

Var är inflationen?

En studie om penningpolitikens kortsiktiga effekter på inflationen



Lunds Universitet
Nationalekonomiska institutionen

Författare: Gustav Viberg och Jacob Öljemark

Maj 24, 2018

Handledare: Fredrik N G Andersson

Kandidatuppsats

Abstract

The purpose of this thesis is to examine whether an expansionary monetary policy since 2008 has caused inflation in price indices other than the consumer price index, CPI. Most inflation targeting central banks use a CPI to measure inflation. The CPI only covers a subset of all prices in the economy and CPI-inflation has been low despite an expansionary monetary policy during the last 10 years. A concern, however, is that asset prices not included in the CPI has been inflated. The results in the study, done in this thesis, indicates a correlation between money supply and price changes in the short run. These findings further reinforce our original hypothesis and show that there is inflation in housing and in stocks that is unaccounted for in the CPI.

Keywords: Inflation, CPI, House prices, Share price, Money supply, Quantity theory of money.

Innehållsförteckning

Var är inflationen?	1
1 <i>Inledning</i>	4
2 <i>Teori</i>	6
2.1 Konsumentprisindex	6
2.2 Pengars köpkraft.....	7
2.3 Hypotes: KPI-inflationen fångar inte den monetära inflationen fullt ut på kort sikt.	9
3 <i>Empirisk analys</i>	9
3.1 Regressionsmodell	10
3.2 Data och deskriptiv statistik	12
3.3 Resultat.....	15
4 <i>Avslutning</i>	24
5 <i>Litteraturförteckning</i>	25

1 Inledning

Centralbankens penningpolitik påverkar den allmänna prisnivån, vilken inkluderar priser på allt som går att köpa eller köps för pengar (Fisher, 1911). Hur fort penningpolitiska åtgärder påverkar prisnivån beror på hur snabb överföringshastigheten är, nämligen hur snabbt priser absorberar monetära chocker. Det har påvisats stöd i (Alchian & Klein, 1973; Andersson, 2011; Friedman & Schwartz, 1963; Keynes, 1931) för pris-asymmetri på kort sikt, där konsumentpriser är bland de trögrörligaste i ekonomin och absorberar en ökning i penningmängden gradvis medan tillgångspriser svarar snabbare. Västvärldens centralbanker mäter i vanliga fall inflation¹ med konsumentprisindex, KPI, på kort sikt. Vidare kan KPI-inflation, på grund av priströgheten ge missvisande underlag till centralbankerna, vilket kan leda till felaktiga penningpolitiska beslut och prisbubblor i tillgångar (Gerdesmeier et al. , 2009; Goodhart, 2001)

I den här studien undersöks huruvida en expansiv penningpolitik sedan finanskrisen 2007/2008 har inflaterat andra priser än de inom KPI. Området är intressant att studera då KPI-inflationen varit låg de senaste 10 åren samtidigt som penningpolitiken varit expansiv. Vidare innefattar KPI-inflation endast ett urval av alla priser i ekonomin, vilket föranlett att andra studier föreslagit att de tillgångspriser som inte inkluderas i KPI – har blivit inflaterade istället (Bernanke & Gertler, 2001; Goodhart, 2001; Shibuya, 1992). Det här är en av anledningarna till att (Alchian & Klein, 1973; Goodhart, 2001) argumenterar för att tillgångspriser bör inkluderas i centralbankernas prisindex.

Under tidigt 1990-tal introducerades inflationsmålet på två procent som ett sätt att tämja inflationen. Vid decenniets slut tillämpande fler än 54 länder metoden och idag menar Japans centralbankschef att inflationsmålet kan ses som en global centralbanksstandard (Kuroda, 2017). Som en konsekvens av inflationsmålet förbinder sig centralbanker världen över att bedriva en penningpolitik som antingen ska öka eller minska KPI-inflationen tills dess att den stabiliserat sig på eller runt två procent². För att genomföra detta använder centralbankerna två olika metoder, dels den traditionella styrräntan och dels kvantitativa lättnader.

Sedan KPI-inflationen föll 2008 (Ciccarelli & Mojon, 2010) har västvärldens centralbanker bedrivit en expansiv penningpolitik för att nå inflationsmålet. I flera länder har den expansiva penningpolitiken gått så långt att styrräntan blivit negativ och de kvantitativa

¹ Monetär inflation definieras utifrån (Fisher, 1911) och avser en ökning i den allmänna prisnivån, vilken inkluderar priser på allt som köps eller går att köpa för pengar – alltså pengars köpkraft.

² Inflationsmål kan tillämpas med ett acceptansområde eller vara absoluta.

lättnaderna så omfattande att stora delar av den inhemska börsen eller statskulden idag ägs av centralbanken (Grant, 2017). Trots en expansiv penningpolitik har små eller inga framsteg gjorts i att öka KPI-inflationstakten. Däremot har tillgångspriser, i den här uppsatsen mätta i två proxyvariabler; hus- och aktiepriser, haft en stark prisutveckling under samma tidsperiod³.

Området inflation är väldokumenterat men det är långt ifrån självklart hur inflation ska mätas. I den här uppsatsen undersöks var inflation äger rum på kort sikt. För att besvara frågeställningen presenteras en hypotes som grundar sig i kvantitetsteorin. Hypotesen fastslår två saker; (i) KPI-inflation fångar inte den monetära inflationen fullt ut på kort sikt; (ii) monetär inflation kan uppstå i andra priser än konsumentpriser; i det här fallet hus- och aktiepriser.

För att besvara frågeställningen har en ekonometrisk studie gjorts för Japan, Sverige, Storbritannien och USA. Studien är baserad på kvartalsdata för perioden 1980 till 2017 och innefattar tillväxttakterna i fyra förklarande variabler: penningmängden, bruttonationalprodukt (BNP), oljepriset och nominell växelkurs samt tillväxttakten i tre beroende: KPI, huspriser och aktiepriser. Modellerna är gjorda med minsta kvadratmetoden och är uppställda för respektive land i periodindelningar och för hela perioden.

Regressionsresultaten ger delvis stöd till hypotesen att KPI-inflation inte fångar monetär inflation fullt ut på kort sikt och att monetär inflation kan uppstå i andra priser än konsumentpriser, i det här fallet hus- och aktiepriser. Således ger resultaten en indikation på ett samband mellan KPI-inflation, tillväxttakten i penningmängden och monetär inflation på kort sikt. Resultaten både styrker och bestrider tidigare forskning som säger att det existerar ett samband (Andersson, 2011; Issing 2003) eller inte gör det (King, 2002; Neumann & Greiber, 2004) mellan tillväxttakten i penningmängden och monetär inflation på kort sikt⁴. Eftersom det är långt ifrån klarlagt huruvida KPI, ett annat prisindex eller tillväxttakten i penningmängden bör användas som underlag för att bedriva penningpolitik, behövs det mer forskning för att kunna dra några konkreta slutsatser.

Uppsatsen är uppdelad i sex avsnitt varav inledningen är det första. I avsnitt två presenteras det teoretiska ramverk som ligger till grund för hypotesen, som avser besvara frågeställningen. I avsnitt tre presenteras regressionsmodellerna och vilket tillvägagångssätt som använts för såväl den ekonometriska studien som urvalet av data. Här redogörs också studiens resultat och analyseras. I avsnitt fyra sammanfattas uppsatsen och de slutsatser som går att dra av studien. Avsnitt fem och sex innefattar litteraturförteckning och bilagor.

³ Se bilaga 2, 3, 5, 6, 8, 9, 11, 12, där prisutvecklingen i respektive tillgångar presenteras.

⁴ Studierna har undersökt olika pristyper men sammantaget ger dem en indikation på sambandet.

2 Teori

2.1 Konsumentprisindex

Konsumentprisindex, KPI, mäter prisutvecklingen av en korg, av konsumentvaror och tjänster, som är avsedd att spegla landets konsumtionsmönster (Varian, 2014). Även om tanken bakom KPI är densamma i alla länder, skiljer sig korgens sammansättning och metoden för att konstruera indexet åt. Trots att olika länders KPI inte är identiska grundar sig alla på konsumentpriser. En karaktäristisk egenskap hos konsumentpriser är trögrörlighet, därmed absorberar de monetära chocker gradvis över en längre tidsperiod. Centralbanker mäter vanligtvis inflation på kort sikt i KPI, som på grund av trögrörligheten gör det till ett stabilt mått med ett högt förtroende (Fregert, 2007).

KPI-inflationen speglar inte bara förändringen i konsumentpriser, utan också den monetära kostnaden för att bibehålla nyttan från en mätperiod till en annan. Således mäter KPI nyttan över två perioder, först den monetära kostnaden för nytta i period ett och sen den monetära kostnaden för samma nytta i period två.

Tillvägagångssättet med KPI har blivit ifrågasatt i Alchian & Klein (1973) som framhåller att nytta bör ses över en livscykel. Således måste den monetära kostnaden av nytta idag ställas mot den framtida monetära kostnaden av nytta. Som en konsekvens av detta byggs en förmögenhet som ska användas till framtida konsumtion. Därför väljs hur stor del av inkomsten som ska allokeras till antingen konsumtion eller sparande, baserat på den relativa nyttan av konsumtion och framtida förmögenhet⁵. Det medför att efterfrågan på konsumtionsvaror, och tjänster, eller tillgångar, kommer röra sig med den relativa nyttan och att inflation kommer uppstå i den allokering och tidpunkt där nyttan är som störst (Alchian & Klein, 1973).

Centralbankernas tillämpning av KPI som inflationsmått innebär vissa potentiella problem; (i) konsumentpriser är trögrörliga, vilket betyder att de inte fullt ut hinner fånga en monetär chock på kort sikt. Således inflateras andra priser som är mer flexibla först, innan det fångas upp i KPI (Gerdemeier et al., 2009; Goodhart, 2001); (ii) endast ett litet urval av alla priser i ekonomin ingår i KPI, vilket medför att andra priser i ekonomin kan inflateras utan att fångas upp i KPI; (iii) KPI uppmäter endast den monetära kostnaden av att upprätthålla nyttan i konsumentkorgen, vilken bortser från nyttan i andra priser än konsumentpriser. Således kan

⁵ Framtida förmögenhet avser den förväntade avkastningen samt värdeförändringen på en tillgång (Alchian & Klein, 1973)

inflation uppstå i priser där nyttan är större än de som inkluderas i korgen. Sammantaget innebär detta att när centralbankerna ändrar sin penningpolitik för att antingen öka eller minska KPI-inflationen på kort sikt påverkas utfallet av (i), (ii) och (iii) eller alla var för sig.

