

Effekter av Federal Reserves kvantitativa lättnader på NASDAQ-100

Av: Bavneet Singh och Loke Hagberg

Handledare: Johanna Palmberg

Södertörns högskola | Institutionen för samhällsvetenskaper

Kandidatuppsats 15 hp

Nationalekonomi | Vårterminen 2021



Förord

Att skriva en uppsats inom detta ämne har varit svårt. Covid-19s fortsatta tillvaro har gjort att vi har fått skriva hemifrån och inte kunnat vara träffas fysiskt för att lösa eventuella problem på ett effektivare sätt. Med det sagt är vi väldigt tacksamma för vår handledare Johanna Palmberg för vägledning samt även för våra opponenter Samer Hany och Timur Cengiz för värdefull feedback. Vi vill även rikta ett speciellt tack till Abenezer Zeleke för hjälp med ARDL-modellen som används i denna uppsats.

Stockholm, 2021-05-27

Bavneet Singh & Loke Hagberg

Sammanfattning

Vid en ekonomisk kris är den konventionella lösningen för att komma ur den en räntesänkning. När den konventionella lösningen inte längre ger någon effekt, vänder centralbanker sig till okonventionell penningpolitik. Okonventionella penningpolitiken som diskuteras i denna uppsats är kvantitativa lättnader (QE). Denna uppsats utreder kvantitativt om förändring av den amerikanska centralbanken Federal Reserves (FED) balansräkning som har drivits av QE påverkat aktieindex NASDAQ-100s förändring långsiktigt genom perioden 2009-2019. För att ta reda på detta utförs en tidsserieanalys som är Autoregressive Distributed Lag (ARDL) där en Bounds Cointegration test utförs med en Error Correction Model för att testa om långsiktig kointegration mellan variablerna finns.

Våra resultat tyder på att en positiv långsiktig relation mellan FEDs balansräkning och NASDAQ-100 finns.

Abstract

In an economic crisis, a conventional solution to come out of it is to reduce interest rates but when it becomes ineffective, the central banks have to turn to unconventional monetary policy. The unconventional monetary policy that is discussed in this paper is Quantitative Easing (QE). This paper aims to quantitatively investigate whether the Federal Reserves' (FED) balance sheet, driven by QE, has affected NASDAQ-100 index performance over the period of 2009-2019. To do this, a time series analysis consisting of Autoregressive Distributed Lag (ARDL) is conducted. To find out the long run relationship between the variables, a Bounds Cointegration Test with Error Correction Model is also conducted.

Our results indicate that there is a positive long run relationship between FEDs balance sheet and NASDAQ-100.

Innehållsförteckning

1. Introduktion	4
1.1 Bakgrund	4
1.2 FEDs mål och medel	6
1.3 Problematisering	6
1.4 Problemformulering och forskningsfråga	8
1.5 Forskningsmetod och data	9
1.6 Uppsatsens upplägg	9
2. Tidigare studier	10
3. Teoretisk metod	12
3.1 IS-QQ Modell	12
3.2 Transmissionskanaler	18
4. Empirisk metod	21
4.1 Data	21
4.1.1 Data-jämförelse med tidigare studier	22
4.2 Tidsserieanalys	23
4.3 Alternativa metoder	24
4.4 Stationaritet	25
4.4.1 Augmented Dickey-Fuller test (ADF)	25
4.5 Optimalt lagg-order val	26
4.6 Kointegration	26
4.7 Felkällor	27
4.8 Sammanfattning	27
5. Resultat	29
5.1 Augmented Dickey Fuller test (ADF)	29
5.2 ARDL	30
5.2.1 Bounds Cointegration Test och Error Correction Model	31
6. Diskussion	35
7. Slutsatser	38
Referenslista	39
Appendix	43

