads/2022/05/rapport-januari-2013.pdf>.

Federal Reserve Bank of Dallas. (u.å.) *Deflating Nominal Values to Real Values*. Hämtad 2023-04-24, från <https://www.dallasfed.org/research/basics/nominal>.

Hagemann, Daniel., & Wohlmann, Monika. (2019). "An early warning system to identify house price bubbles". *Journal of European Real Estate Research*, 12(3), 291–310. Doi: 10.1108/JERER-03-2019-0006.

IMF. (u.å.). *Monetary policy: Stabilizing Prices and Output*. Hämtad 2023-05-22, från <https://www.imf.org/en/Publications/fandd/issues/Series/Back-to-Basics/Monetary-Policy>.

Johansen, Sören. (1988). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models". *The Econometric Society*, 59(6), 1551-1580. Doi: 10.2307/2938278

Johansen, Sören. (1995) "Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models", *Journal of Econometrics*, 69. DOI: 10.1016/0304-4076(94)01664-L

Johansen, Sören & Örregaard Nielsen, Morten. (2012). "Likelihood inference for a fractionally cointegrated vector autoregressive model". *Econometrica*, (6). Doi: 10.3982/ECTA9299

Lind, Hans. (2009). "Price bubbles in housing markets: Concept, theory and indicators." *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 2(1), 78-91. Doi: 10.1108/17538270910939574

Lind, Hans. (2017) "Långsiktiga fundamenta kan inte motivera dagens bostadspriser". *Nationalekonomiska föreningen*, 45(8), 51–61.

Oner, Ceyda. (u.å.). *Inflation: Prices on the rise*. Hämtad 2023-05-22, från <https://www.imf.org/en/Publications/fandd/issues/Series/Back-to-Basics/Inflation>.

SBAB. (u.å.) *Vilken månadsinkomst och anställningsform ska jag ange?*. Hämtad 2023-05-16, från [https://www.sbab.se/1/privat/kundservice/service/ansoka\\_om\\_bolan/sa\\_gor\\_du\\_en\\_bolaneansokan/fragor/2019-02-28\\_vilken\\_manadsinkomst\\_och\\_anstallningsform\\_ska\\_jag\\_ange.html](https://www.sbab.se/1/privat/kundservice/service/ansoka_om_bolan/sa_gor_du_en_bolaneansokan/fragor/2019-02-28_vilken_manadsinkomst_och_anstallningsform_ska_jag_ange.html).

SCB. (2018a). *Stora ökningar av den disponibla inkomsten under 2000-talet*. Hämtad 2023-05-18, från <https://www.scb.se/hitta-statistik/artiklar/2018/bättre-och-bättre-ar-for-ar/>.

SCB. (u.å.b). *Vad är SCB?*. Hämtad 2023-04-24, från <https://www.scb.se/om-scb/lattlast/vad-ar-scb/>.

SCB. (2023c). *Konsumentprisindex (KPI) fastställda årsmedeltal, totalt, 1980=100. År 1980–2022*. Hämtad 2023-04-19, från [https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START\\_PR\\_PR0101\\_PR0101A/KPIFastAmed/](https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_PR_PR0101_PR0101A/KPIFastAmed/).

SCB. (2023d). *Sammanräknad förvärvsinkomst för boende i Sverige hela året efter region, kön, ålder och inkomstklass. År 1999–2021*. Hämtad 2023-04-19, från [https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START\\_HE\\_HE0110\\_HE0110A/Sa mForvInk1/](https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_HE_HE0110_HE0110A/Sa mForvInk1/).

SCB. (2023e). *Inkomster för personer i Sverige*. Hämtad 2023-04-24, från <https://www.scb.se/hitta-statistik/sverige-i-siffror/utbildning-jobb-och-pengar/inkomster-for-personer/>.

SCB. (2023f) *Konsumentprisindex med fast ränta (KPIF), 1987=100. Månad 1987M01-2023M04*. Hämtad 2023-04-19, från [https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START\\_PR\\_PR0101\\_PR0101G/KPIF/](https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_PR_PR0101_PR0101G/KPIF/).

SOU 2015:48. Bostadsmarknaden och den ekonomiska utvecklingen. <https://www.regeringen.se/contentassets/bdf96e86d579425581134dae37c1b3d2/lu-bilaga-3-hela-till-webben.pdf>.

Stiglitz, Joseph E. (1990). "Symposium On Bubbles". *The Journal of Economic Perspectives*, 4(2), 13-18. Doi: 10.1257/jep.4.2.13.

Stock, James H., Watson, Mark W. (2015). *Introduction to Econometrics*. UK: Pearson.

Svensk Mäklarstatistik. (2023a). *Bostadspriser i Riket*. Hämtad 2024-04-24, från <https://www.maklarstatistik.se/omrade/riket/#/bostadsratter/arshistorik-prisutveckling>.

Svensk Mäklarstatistik. (u.å.b). *Om statistiken*. Hämtad 2024-04-24, från <https://www.maklarstatistik.se/om-oss/om-statistiken/>.

Svensk Mäklarstatistik. (2023c). *Bostadspriser i Stockholm*. Hämtad 2023-04-19, från <https://www.maklarstatistik.se/omrade/riket/stockholms-lan/stockholm/#/bostadsratter/arshistorik-prisutveckling>.

Svensk Mäklarstatistik. (2023d). *Bostadspriser i Göteborg*. Hämtad 2023-04-19, från <https://www.maklarstatistik.se/omrade/riket/vastra-gotalands-lan/goteborg/#/bostadsratter/arshistorik-prisutveckling>.

Svensk Mäklarstatistik. (2023e). *Bostadspriser i Karlstad*. Hämtad 2023-04-19, från <https://www.maklarstatistik.se/omrade/riket/varmlands-lan/karlstad/#/bostadsratter/arshistorik-prisutveckling>.

Svensson, Lars EO. (2011). *Central-banking challenges for the Riksbank: Monetary policy, financial-stability policy and asset management*. The Félix Neubergh Lecture, University of Gothenburg.

SWD(2016) 95, Country Report Sweden 2016: Including an In-depth Review on the prevention and correction of macroeconomic imbalances. Tillgänglig: [https://economy-finance.ec.europa.eu/economic-and-fiscal-governance/macro-economic-imbalance-procedure/depth-reviews\\_en](https://economy-finance.ec.europa.eu/economic-and-fiscal-governance/macro-economic-imbalance-procedure/depth-reviews_en).

SWD(2022) 639, In depth review for Sweden. Tillgänglig: [https://economy-finance.ec.europa.eu/economic-and-fiscal-governance/macro-economic-imbalance-procedure/depth-reviews\\_en](https://economy-finance.ec.europa.eu/economic-and-fiscal-governance/macro-economic-imbalance-procedure/depth-reviews_en).

Sørensen, Peter B. (2013). *The Swedish housing market: Trends and risks*. Rapport till Finanspolitiska rådet. <https://www.fpr.se/publikationer/underlagsrapporter.html>

Turk, Rima. (2015). *Housing Price and Household Debt Interactions in Sweden*. Washington: International Monetary Fund.

Wang, Justine., Koblyakova, Alla., Tiwari, Piyush., & Croucher, John S. (2020). "Is the Australian housing market in a bubble?". *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 13(1), 77-95. Doi: 10.1108/IJHMA-03-2017-0026.

Wooldridge, Jeffrey M. (2018). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (7<sup>th</sup> ed). USA: Cengage.