Alchian och Klein (1973) hävdar att ett prisindex som inte tar hänsyn till nyttan av konsumtion och sparande över en hel livscykel inte fullt ut fångar upp inflationen. Genom att vidareutveckla KPI till att innehålla framtida konsument- och tillgångspriser kommer en rättvisare bild av inflation ges på kort sikt, där låg KPI-inflation idag kan betyda hög KPI-inflation imorgon och vice versa.

2.2 Pengars köpkraft

Ett annat sätt att studera inflation är genom monetär inflation. Enligt Fischer (1911) definieras inflation som en ökning i den allmänna prisnivån, vilken inkluderar priser på allt som köps eller går att köpa för pengar. Vidare stipulerade Fischer (1911) att pengarnas köpkraft i ekonomin kan behandlas som inflation, alltså när pengarnas köpkraft försvagas motsvarar det inflation och när pengarnas köpkraft ökar motsvarar det deflation. Således framhåller Fishers (1911) inflation, vidare kallat den monetära inflationen, en bredare uppsättning priser⁶ än de som inkluderas i KPI. Därtill skiljer sig den monetära inflationen från KPI-inflationen genom att den monetära inflationen visar förändringen i pengarnas köpkraft och KPI-inflationen den monetära kostnaden att behålla samma nyttonivå.

I Keynes (1931) beskrivs inflationsprocessen som ett samband mellan likvida medel, illikvida medel och konsumtionsmedel, där likvida medel definieras som sparande och illikvida medel som investeringar⁷. Vidare kategoriseras sparande som inaktivt kapital medan tillgångar och konsumtionsmedel kategoriseras aktivt kapital. Således är den samlade förmögenheten hos en individ summan av det aktiva och inaktiva kapitalet. Enligt Keynes (1931) kommer relativpriset på tillgångar baseras på två faktorer, dels individens preferens till sparande och dels den relativa avkastningen på sparande⁸. På samma sätt kommer relativpriset av sparande fastställas i förhållande till tillgångar. Det medför att allokeringsbeslutet viktas utifrån den

⁶ Tillgångspriser för konsumenter och producenter, långvariga och kortvariga, materiell och immateriell, ekonomisk och icke-ekonomisk, mänsklig och icke-mänsklig. Alla källor till nuvarande och framtida tjänsteutbud måste beaktas.

⁷ Investeringar likställs i uppsatsen med tillgångar.

⁸ Räntan på kapital.

optimala förmögenhetsfördelningen. Således påverkas inte priset på tillgångar direkt av priset på konsumtionsvaror och tjänster. Däremot finns det ett indirekt samband, då de två faktorerna, som fastslår priset på tillgångar, påverkas av konsumentpriser.

Det finns två huvudsakliga reaktioner i Keynes (1931) argumentation. Den första säger att en förändring i konsumentpriser generellt kommer att motsvaras av en lika stor förändring, i motsatt riktning, i preferensen att spara, eftersom avkastningen på tillgångar nu förväntas öka. Den andra fastslår att en förändring i konsumentpriser kommer, om ej nödvändigtvis, motsvaras av en lika stor förändring, i samma riktning, i mängden aktivt kapital och det motsatta i det inaktiva kapitalet. Den här förändringen sker under förutsättningen att bankväsendet väljer att hålla den totala mängden kapital på en konstant nivå.

På motsvarande sätt kan förändringar i priset på tillgångar, efter förändringar i avkastningen, påverka mängden kapital, i motsatt riktning, vilket sparas bland de som tar del av vinsten.

Slutligen föreslår Keynes (1931) att konsumentpriser och priset på tillgångar rör sig i samma riktning⁹. Således kommer inflatoriska effekter vara närvarande i konsumentpriser och tillgångspriser samtidigt. Vidare finns det likheter mellan Keynes (1931) och Alchian & Klein (1973), där båda kan anses argumentera utifrån den intertemporära budgetrestriktionen och förmögenhetsallokeringens påverkan på inflation.

Inflationsprocessen har även beskrivits i Friedman & Schwartz (1963) inom ramen för kvantitetsteorin vilken framhåller att om en positiv chock i penningmängden uppstår, exempelvis som en följd av en öppen marknadsintervention¹⁰ från centralbanken kommer; (i) säljare av värdepapper, alltså tillgångar med låg transaktionskostnad, nu ha mer pengar än tidigare, (ii) tillgångsportföljen, ceteris paribus, bli suboptimal då den innehåller mer pengar än vad som var optimalt före marknadsinterventionen; (iii) kommersiella banker, antingen som intermediär eller som säljare av värdepapper, sannolikt att köpa samma typ av lågrisk-tillgångar som de tidigare sålde; (iv) relativpriset på lågrisk-tillgångar att stiga, vilket återigen ändrar den optimala tillgångsportföljen till förmån för billigare men mer riskfyllda värdepapper; (v) de underliggande tillgångarna, till de nu dyrare värdepapperna, stiga i pris och således sprida

⁹ Förutsatt antagandet att bankväsendets policy är att hålla det inaktiva kapitalet oförändrat.

¹⁰ Vid härledning av de hypotetiska effekterna av en chock i penningmängden kommer det att finnas några skillnader i utfall baserat på källan till ökningen – vare sig från guldfynd, eller centralbankensinterventioner, eller statliga utgifter finansierade av fiat-pengar, eller en ökning av bankreserven. För analysen låt oss därför anta att det kommer från en marknadsintervention av en centralbank.

effekten ut i ekonomin; (vi) det relativa priset mellan finansiella tillgångar och icke-finansiella tillgångar nu förändrats, vilket driver upp priserna på icke-finansiella tillgångar, (vii) förmögenhet i relation till inkomst öka, vilket i sin tur driver upp efterfrågan på konsumtion och investeringar; (viii) skapa en boom i ekonomin som ökar lönenivån och ger utslag i KPI.

Huvudtesen som presenteras i Friedman & Schwartz (1963) är ett orsakssamband samt ett empiriskt samband mellan chocker i penningmängden, tillgångspriser, konsumentpriser och konjunkturcykler som förutsätter att det först uppstår inflation i finansiella tillgångar sedan i icke-finansiella tillgångar och först därefter i KPI.

2.3 Hypotes: KPI-inflationen fångar inte den monetära inflationen fullt ut på kort sikt.

Den rådande uppfattningen att västvärlden har haft mycket låg inflation eller deflation de senaste 10 åren, samtidigt som en expansiv penningpolitik har bedrivits, har gett upphov till valet av hypotes. Hypotesen är förankrad i kvantitetsteorin och fastslår två saker; (i) KPI-inflation fångar inte den monetära inflationen fullt ut på kort sikt; (ii) monetär inflation kan uppstå i andra priser än konsumentpriser. Således ifrågasätter hypotesen KPI som universellt inflationsmått och föreslår att monetär inflation kan uppstå i tillgångspriser, därför använder den här studien hus- och aktiepriser som två proxyvariabler för tillgångspriser.

H1: KPI-inflation fångar inte den monetära inflationen fullt ut på kort sikt samtidigt som monetär inflation kan uppstå i andra priser än konsumentpriser.

3 Empirisk analys

För att besvara hypotesen om att KPI-inflation inte fångar upp den monetära inflationen på kort sikt har en ekonometrisk studie genomförts. Studien omfattar länderna; Japan, Sverige, Storbritannien och USA och baseras på kvartalsdata för perioden 1980 till 2017. Valet av länder har gjorts baserat på rörlig växelkurs och stor välutvecklad ekonomi. Ett undantag är Sverige, som varken haft rörlig växelkurs under hela perioden eller är en stor ekonomi, men inkluderas på grund av stark utveckling i hus- och aktiepriser¹¹. Därtill ska länderna uppleva eller ha upplevt svårigheter med att nå sina inflationsmål, samtidigt som de ska ha haft en utveckling i

¹¹ Se bilaga 5 och 6 där prisutvecklingen i respektive tillgång presenteras.

hus- och aktiepriser. Studien innefattar tillväxttakerna i fyra förklarande variabler: penningmängden, BNP, oljepriset och nominella växelkursen samt tillväxttakten i tre beroende: KPI, huspriser och aktiepriser. Modellerna kommer vara uppställda enligt minsta kvadratmetoden och för respektive land för hela perioden och med periodindelningar.

3.1 Regressionsmodell

Regressionsmodellerna som används är baserade på de regressionsmodeller som används i Andersson (2011) och i Goodhart och Hoffman (2000). Modellerna tar landspecifika effekter i beaktande såtillvida att varje land undersöks var för sig och har samma förklarande och beroende variabler. Modellerna har även samma perioduppdelning vilket gör resultaten jämförbara mellan de olika länderna. Regressionsmodellerna utgår inte från paneldata. Modellen för KPI ges av:

$$\pi_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \rho_{i,t-1} + \beta_2 g_{i,t-1} + \beta_3 \delta_{i,t-1} + \beta_4 N_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Där $\pi_{i,t}$ representerar tillväxttakten i KPI i land i under period t och α är en konstant; $\rho_{i,t-1}$ representerar tillväxttakten i penningmängden med en tidsförskjutning på ett kvartal; $g_{i,t-1}$ representerar tillväxttakten i real BNP med en tidsförskjutning på ett kvartal; $\delta_{i,t-1}$ representerar tillväxttakten i oljepriser med en tidsförskjutning ett kvartal; $N_{i,t-1}$ representerar tillväxttakten i den nominella växelkursen för land i mot dollarn med en tidsförskjutning på ett kvartal och $\varepsilon_{i,t}$ är en felterm för land i under perioden t . Av de förklarande variablerna är g , δ och N kontrollvariabler. Modellen för huspriser ges av:

$$H_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \rho_{i,t-1} + \beta_2 g_{i,t-1} + \beta_3 \delta_{i,t-1} + \beta_4 N_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Där den enda skillnaden mot modell (1) är $H_{i,t}$ som representerar den beroende variabeln huspriser för land i under period t . Den tredje modellen, för aktiepriser, ges av:

$$A_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \rho_{i,t-1} + \beta_2 g_{i,t-1} + \beta_3 \delta_{i,t-1} + \beta_4 N_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Där modellen visar $A_{i,t}$ som den beroende variabeln aktiepriser för land i , under period t .