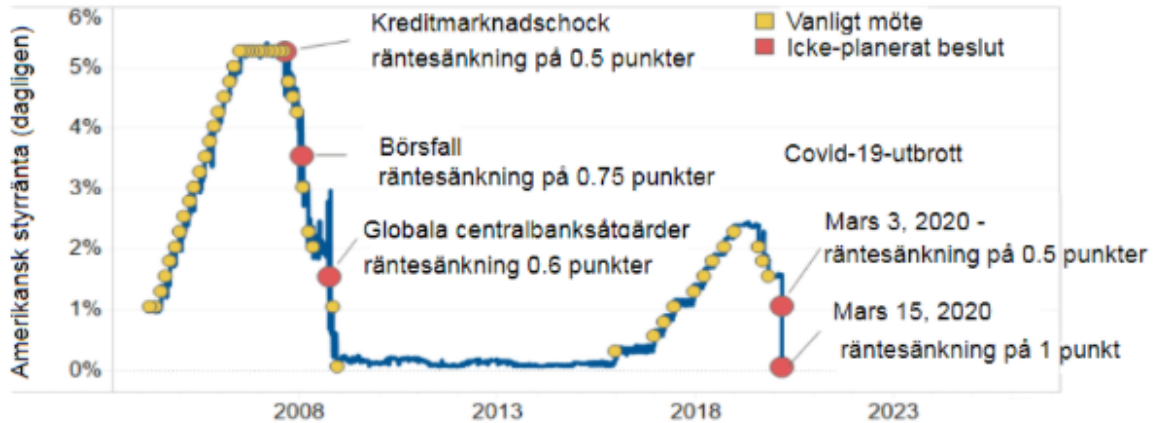
1. Introduktion

1.1 Bakgrund

I denna uppsats undersöks huruvida det finns ett långsiktigt samband mellan förändring av Federal Reserves (FED) balansräkning och förändring av amerikanska aktieindex NASDAQ-100 under perioden 2009-2019.

Till följd av den globala finanskrisen under 2008, reagerade FED snabbt och sänkte reporäntan från drygt 5% till ett intervall av 0-0,25% i syfte att stimulera hushålls-och företags spenderande och genom det stödja samt främja ekonomisk återhämtning. När räntan var mellan 0-0,25% köpte FED en rad olika tillgångar, benämnd som "Large Scale Asset Purchases" (LSAP) mellan slutet av 2008 tills oktober 2014 (Federal Reserve, 2015).

LSAP kan även beskrivas som kvantitativa lättnader (QE) som är en typ av okonventionell penningpolitik som används när den konventionella penningpolitiken slutar ge effekt. Ett annat exempel på okonventionell penningpolitik är negativa räntor. Ett exempel på en konventionell penningpolitik är räntesänkning. När FED sänkte räntan så hamnade den vid Zero Lower Bound (ZLB) vilket är en punkt då den nominella räntan närmar sig 0% och gör därmed den konventionella penningpolitiken icke-effektiv (Joyce et al, 2012). Det stora problemet för centralbanker blir uppenbart när reporäntan når ZLB. Där finns risken för en likviditetsfälla som innebär att penningpolitiken blir ineffektiv då räntan är så låg att hushåll hellre sparar pengar än att köpa tillgångar. Att köpa värdepapper på stor skala kan lösa detta problem (Bernanke et al, 2004).



Källa: Federal Reserve, New York Fed, St Louis Fed

Figur 1 - FEDs räntejusteringar (Översatt från engelska av författarna)

Källa: Federal Reserve, New York Fed, St. Louis Fed

Under 2020 mötte det finansiella systemet ett nytt hot orsakad av COVID-19. På grund av stora nedstängningar av samhällssektorer ledde det till att FED återigen sänkte reporäntan mot 0% för att stödja den amerikanska ekonomin, och hamnade därmed åter vid ZLB (Figur 1). Av denna anledning började FED med QE på nytt för att motverka större fall i ekonomi och på så sätt öka likviditeten i systemet. Under det senaste QE under 2020 köpte FED värdepapperiserad kredit (det vill säga Mortgage Backed Security - MBS) samt statspapper (Federal Reserve, 2020). Efter köp av dessa tillgångar kan man se en stor ökning i FEDs balansräkning och tillsammans med det även en stor rusning uppåt i NASDAQ-100 (Figur 2).



Figur 2 - FEDs totala tillgångar på balansräkningen (Översatt från engelska av författarna)

Källa: FRED (<https://fred.stlouisfed.org>)

1.2 FEDs mål och medel

Centralbankerna vi väljer att studera har inflationsmål och tillväxtmål, samt medel för att uppnå dessa. Stater påverkar centralbanker på olika sätt beroende på regleringar (Hausken & Ncube, 2013). Al-Jassar och Moosa (2019), Bhar med flera (2015), Lima (2016), Balatti med flera (2018) har alla gjort tidigare studier angående just QE relaterat till FED.

Federal reserve, USAs centralbank, har som mål att bibehålla finansiell stabilitet och tillväxt i amerikansk ekonomi - alla deras funktioner visas i figur 3. FED överses av den amerikanska kongressen och har inflationsmålet 2% över tid (FED, 2020). FEDs tre huvudmål med deras penningpolitik är att maximera sysselsättning, bibehålla stabila priser samt måttliga räntor långsiktigt (FED, 2020).