Parametern β_n visar i samtliga modeller marginaleffekten av de förklarande variablerna

på de beroende variablerna. En ökning i tillväxttakten i någon av de förklarande variablerna ger utslaget β_n i de beroende variablerna, ceteris paribus, de andra förklarande variablerna. Om vår hypotes stämmer kommer en ökning av tillväxttakten i penningmängden ha en positiv margineffekt på KPI, huspriser och aktiepriser. Vidare förväntas, baserat på kvantitetsekvationen, att margineffekten av tillväxttakten i BNP är negativ för KPI medan effekten förväntas att vara positiv för hus¹²- och aktiepriser¹³. Sett till oljepriset förväntas margineffekten vara positiv för KPI (Jacquinot et al., 2009), medan inget systematiskt samband förväntas för hus- och aktiepriser¹⁴. Även för den nominella växelkursen förväntas inget systematiskt samband vilket medför att margineffekten kan bli positiv eller negativt (Goodhart & Hoffman, 2000). Gemensamt för alla förklarande variabelers margineffekter är att deras påverkan på kort sikt kommer ha störst utslag i aktiepriser, därefter huspriser och sist KPI (Friedman & Schwartz, 1963).

Nämnavärt är att det finns ett antal problem som kan påverka resultatet och därmed göra regressionsanalysen missvisande. Det första problemet är endogenitet mellan den förklarande variabeln och den beroende variabeln. Det betyder att om den beroende variabeln π beror på den förklarande variabeln ρ samtidigt som ρ beror på π kommer variabeln ρ vara endogen (Dougherty, 2016). För att undvika endogenitet har varje variabel tidsförskjutits med en period, i det här fallet ett kvartal (Reed, 2013).

Det andra problemet som kan orsaka felaktiga skattningar är korrelation mellan de utelämnade variablerna och förklarande variablerna i modellen. Föreligger en sådan korrelation kommer alla utelämnade faktorer fångas upp i feltermen och försämra regressionsmodellernas förklaringsgrad (Dougherty, 2016). Det sannolika här är att tidspecifika effekter så som konjunkturcykler korrelerar med hur mycket BNP ökar, börskrascher och oljepriskrascher.

Till sist finns det också en risk att feltermerna är heteroskedastiska eller autokorrelerade. Dessa problem kan testas för genom att använda White's-test för heteroskedasticitet och Breusch-Godfrey's-test för autokorrelation. Då testerna påvisade stöd för såväl heteroskedasticitet som autokorrelation har regressionerna utförts med Newey-West-

¹² Huspriser har ett positivt samband med BNP-tillväxten (Brunnermeier & Julliard, 2008).

¹³ Aktiepriser ökar på grund av sambandet mellan BNP-tillväxten och avkastning på totala tillgångar (Andersson, 2011).

¹⁴ Aktiepriser kan ha ett systematiskt samband om regressionerna görs utifrån utbuds- och efterfrågechocker (Kilian & Park, 2009).

estimatorer, som korrigerar feltermerna för både autokorrelation och heteroskedasticitet (Dougherty, 2016).

3.2 Data och deskriptiv statistik

Tabell 1 visar vilka förkortningar som kommer gälla genom uppsatsen.

Tabell 1 – Förkortningar

Koder och deras fullständiga namn	
<i>PM%</i>	Tillväxttakten i penningmängden
<i>BNP%</i>	Tillväxttakten i BNP
<i>OP%</i>	Tillväxttakten i oljepriset
<i>NVK%</i>	Tillväxttakten i den nominella växelkursen

Den data som använts för att skapa de fyra förklarande variablerna har primärt hämtats från Thomson Reuters Datastream och OECD. Samtlig data gick inte att tillgå från Datastream eller OECD, således har andra källor används för att komplettera bortfallet. För att få tillväxttakten i penningmängden för Storbritannien användes Bank of England, och för att komplettera oljepriset för år 1979 användes ST. Louis FEDs West Texas Intermediate Crude. För att OECD:s och WTI Crudes data ska kunna kombineras utgår de från spotpriser (OECD; FRED).

Penningmängdsmåtten i Japan och Sverige är M3, USA M2 och Storbritannien M4. Valet av olika penningmängdsmått baseras på olika mätmetoder länderna emellan, därför används de mest jämförbara (OECD, 2002).

För samtliga länder finns data sammanställd för hela perioden, med undantag för variabler som skattas av författarna, vilka är, huspriser för Japan och Sverige fjärde kvartalet 2017, *PM%* för Sverige första kvartalet 1980 och *NVK%* för Sverige, USA och Storbritannien första kvartalet 1980.

Tidsperiodens början är vald för att spegla det skifte som 1970- till 1980-talet innebar i termer av penningpolitik och avregleringar (Fregert, 2007). Syftet med avgränsningen är att öka förklaringsgraden samt ge mer jämförbar data. För att kunna analysera skillnader i hur penningpolitiken bedrivits inom tidsperioden delas studien upp i två delperioder, 1980 till 1999 och 2000 till 2017. Uppdelningens avsikt är att få mer korrekta skattningar och att kunna urskilja om de förändringar som uppstod under 90-talet har påverkat inflationen i en ny riktning. Tillvägagångssättet är i linje med Andersson (2011) där data har analyserats för hela perioden

och sedan i periodindelningar. Metoden används för att ta hänsyn till finanskriser, penningpolitiska skiften och andra ekonomiska chocker.

All data som används i studien är säsongjusterad. Vidare är KPI, huspriser och aktiepriser hämtade för alla länder¹⁵ från OECD. Ytterligare har all data insamlats antingen som index eller rådata för att sedan räknats om till tillväxttakter från samma föregående kvartal, exempelvis har första kvartalet för 1981 beräknats mot 1980s första kvartal.

Tabell 2 specificerar medelvärdet, standardfelet och bredden för samtliga variabler.

Tabell 2 – Deskriptiv statistisk

	Japan				Sverige			
	Medel	StdFel.	Min	Max	Medel	StdFel.	Min	Max
KPI	1,003	1,826	-2,213	8,150	3,543	3,778	-1,417	14,741
Huspriser	0,262	4,068	-7,131	12,685	2,452	7,394	-19,690	13,869
Aktiepriser	5,814	22,386	-43,935	66,205	16,273	28,809	-44,857	115,358
PM%	0,999	0,869	-0,290	3,970	1,527	1,640	-4,840	6,690
BNP%	2,041	2,550	-8,692	9,369	2,193	2,447	-6,301	7,871
OP%	8,789	38,518	-66,475	150,800	8,789	38,518	-66,475	150,800
NVK%	4,724	11,956	-21,277	46,985	-0,398	5,808	-21,335	15,634
	Storbritannien				USA			
	Medel	StdFel.	Min	Max	Medel	StdFel.	Min	Max
KPI	3,702	3,433	0,000	21,548	3,286	2,509	-1,623	14,506
Huspriser	3,752	8,337	-17,402	27,436	1,199	4,110	-12,486	7,789
Aktiepriser	8,244	14,339	-34,029	44,043	9,246	15,153	-43,360	46,681
PM%	2,082	1,542	-1,900	6,100	6,140	3,411	-1,150	23,950
BNP%	2,159	2,114	-5,922	6,964	2,612	2,047	-4,062	8,550
OP%	8,789	38,518	-66,475	150,800	8,789	38,518	-66,475	150,800
NVK%	0,059	7,093	-17,146	19,147	2,680	6,513	-12,709	17,664

Anm: All data är år-mot-år, alltså från samma föregående kvartal.

I tabellen framgår det att Japans genomsnittliga KPI-inflation har varit lägre än de uppmätta värdena för resterande länder. Vidare går det att utläsa att standardfelet för Japan har varit lägre än de andras och att skillnaden mellan lägsta och högsta uppmätta KPI-inflation är mindre än de övrigas. I Japan, Sveriges och USAs fall går det att utläsa negativa värden i KPI, vilket implicerar perioder av deflation. För huspriser är det relativt jämnt mellan de olika länderna med undantag för Japan, där den genomsnittliga inflationen i huspriser är klart lägre än för de

¹⁵ Storbritannien mätte inflation med KPR fram till 2003, då de bytte till KPI (Barrell et al., 2003). All data för perioden innan 2003 är korrigerad av OECD.

resterande länderna. Ytterligare har Sverige och Storbritannien den största skillnaden mellan lägsta och högsta huspris-inflation, vilket tyder på volatilare bostadsmarknader än den i Japan och USA. Ett liknande samband går att utläsa i standardfelet, vilket stöder tanken om högre volatilitet. I aktiepriser är standardfelet störst i Sverige och minst i Storbritannien. Detta reflekteras också i att den svenska börsen har en större skillnad mellan lägsta och högsta värde tillsammans med en högre genomsnittlig inflationstakt i aktiepriser.

Bland de förklarande variablerna ser vi att tillväxttakten i penningmängden skiljer sig som mest mellan Japan och USA medan Sverige och Storbritannien uppvisar mer moderata siffror. I Japans fall framgår det att den genomsnittliga tillväxttakten, standardfelet och bredden varit liten, medan USA visar det omvända. Tabellen åskådliggör också att siffrorna för tillväxttakten i BNP är likartade för samtliga länder, däremot går det att utläsa att Japan och Sverige har haft större bredd än Storbritannien och USA. Då oljepriset är globalt har alla länder samma data. Slutligen ser vi att den nominella växelkursen har störst bredd i Japan samt den högsta genomsnittliga tillväxttakten. Sverige skiljer sig också dels då landet inte haft rörlig växelkurs under hela perioden och dels på grund av den negativa genomsnittliga tillväxttakten i den nominella växelkursen.

Sammantaget kan det utläsas skillnader i inflationstakter mellan de beroende variablerna där; (i) KPI-inflation är minst volatil och har den jämnaste inflationsutvecklingen under perioden; (ii) inflation i huspriser skiljer något mellan länderna och i standardfelet går det att utläsa att inflationen skiljer sig mellan perioderna¹⁶; (iii) aktiepriser är starkt inflaterade i relation till de andra variablerna.

Grafer går att finna under ”6 Bilagor”, dessa beskriver varje beroende variabel mot den förklarande variabeln penningmängd visuellt. Hus- och aktiepriser har två stycken axlar för att det skall gå att urskilja eventuella mönster, då dessa har högre volatilitet än de andra variablerna.

¹⁶ Inflation i huspriser har exempelvis varit högre i Sverige 2000 till 2017 än 1980 till 1999, se bilaga 4.

3.3 Resultat

Resultaten kommer presenteras i följande ordning: konsumentprisindex, huspriser och aktiepriser. Varje rubrik kommer följas av två underrubriker som avser vilken period som behandlas. Avsnittet avslutas med en resultatdiskussion.

3.3.1 Konsumentprisindex

3.3.1.1 Konsumentprisindex mellan 1980 och 2017

Tabell 3 visar regressionsresultaten för den beroende variabeln KPI av de förklarande variablerna för varje land. Tabellen visar att tillväxttakten i penningmängden är statistiskt signifikant på 1%-nivån för såväl Japan som Storbritannien. För Sverige hamnar signifikansnivån på 10% medan resultatet ej är signifikant för USA. Utöver det är BNP signifikant på 1 %-nivån för Storbritannien, oljepriset på 10%-nivån för Storbritannien och 1%-nivån för USA. Den nominella växelkursen är signifikant på 10%-nivån för USA. Slutligen går det att utläsa att förklaringsgraden¹⁷ är högre för Japan och Storbritannien än för Sverige och USA.

Marginaleffekterna i tabell 3 stämmer överens med de förväntade margineffekterna. Kvantitetsteorin säger att en ökning av penningmängden ska leda till ökad KPI-inflation, vilket går att styrka utifrån studien för alla länder utom USA. En möjlig förklaring till detta utfall är att förutsättningarna att bedriva penningpolitik ter sig olika mellan länderna. Resultaten visar också att en ökning i tillväxttakten i BNP har en negativ effekt på Storbritanniens KPI.

¹⁷ Avser Adj-R²

Tabell 3 – Konsumentprisindex

	Japan	Sverige	Storbritannien	USA
	1980-2017	1980-2017	1980-2017	1980-2017
PM%	0,858*** (0,307)	0,331* (0,175)	0,780*** (0,169)	0,093 (0,060)
BNP%	0,075 (0,086)	-0,207 (0,187)	-0,620*** (0,185)	-0,018 (0,139)
OP%	0,010 (0,007)	0,017 (0,011)	0,020* (0,012)	0,029*** (0,009)
NVK%	-0,013 (0,014)	-0,065 (0,067)	0,058 (0,042)	0,060* (0,033)
N	151	151	151	151
R ²	0,284	0,087	0,357	0,210
Adj-R ²	0,265	0,062	0,339	0,188
White's test	P=0,000	P=0,004	P=0,000	P=0,000
Breusch-Godfrey test	P=0,000	P=0,000	P=0,000	P=0,000

Anm: Den beroende variabeln är tillväxttakten i KPI. Alla förklarande variabler är tidsförskjutna med ett kvartal. Alla inkluderar tidsspecifika effekter. Inom parantes är Newey –West robusta standardfel för varje skattad parameter och ***/**/* representerar signifikansnivåerna 1/5/10%

3.3.1.2 Konsumentprisindex i perioder 1980 till 1999 och 2000 till 2017

Tabell 4 ger ett svagare stöd för vår hypotes än vad tabell 3 gör. Generellt kan det antas bero på ett lägre antal observationer men också på skillnader i hur data ter sig mellan de olika perioderna. Tillväxttakten i penningmängden visar generellt ett svagare samband i tabell 4 och för Japan och Sverige går det inte längre att påvisa någon signifikans. Däremot har USA fått signifikans på 10%-nivån i period 1, vilket indikerar att stöd för hypotesen kan påvisas i ett tidigare skede. För BNP har fler länder fått signifikans än tidigare. Detta gäller också för oljepriset där signifikans nu finns i någon period för alla länder. Den nominella växelkursen har enbart stöd i period 2 för Japan och USA.

De förväntade marginaleffekterna får inte samma stöd i tabell 4 som i tabell 3. Penningmängdens förväntade effekt på KPI är positiv, men uppvisar en negativ effekt i period 2 för Storbritannien. Vidare är tillväxttakten i BNP, som förväntas vara negativ, positiv för USA i period 2. Oljepriset stämmer däremot överens med förväntningarna och för den nominella växelkursen går det inte att urskilja något systematiskt samband.

Mönster som går att urskilja ur resultaten är att ekonomin har minskat sitt beroende av olja, vilket gör att oljepriset ger mindre utslag i KPI. Vidare går det att se att den nominella

växelkursen har ett negativt samband i period två, för Japan och USA, vilket kan innebära att den billigare valutan kan ha hållit nere KPI.

Sammantaget är stödet för hypotesen svagare när regressionerna görs över två tidsperioder.

Tabell 4 – Konsumentprisindex i perioder

	Japan		Sverige		Storbritannien		USA	
	1980-99	2000-17	1980-99	2000-17	1980-99	2000-17	1980-99	2000-17
PM%	0,284 (0,322)	0,481 (0,364)	0,446 (0,319)	0,048 (0,088)	1,203*** (0,197)	-0,176** (0,087)	0,183* (0,097)	0,061 (0,042)
BNP%	0,069 (0,112)	0,016 (0,073)	-0,347 (0,247)	0,060 (0,060)	-0,927*** (0,123)	-0,230*** (0,087)	-0,359** (0,147)	0,185** (0,086)
OP%	0,021* (0,011)	0,004 (0,003)	0,033*** (0,012)	0,009** (0,004)	0,030 (0,019)	0,015*** (0,004)	0,035*** (0,010)	0,010** (0,004)
NVK%	-0,012 (0,021)	-0,033** (0,015)	-0,077 (0,106)	0,020 (0,039)	-0,032 (0,036)	-0,037 (0,025)	0,025 (0,039)	-0,091*** (0,026)
N	79	72	79	72	79	72	79	72
R ²	0,280	0,136	0,225	0,198	0,593	0,416	0,433	0,577
Adj-R ²	0,241	0,084	0,183	0,151	0,570	0,381	0,403	0,552
White's test	P=0,000	P=0,305	P=0,485	P=0,223	P=0,038	P=0,439	P=0,001	P=0,350
Breusch-Godfrey test	P=0,000	P=0,000	P=0,000	P=0,000	P=0,000	P=0,000	P=0,000	P=0,000

Anm: Den beroende variabeln är tillväxttakten i KPI. Alla förklarande variabler är tidsförskjutna med ett kvartal. Den vänstra kolumnen inkluderar tidsspecifika effekter från 1980-1999 och den högra 2000 – 2017. Inom parantes är Newey - West robusta standardfel för varje skattad parameter och ***/**/* representerar signifikansnivåerna 1/5/10%

3.3.2 Huspriser

3.3.2.1 Huspriser mellan 1980 och 2017

Regressionsresultaten i tabell 5 visar de förklarande variablerna för den beroende variabeln huspriser, för varje land. Resultaten visar att tillväxttakten i penningmängden är signifikant på 1%-nivån för Japan och 10%-nivån för Storbritannien. Tillväxttakten i BNP är signifikant på 1%-nivån för Sverige, Storbritannien och USA. Oljepriset är signifikant på 5%-nivån för USA. Utöver det är den nominella växelkursen signifikant på 10%-nivå för Japan och 1%-nivå för Storbritannien. Förklaringsgraden kan anses stark för Japan, som är 0,648, och något svagare för Storbritannien, som är 0,457. För både Sverige och USA är förklaringsgraden svag.

Margineffekterna överensstämmer med de förväntade margineffekterna. Utifrån kvantitetsteorin ska inflation uppstå i huspriser då penningmängden ökar. Hypotesen säger att

inflation existerar i tillgångspriser på kort sikt, vilket regressionsresultaten stärker för Japan och Storbritannien. Däremot finns det inget stöd för Sverige och USA.

Japan skiljer sig från de andra länderna, då en ökning av tillväxttakten i penningmängden ger en större effekt, den är 3,508, än för de andra länderna. Det implicerar att Japan i större utsträckning, på kort sikt, allokerar mer pengar i bostäder än de övriga länderna.

Tabell 5 – Huspriser

	Japan	Sverige	Storbritannien	USA
	1980-2017	1980-2017	1980-2017	1980-2017
PM%	3,508*** (0,295)	0,119 (0,359)	0,675* (0,346)	-0,005 (0,088)
BNP%	0,171 (0,125)	1,465*** (0,408)	2,345*** (0,368)	0,761*** (0,198)
OP%	0,010 (0,006)	-0,023 (0,015)	-0,012 (0,017)	-0,023** (0,010)
NVK%	-0,036* (0,019)	0,128 (0,138)	0,257*** (0,080)	-0,039 (0,064)
N	151	151	151	151
R ²	0,657	0,269	0,471	0,186
Adj-R ²	0,648	0,249	0,457	0,164
White's test	P=0,000	P=0,047	P=0,016	P=0,000
Breusch-Godfrey test	P=0,000	P=0,000	P=0,000	P=0,000

Anm: Den beroende variabeln är tillväxttakten i huspriser Alla förklarande variabler är tidsförskjutna med ett kvartal. Alla inkluderar tidsspecifika effekter. Inom parantes är Newey – West robusta standardfel för varje skattad parameter och ***/**/* representerar signifikansnivåerna 1/5/10%

3.3.2.2 Huspriser i perioder 1980 till 1999 och 2000 till 2017

Tabell 6 ger samma stöd för hypotesen som tabell 5. Förklaringsgraden för regressionerna har i alla länder, förutom Sverige, minskat från period 1 till period 2. I Japan har förklaringsgraden minskat mest, från 0,799 till 0,363 mellan perioderna. BNP är signifikant i både period 1 och period 2 för alla länder, förutom Japan där BNP bara är signifikant i period 2. Oljepriset är signifikant för Japan i period 1, Sverige period 2 och båda perioderna för USA. Den nominella växelkursen är signifikant för Sverige, Storbritannien och USA för båda perioderna.