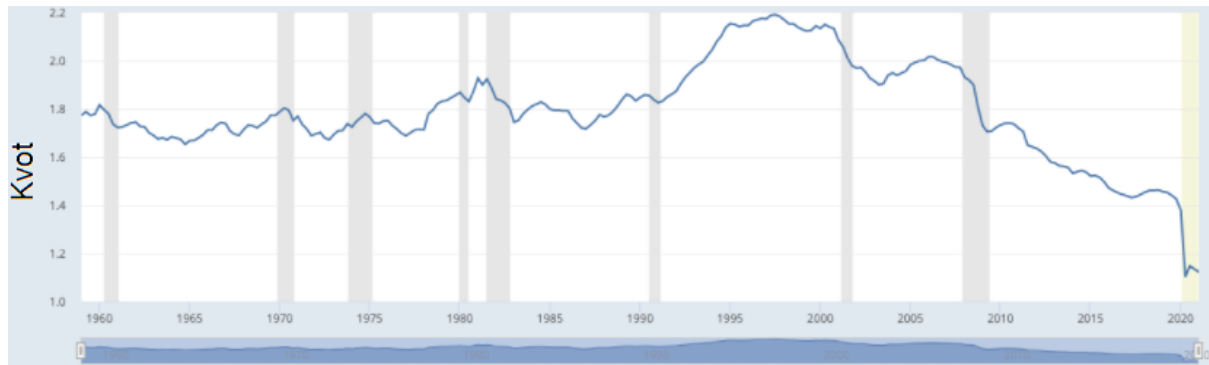
Figur 3 - FEDs nyckelroll som en centralbank (Översatt från engelska av författarna)

Källa: (Federal Reserve, 2017)

1.3 Problematisering

QE har varit igång sedan slutet av 2008 och som nämnt tidigare har vi har även sett en konstant ökning i NASDAQ-100 aktieindex sedan dess. Samtidigt som detta har skett har vi sett en stadig minskning i omloppshastighet av pengarna (Figur 4). Vid jämförelse av figur 2 och 4 kan en omvänd relation ses och då väcks frågan kring vad det är som driver förändring

av NASDAQ-100. Konsumenter sparar mer/spenderar mindre pengar vilket borde tyda på deflation men samtidigt ser vi att NASDAQ-100 har sett en tillväxt mellan perioden 2008-2019.



Figur 4 - Omloppshastighet av pengar (Översatt från engelska av författarna)

Källa: FRED (<https://fred.stlouisfed.org>)

Det som också är intressant att lägga märke till är att omfattningen av QE har varit mycket större under 2020 än vad det var under 2008 (Figur 2). Till följd av detta ser vi även hög belåning på börsen bland investerare som fortsätter att belåna sig för att köpa värdepapper då räntan är låg (Figur 5). Det negativa med detta är att, om börsen faller, ökar risken för så kallade marginal samtal. Ett marginal samtal är när en mäklare begär att en investerare ökar sitt kapital för att hålla en belånad position öppen. Om investeraren inte kan lägga in mer kapital, tvångsäljs positionen (IG, 2021). Det leder i sin tur till att fallet blir värre och att det blir en dominoeffekt. Det är precis vad vi såg under börskraschen i Mars 2020 samt vad vi har sett vid samtliga föregående börskrascher (Seeking Alpha, 2020). När bubblor spricker så bidrar de till svåra ekonomiska kriser såsom en recession och i värsta fall depression. Vi vill därför undersöka om FEDs QE-program har påverkat aktiepriser och deras värdering. Vi har valt index NASDAQ-100 och valt att studera perioden 2009-2019 då QE har varit aktivt som längst för att testa hur stor effekt, om alls, QE har haft på NASDAQ-100. Anledningen till att vi har valt NASDAQ-100 är på grund av att de tidigare studier har inte haft med den och därmed bidrar vår studie med att fylla i en forskningslucka. Vi anser att, ifall ett samband mellan våra variabler finnes, förser denna uppsats NASDAQ-100-investerare med en forskning som kan hjälpa dem att ta klokare investeringsbeslut under de kommande åren.



Figur 5 - FINRA Belåningsgrad bland investerare och S&P 500 (Översatt från engelska av författarna)

Källa: finra.org

1.4 Problemformulering och forskningsfråga

I uppsatsen undersöks huruvida förändring av Federal Reserve balansräkning har haft en långsiktig effekt på NASDAQ-100s förändring under period 2009-2019 då QE använts aktivt. Målet med uppsatsen är att ge NASDAQ-100-investerarna en klar bild kring denna fråga och förse dem med en forskning som kan möjliggöra för dem att kunna ta klokare investeringsbeslut framöver i fallet att ett samband mellan de valda variablerna hittas. **Vår forskningsfråga och våra hypoteser är:**

Har The Federal Reserves förändring av balansräkning driven av QE haft en långsiktig effekt på NASDAQ-100s förändring?