Marginal effekterna skiljer sig inte nämnvärt från tabell 5. Det mönster som går att urskilja är att Japan är det land där påverkan av tillväxttakten i penningmängden är störst och även tilltagande, det motsatta gäller för Storbritannien. Det går även att se att marginaleffekterna av

BNP avtar, förutom i USA där den tilltar. I de övriga variablerna går det inte att utläsa något systematiskt samband.

Tabell 6 – Huspriser i perioder

	Japan		Sverige		Storbritannien		USA	
	1980-99	2000-17	1980-99	2000-17	1980-99	2000-17	1980-99	2000-17
PM%	3,916*** (0,407)	5,359*** (1,028)	0,394 (0,539)	0,224 (0,241)	2,036** (0,791)	1,034** (0,499)	0,039 (0,049)	-0,053 (0,130)
BNP%	0,220 (0,206)	0,441** (0,207)	1,997*** (0,444)	1,153*** (0,308)	2,652*** (0,371)	1,851*** (0,638)	0,507*** (0,130)	2,062*** (0,325)
OP%	0,023*** (0,008)	-0,006 (0,011)	-0,024 (0,022)	-0,031* (0,016)	-0,014 (0,023)	-0,019 (0,023)	-0,017*** (0,005)	-0,034* (0,018)
NVK%	0,004 (0,022)	0,001 (0,036)	0,262** (0,130)	-0,209* (0,105)	0,256*** (0,089)	0,428*** (0,138)	-0,118*** (0,038)	0,261** (0,125)
N	79	72	79	72	79	72	79	72
R ²	0,810	0,363	0,393	0,407	0,622	0,475	0,451	0,439
Adj-R ²	0,799	0,326	0,360	0,372	0,601	0,443	0,422	0,405
White's test	P=0,000	P=0,332	P=0,511	P=0,007	P=0,042	P=0,261	P=0,525	P=0,333
Breusch-Godfrey test	P=0,000	P=0,000	P=0,000	P=0,000	P=0,000	P=0,000	P=0,000	P=0,000

Anm: Den beroende variabeln är tillväxttakten i huspriser. Alla förklarande variabler är tidsförskjutna med ett kvartal. Den vänstra kolumnen inkluderar tidsspecifika effekter från 1980-1999 och den högra 2000 – 2017. Inom parantes är Newey – West robusta standardfel för varje skattad parameter och ***/**/* representerar signifikansnivåerna 1/5/10%

3.3.3 Aktiepriser

3.3.3.1 Aktiepriser mellan 1980 och 2017

Tabell 7 visar resultaten av de förklarande variablerna för den beroende variabeln aktiepriser, för varje land. I tabellen påvisas signifikans för tillväxttakten i penningmängden på 10%-nivån och i BNP på 5%-nivån för Sverige. Vidare är tillväxttakten i den nominella växelkursen signifikant på 10%-nivån för Sverige. Förklaringsgraden i modellerna är låga för samtliga länder.

Marginaleffekterna överensstämmer med de förväntade margineffekterna, nämligen att aktiepriser påverkas positivt av tillväxten i penningmängden. I det här fallet skiljer sig Sverige genom att uppvisa signifikans.

Tabell 7 – Aktiepriser

	Japan	Sverige	Storbritannien	USA
	1980-2017	1980-2017	1980-2017	1980-2017
PM%	5,539 (3,523)	2,682* (1,509)	1,628 (1,012)	-0,255 (0,623)
BNP%	1,254 (1,214)	2,471** (1,236)	0,932 (1,010)	1,691 (1,045)
OP%	-0,035 (0,0623)	-0,079 (0,079)	-0,036 (0,037)	-0,037 (0,037)
NVK%	0,004 (0,251)	-1,323* (0,702)	0,046 (0,239)	-0,318 (0,257)
N	151	151	151	151
R ²	0,104	0,118	0,060	0,082
Adj-R ²	0,080	0,093	0,034	0,057
White's test	P=0,000	P=0,056	P=0,000	P=0,000
Breusch-Godfrey test	P=0,000	P=0,000	P=0,000	P=0,000

Anm: Den beroende variabeln är tillväxttakten i aktiepriser. Alla förklarande variabler är tidsförskjutna med ett kvartal. Alla inkluderar tidsspecifika effekter. Inom parantes är Newey – West robusta standardfel för varje skattad parameter och ***/**/* representerar signifikansnivåerna 1/5/10%

3.3.3.2 Aktiepriser i perioder 1980 till 1999 och 2000 till 2017

I tabell 8 ges ett starkare stöd för hypotesen då det finns fler signifikanta resultat än i tabell 7. Japan och USA uppvisar i tabell 8 signifikans för penningmängden, Japan i period 1 och USA i båda perioderna. Sverige har enbart fått signifikans i period 1 och den är lägre än den i tabell 7. Ytterligare skiljer sig tillväxttakten i BNP, då Japan och USA har fått signifikans i period 2, medan Sverige enbart har signifikans i period 1. Oljepriset uppvisar signifikans i period 1 för Sverige och period 2 för USA. Den nominella växelkursen är nu signifikant båda perioderna för Japan och period 1 för Sverige och period 2 för USA.

Förklaringsgraderna i tabell 8 skiljer sig från de i tabell 7. I period 1 uppvisas det relativt höga förklaringsgrader för Japan och Sverige samt för USA i period 2. För Japan och Sverige minskar förklaringsgraden från period 1 till period 2.

Marginal effekterna är delvis som de förväntade, däremot skiljer sig USA då de uppvisar en negativ margineffekt på tillväxttakten i penningmängden på aktiepriser i period 2. Detta är inte i linje med hypotesen eller kvantitetsteorin, då dessa hävdar att en ökning av penningmängden resulterar i en positiv effekt på aktiepriser.

Ett mönster som går att utläsa är att effekten av tillväxttakten i penningmängden avtar, dels för USA, där den blir negativ, och dels för Japan och Sverige där signifikans förloras

mellan period 1 och period 2. Vidare särskiljer sig speciellt Japan, men även Sverige genom att uppvisa stora marginaleffekter av penningmängden på aktiepriser.

Sammanfattningsvis ser vi att det finns stöd för hypotesen i ett tidigare skede, med undantag för Sverige som visar det för hela perioden i tabell 7.

Tabell 8 – Aktiepriser i perioder

	Japan		Sverige		Storbritannien		USA	
	1980-99	2000-17	1980-99	2000-17	1980-99	2000-17	1980-99	2000-17
PM%	13,018*** (4,513)	11,943 (9,912)	5,254*** (2,217)	0,733 (1,794)	2,055 (1,243)	-1,126 (1,224)	0,860* (0,445)	-1,799** (0,696)
BNP%	-1,586 (1,548)	2,532* (1,434)	2,646* (1,401)	1,910 (1,852)	-0,312 (0,888)	1,647 (1,783)	-0,264 (1,076)	3,412** (1,463)
OP%	0,043 (0,068)	-0,013 (0,089)	-0,167** (0,072)	-0,005 (0,122)	-0,054 (0,036)	0,012 (0,061)	-0,016 (0,030)	-0,166** (0,067)
NVK%	0,705*** (0,244)	-0,885** (0,359)	-2,223*** (0,691)	0,578 (0,880)	-0,197 (0,251)	-0,114 (0,373)	-0,219 (0,310)	-1,273*** (0,316)
N	79	72	79	72	79	72	79	72
R ²	0,362	0,280	0,333	0,081	0,079	0,063	0,068	0,500
Adj-R ²	0,327	0,237	0,297	0,027	0,029	0,007	0,018	0,470
White's test	P=0,004	P=0,021	P=0,068	P=0,002	P=0,059	P=0,009	P=0,045	P=0,001
Breusch-Godfrey test	P=0,000	P=0,000	P=0,000	P=0,000	P=0,000	P=0,000	P=0,000	P=0,000

Anm: Den beroende variabeln är tillväxttakten i aktiepriser. Alla förklarande variabler är tidsförskjutna med ett kvartal. Den vänstra kolumnen inkluderar tidsspecifika effekter från 1980 – 1999 och den högra 2000 – 2017. Inom parantes är Newey - West robusta standardfel för varje skattad parameter och ***/**/* representerar signifikansnivåerna 1/5/10%

3.3.4 Resultatdiskussion

Hypotesen som studien avser att besvara säger två saker; (i) KPI-inflation fångar inte den monetära inflationen fullt ut på kort sikt; (ii) monetär inflation kan uppstå i andra priser än konsumentpriser. Resultaten i regressionsmodellerna ger delvis stöd för att KPI-inflationen inte fångar den monetära inflationen på kort sikt. Det påvisas också att såväl hus- som aktiepriser har inflaterats under perioden och således indikerar resultaten, för vissa länder och perioder, ett förhållande mellan KPI-inflation, tillväxttakten i penningmängden och monetär inflation på kort sikt.

Utifrån kvantitetsteorin ska en ökning i penningmängden ge utslag i den monetära inflationen, därmed är utfallet i regressionerna i linje med den presenterade teorin om pengarnas köpkraft (Fisher, 1911), däremot gäller inte sambandet i lika stor utsträckning för alla länder

eller tidsperioder. Sett till Alchian & Klein (1973) och Keynes (1931) bör en ökning i penningmängden driva inflation utifrån allokeringsoptimering och nyttooptimering över en livscykel. Resultaten i studien är delvis i linje med deras presenterade argument då det går att utläsa; (i) skillnader mellan tillväxttakten i penningmängden och KPI-inflationen; (ii) en skillnad i KPI-inflationen och inflationshastigheten i hus- och aktiepriser. Vidare är resultaten i linje med Friedman & Schwartz (1963) teori om att finansiella tillgångar bör reagera snabbare än icke-finansiella (Andersson, 2011) på grund av olika likviditet (Friedman, 1968; Friedman & Schwartz, 1963; Goodhart, 2001; Shibuya, 1992). I resultaten framgår det att aktiepriser, reagerar snabbare och har större marginaleffekt än de för huspriser som i sin tur är snabbare och har större marginaleffekt än de för KPI.

Resultaten för huspriser indikerar att det uppstått en monetär inflation till följd av penningpolitiken. De resultat som styrker detta är Japan och Storbritanniens marginaleffekter för penningmängdens påverkan på huspriser. Båda länderna visar signifikanta och relativt starka effekter vilket är i linje med teorierna som lagts fram. Jämförelsevis kan det tänkas att kontrasten mot de icke-signifikanta marginaleffekterna i KPI här kan tänkas förklaras med Alchian & Kleins (1973) och Keynes (1931) nyttoteori. Invånarna i Japan och Storbritannien skulle med det här synsättet ha valt att allokera pengarna i den tillgång som de upplever ger störst relativ nytta, i det här fallet bostäder. Vidare indikerar också marginaleffekterna att effekten av centralbankernas penningpolitik givit ett snabbare utslag i tillgångspriser än i konsumentpriser (Friedman & Schwartz 1965).

Sett till hela perioden och perioduppdelningen är det bara Japan och Storbritanniens marginaleffekter som är signifikanta, detta medför att hypotesen inte får stöd för de båda länderna. Vidare visar Sverige och USA:s icke-signifikanta resultat att inga definitiva slutsatser kan dras huruvida det finns ett systematiskt samband mellan tillväxttakten i penningmängden och tillgångspriser.

Aktiepriserna har i vissa perioder svarat på en ökning av penningmängden på kort sikt. Enligt den stipulerade teorin var detta vad som förväntades av resultaten och de stora marginaleffekterna av penningmängden i period 1, för Sverige och Japan, indikerar att händelseförloppet som Friedman & Schwartz (1963) presenterade har uppstått.

Vid en närmare granskning av resultaten syns det att för Japan i period 1, i förhållande till de andra länderna, är penningmängdens påverkan på aktiepriserna mycket kraftig. Detta stämmer överens med teorin om att en ökning av penningmängden ska ha en positiv inverkan på aktiepriserna (Friedman & Schwartz 1963). Däremot antyder de resterande resultaten att det

inte går att utläsa något systematiskt samband mellan tillväxttakten i penningmängden och aktiepriser.

Vidare antyder resultaten för de uppdelade perioderna att det i period 1 kan utläsas ett samband mellan tillväxttakten i penningmängden och aktiepriser. Däremot finns det inget systematiskt samband i period 2, vilket kan tyda på att förutsättningarna i ekonomin har förändrats då endast USA uppvisar signifikans för båda perioderna, men marginaleffekten är negativ i period 2. Den här negativa effekten kan inte förklaras av uppsatsen och inte heller av någon av teorierna som utgör ramverket för den här uppsatsen.

Sett till alla länder och över alla perioder finns det visst stöd för teorierna och hypotesen i någon av proxyvariablerna för tillgångar. Detta kan tänkas bero på att preferenserna skiljer sig mellan länderna och att det är nyttan av antingen aktier eller bostäder som upplevs som störst, vilket går i linje med Alchian & Klein (1973) och Keynes (1931) teorier.

Konsumentprisindex som mått är effektivt när det gäller att mäta dels nyttan i konsumentkorgen och dels inflationen från en period till en annan. Således är KPI-inflation ett bra mått på inflationen i konsumentpriser på kort sikt men sämre som proxy för övriga priser i ekonomin. På grund av de problem som existerar med KPI har det i tidigare forskning föreslagits förändringar i KPI eller andra metoder för att mäta inflation. Förslag har presenterats av såväl Alchian & Klein, (1973), Bryan F & Chechetti (1993), Goodhart (2001), Goodhart & Hoffman (2000), Pollak (1975) och Shibuya, (1992) och den kritik som framförts som kritiserar utelämnandet av tillgångar i KPI är framförallt framförd av (Alchian & Klein 1973; Goodhart, 2001; Shibuya, 1992). Resultaten i den här uppsatsen indikerar att det uppstått inflation utanför KPI, vilket är i linje med Shibuya (1993) som bygger vidare på Alchian & Kleins (1973) intertemporära prisindex och jämför det med den faktiska KPI-inflationen, där ett prisindex som inkluderar tillgångar uppvisar en högre inflation än KPI-inflationen.

Problemet med att konstruera och tillämpa ett nytt prisindex, där tillgångar ingår, är att det medför flera svårigheter (Alchian & Klein, 1973; Goodhart, 2001; Shibuya, 1992; Wynne, 1999). Volatiliteten i tillgångarna gör att indexet på kort sikt skulle bli alldeles för osäkert och det är med dagens metoder inte möjligt att få fram information om alla konsumtionspriser och tillgångspriser, speciellt framtida priser, vilket skulle leda till att indexet inte går att använda (Alchian & Klein, 1973; Shibuya, 1992). Problemet går således inte att lösa på ett tillfredställande sätt idag trots att KPI kan ses som otillräckligt.

4 Avslutning

Sedan finanskrisen 2007/2008 har inflationsmålsstyrda centralbanker världen över bedrivit en expansiv penningpolitik med låga styrräntor och kvantitativa lättnader. Trots det har ingen eller en mycket låg inflation uppmätts i KPI. Under samma period, har såväl bostadsmarknaden som aktiemarknaden påvisat en prisutveckling¹⁸ vilket indikerar en monetär inflation. På grund av detta har KPI ifrågasatts av ett flertal forskare (Alchian & Klein 1973; Goodhart, 2001; Pollak, 1975; Shibuya, 1992) och det har argumenteras för att tillgångspriser bör ingå i ett nytt prisindex. Däremot existerar två problem, dels att konstruera ett sådant prisindex och dels att dagens mätmetoder inte är tillräckliga (Alchian & Klein, 1973; Shibuya, 1992; Wynne, 1999).

Genom att utföra en ekonometrisk studie för KPI, huspriser och aktiepriser har frågeställningen om var inflation äger rum på kort sikt kunnat analyseras och delvis besvaras. Resultaten från regressionsanalyserna ger delvis stöd för hypotesen att KPI-inflationen inte fångar den monetära inflationen fullt ut på kort sikt och att monetär inflation kan uppstå i andra priser än konsumentpriser. Således ger resultaten en indikation av förhållandet mellan KPI-inflation, tillväxttakten i penningmängden och den monetära inflationen på kort sikt. Därför antyder uppsatsen, i likhet med Andersson (2011) och Issing (2003) att tillväxttakten i penningmängden kan användas som en proxy för inflationen även på kort sikt.

Avslutningsvis går det att ifrågasätta resultaten då skillnaderna mellan tidsperioderna och länderna gör att sambandet framträder mindre tydligt. Vidare är det långt ifrån klarlagt huruvida KPI, ett annat prisindex eller tillväxttakten i penningmängden bör användas för att få ett lämpligt underlag till att bedriva penningpolitik på kort sikt, således behövs det mer forskning för att kunna dra några konkreta slutsatser.

¹⁸ Se bilaga 2, 3, 5, 6, 8, 9, 11, 12, där prisutvecklingen i respektive tillgångar presenteras.

5 Litteraturförteckning

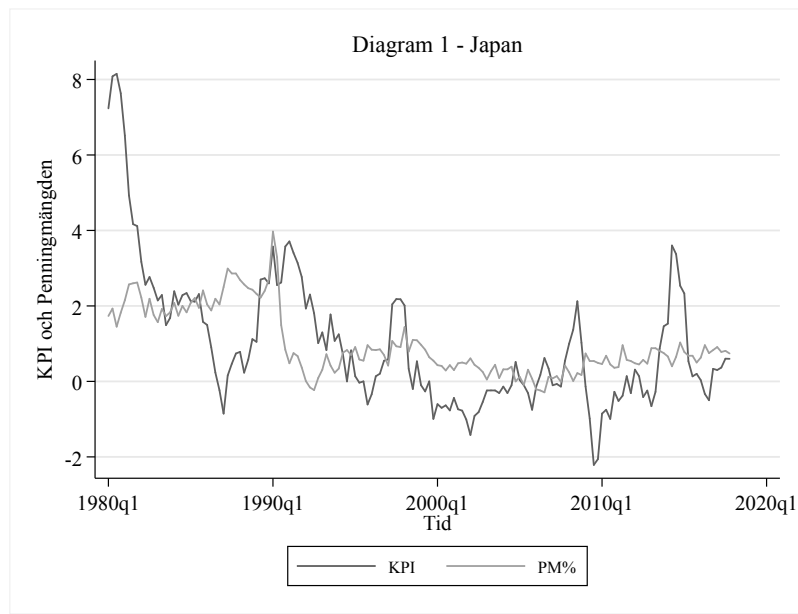
- Alchian, A. A., & Klein, B. (1973). On a Correct Measure of Inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 5, ss. 173-191.
- Andersson, F. N G. (2011). Monetary Policy, Asset Price Inflation and Consumer Price Inflation. *Economics Bulletin*, ss. 759-770.
- Angeriz, A., & Arestis, P. (2006). Has Inflation Targeting Had Any Impact on Inflation? *Journal of Post Keynesian Economics*, 28(4), ss. 559-571.
- Bank of England. Hämtat från <https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/> Mars 2018
- Barrell, R., Kirby, S., & Riley, R. (2003). Changing the Inflation Target. *National Institute Economic Review*, ss. 50-53.
- Brandt, M., & Wang, K. (2003). Time-varying risk aversion and unexpected inflation. *Journal of Monetary Economics*, 50(7), ss. 1457-1498.
- Brunnermeier, M., & Julliard, C. (2008). Money Illusion and Housing Frenzies. *The Review of Financial Studies*, ss. 135-180.
- Bryan F, M., & Chechetti, S. G. (1993). *The Consumer Price Index As A Measure For Inflation*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Ciccarelli, M., & Mojon, B. (2010). Global inflation. *The Review of Economics and Statistics*, 92(3), ss. 524-535.
- Dougherty, C. (2016). *Introduction to Econometrics* (5 uppl.). Oxford: Oxford University Press.
- Federal Reserv Bank of St. Louis. Hämtat från <https://fred.stlouisfed.org/series/DCOILWTICO>
- Fisher, I. (1911). The Purchasing Power of Money.
- Fregert, K. (2007). *Inflation* (Vol. 1). Alvesta, Sverige: Svenska tryckcentralen.
- Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *The American Economic Review*, 58, ss. 1-17.
- Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1963). Money and Bussiness Cycles. *The Review of Economics and Statistics*, 45, ss. 32-64.
- Gerdesmeier, D., Reimers, H.-E., & Roffia, B. (2009). *Asset Price Misalignments and the Role of Money and Credit*. European Central Bank. Frankfurt am Main: ECB.
- Goodhart, C. (2001). What Weight Should be Given to Asset Prices in the Measurement of Inflation? *The Economic Journal*, ss. F335-F356.

- Goodhart, C., & Hoffman, B. (2000). *Do Asset Prices Help Predict Consumer Price Inflation*. London School of Economics, Financial markets group, London.
- Grant, M. (den 07 December 2017). *Bloomberg Opinion*. Hämtat från Bloomberg.com: <https://www.bloomberg.com/view/articles/2018-05-17/-skills-gap-can-be-narrowed-with-higher-wages>
- Issing, O. (2003). *ECB, Background Studies for the ECB's Evaluation of its Monetary Policy Strategy*. Frankfurt am Main: European Central Bank.
- Jacquinot, P., Kuismanen, M., Mestre, R., & Spitzer, M. (2009). An Assessment of the Inflationary Impact of Oil Shocks in the Euro Area. *The Energy Journal*, 30(1), ss. 49-83.
- Keynes, J. M. (1931). A Rejoinder. *The Economic Journal*, 41(163), ss. 412-423.
- Kiley, M., & Roberts, J. (2017). Monetary Policy in a Low Interest Rate World. *Brookings Papers on Economic Activity*, ss. 317-372.
- Kilian, L., & Park, C. (2009). The Impact of Oil Price Shocks on the U.S. Stock Market. *International Economic Review*, 50(4), ss. 1267-1287.
- King, M. (2002). The inflation target ten years on. *Bank of England Quarterly Bulletin*.
- Kuroda, H. (den 27 Augusti 2017). Centralbankschef. (K. Hays, Intervjuare)
- Neumann, M. J., & Greiber, C. (2004). *Inflation and core money growth in the euro area*. Deutsche Bundesbank. Frankfurt am Main: Deutsche Bundesbank.
- OECD. (2002). *OECD Economic Outlook* (Vol. 1). OECD Publishing.
- OECD.STAT. Hämtat från <https://stats.oecd.org> Mars 2018
- Pollak, R. (1975). The intertemporal cost of living index. *Annals of Economic and Social Measurement*.
- Reed, R. (2013). On the practice of lagging variables to avoid simultaneity. Nya Zeeland: University of Canterbury.
- Shibuya, H. (1992). Dynamic Equilibrium Price Index: Asset Price and Inflation. *BOJ Monetary and Economic Studies*, ss. 1-15.
- Thomson Reuters Datastream. Hämtat från <https://financial.thomsonreuters.com/en/products/tools-applications/trading-investment-tools/datastream-macroeconomic-analysis.html> Mars 2018
- Varian, H. R. (2014). *Intermediate Microeconomics*. New York: W.W Norton & Company, Inc.
- Wynne, M. (1999). *Core inflation: a review of some conceptual issues*. ECB.

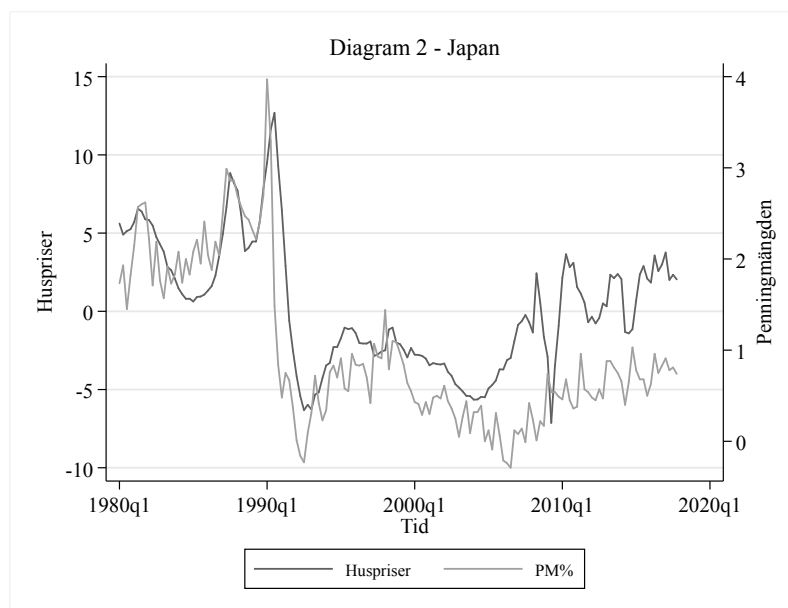
6 Bilaga

Följande grafer är framtagna i STATA 13 från den data som används genomgående i uppsatsen. Graferna visar hur våra beroende variabler rör sig i relation till penningmängden för hela tidsperioden och respektive land.

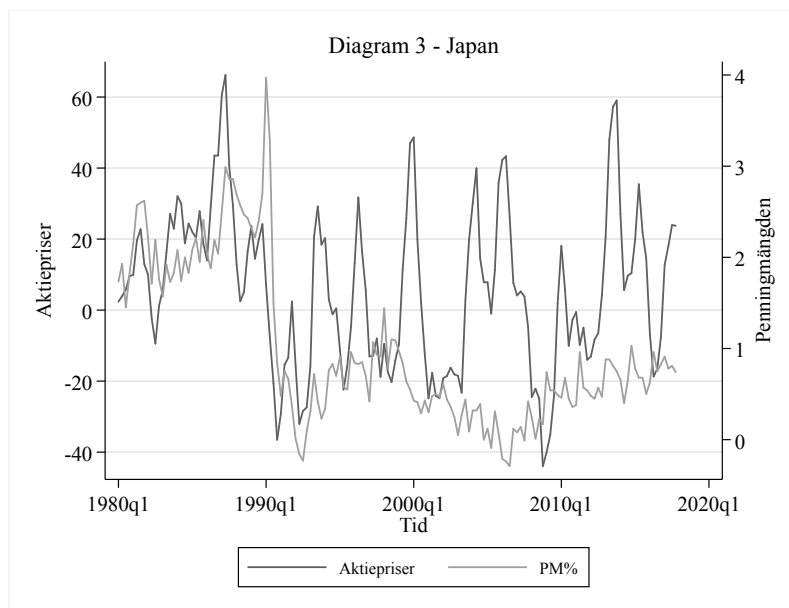
(1)



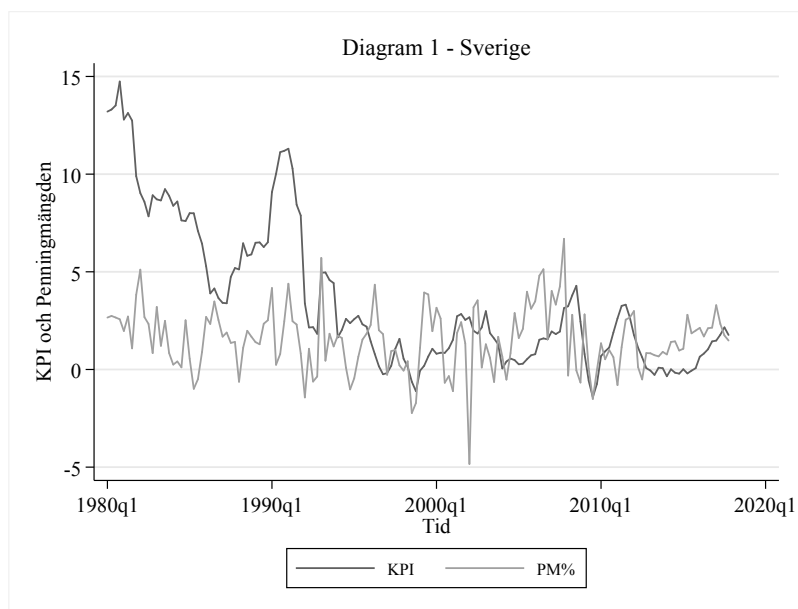
(2)



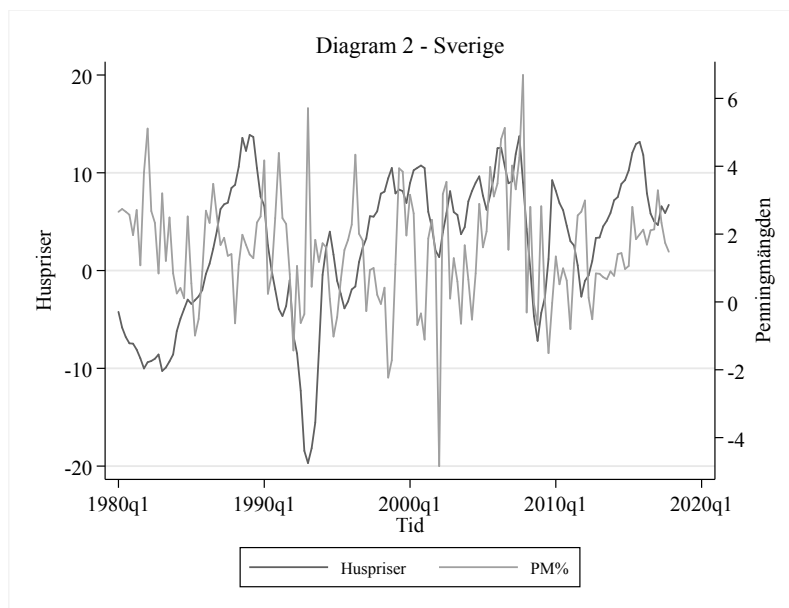
(3)



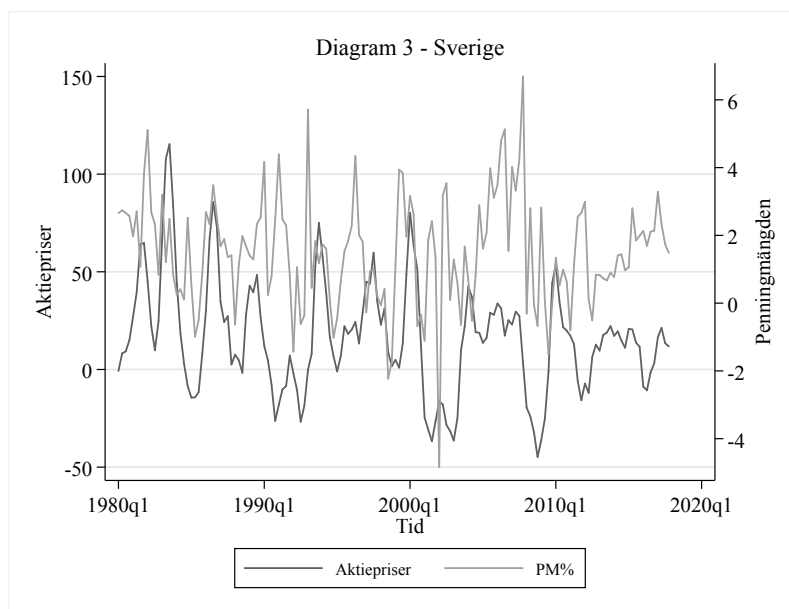
(4)



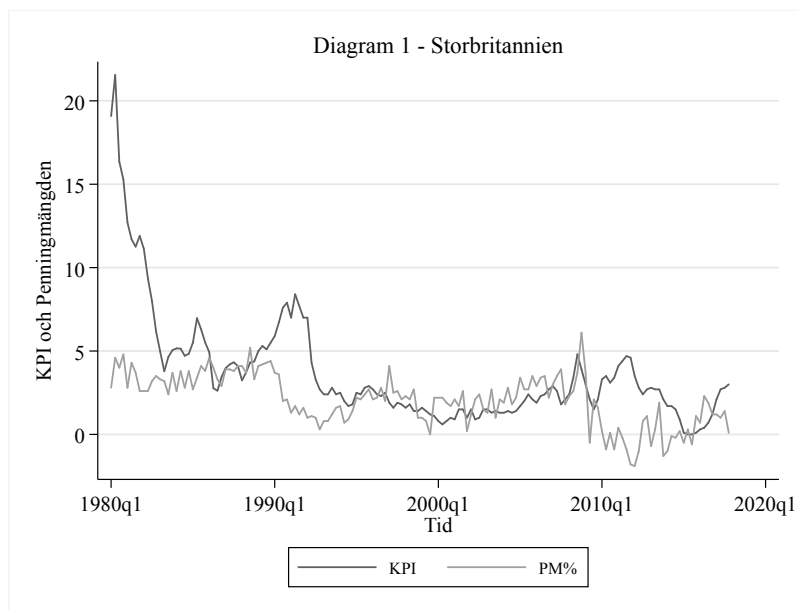
(5)



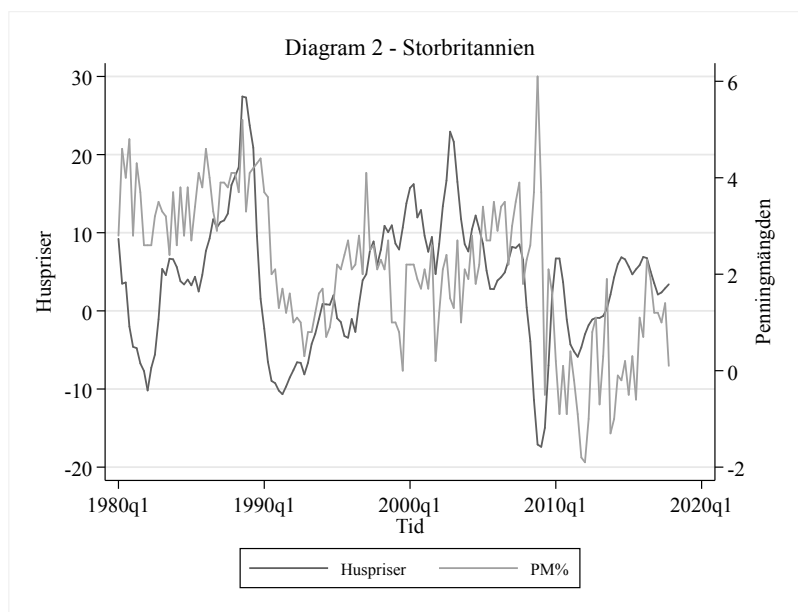
(6)



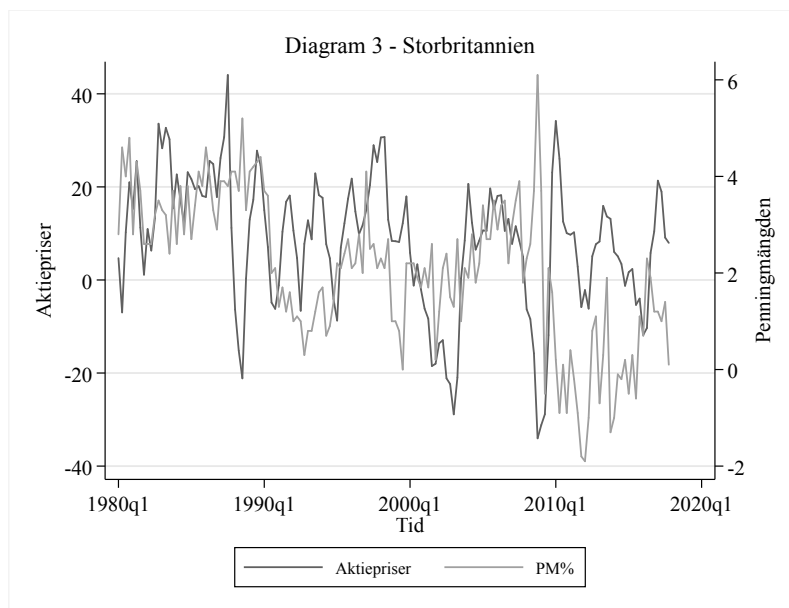
(7)



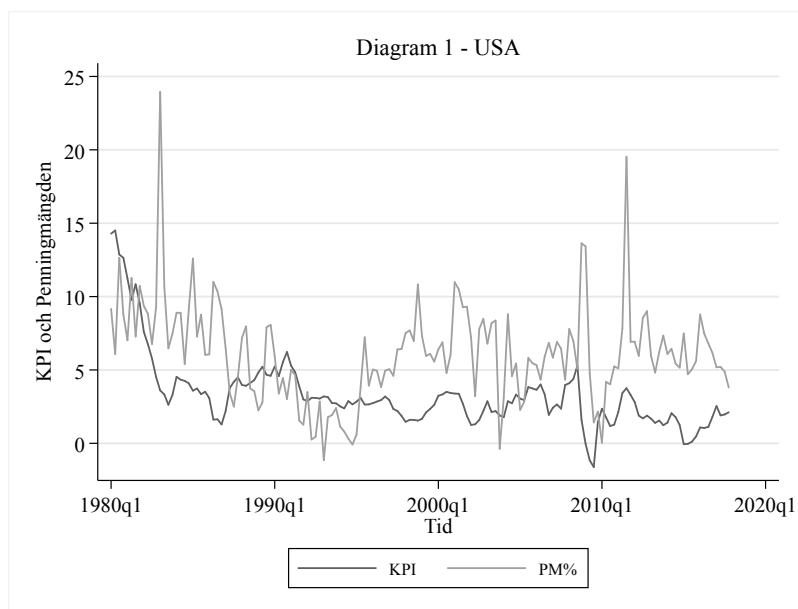
(8)



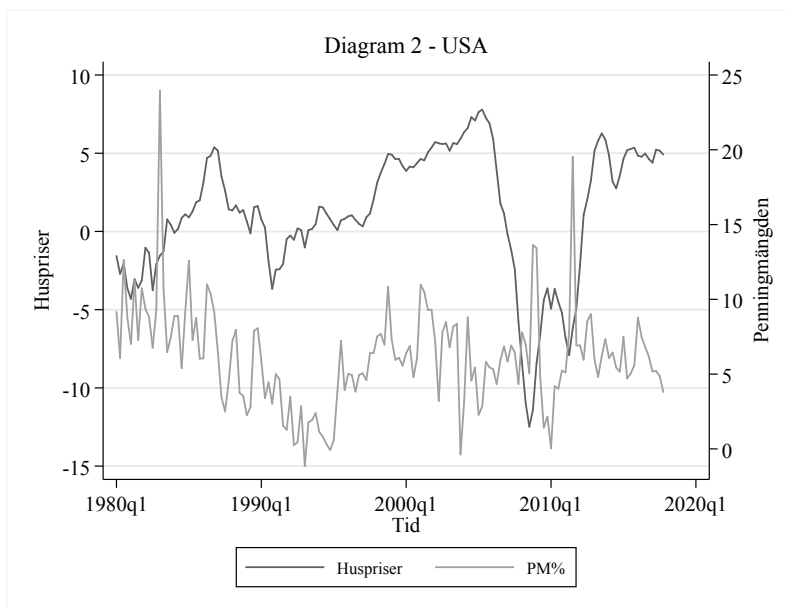
(9)



(10)



(11)



(12)