H_0 : FEDs balansräkning har ingen positiv långsiktig påverkan på NASDAQ-100

H_1 : FEDs balansräkning har en positiv långsiktig påverkan på NASDAQ-100

1.5 Forskningsmetod och data

I uppsatsen används kvartalsdata från FEDs balansräkning, NASDAQ-100 och USAs GDP. I och med att vi studerar huruvida NASDAQ-100 har blivit påverkad av QE är vår forskning vara begränsad till just det indexet och kan inte att kunna svara på om andra index som innehåller samma aktier som NASDAQ-100 till viss del även har haft en eventuell påverkan.

Först sker ett augmented Dickey-Fuller test (ADF) utförs för att estimeras om variablerna är icke-stationära Sedan kommer en tidsserieanalys baserat på Autoregressive Distributed Lag (ARDL) att utföras med variablerna nedan. Efter det sker även ett Bounds cointegration test med Error Correction Model (ECM) för att testa om variablerna har en långsiktig relation. Metoden har bland annat använts av Lima (2016) (se tidigare studier).

Våra variabler består av en beroende variabel som är NASDAQ-100 samt två oberoende variabler som är FEDs Balansräkning och USAs GDP.

I och med att tidigare relevant forskning som nämns under avsnitt 2 i uppsatsen inte studerat sambandet mellan QE och just NASDAQ-100, kommer denna uppsats att bidra med att fylla i en forskningslucka.

1.6 Uppsatsens upplägg

Avsnitt 2 presenterar de tidigare studierna som har gjorts inom detta ämne. *Avsnitt 3* presenterar de modeller och teorier som är relevanta för denna uppsats. *Avsnitt 4* beskriver vår metodologi som vi använder för att få svar på vår forskningsfråga. *Avsnitt 5* presenterar våra resultat. *Avsnitt 6* presenterar huruvida resultaten stödjer H_0 samt om de är i linje med tidigare forskning. Uppsatsen avslutas med *avsnitt 7* som presenterar vår slutsats.

2. Tidigare studier

Detta avsnitt presenterar tidigare studier om QEs på aktiepriser; främst i USA.

Al-Jassar & Moosa (2019) studerar den amerikanska aktiemarknaden, hur de påverkas av QE genom en strukturell tidsserieanalys som används för att estimeras effekterna av QE. Modellen estimeras av den maximala sannolikheten av ett tidsvarierande parametriskt ramverk med S&P 500 index som den beroende variabeln och FEDs balansräkning som den oberoende. Aktiepriser påverkades även av diverse cykliska rörelser och andra variabler. Presidentvalet då Donald Trump valdes är något som kan ha påverkat perioden. De finner en stark positiv korrelation mellan balansräkningen och aktiepriser, men resultatet är tolkat gentemot trender och cykler.

Bhar et al. (2015) genomförde en beslutsträdsanalys under perioden Januari 2004 till September 2008 och Oktober 2008 till November 2013 (då tre LSAP skedde). Den första perioden var innan den finansiella krisen där normal penningpolitik var fallet. Perioden därefter innehöll QE. De använder sig av daglig data för S&P 500, lång ränta och bolåneränta. De har även veckovis data av tillgångsköp som resulterade av QE. Värdena som användes var de efter stängning på torsdagar. Innan krisen påverkades aktiepriser främst av långtidsräntan och i perioden därefter främst av QE. Indexet för aktiepriser korrelerar starkt med QE.

Joyce et al. (2011) studerar effekterna av QE på aktiepriser i Storbritannien. Effekterna på aktiepriser studerades genom dess kanaler som portföljbalanskanalen och likviditetskanalen. Effekterna av QE studerades genom flera metoder, bland annat event-studier. De använde även VAR-analys från December 1990 till Juni 2007. Deras data bestod av aktieinköpsdeklarationer, statobligationsvinster, statobligationsspridning, marknadsförväntningar (proxy), nominell GDP (bruttonationalprodukt), konsumentprisindex och indexbyten. Joyce et al. fann att medium- och lång tid-statsobligationers vinster var approximerat 100 baspoäng lägre än de skulle vara efter ett QE-köp, baserat på marknadsreaktioner. Detta skedde då i portföljbalanskanalen. Påverkan på finansiella marknaden är stor, men exakt vilka konsekvenser det får avgörs av helheten av makroekonomin vilket är väldigt osäkert.

Lima (2016) använde empiriska modeller som presenterats av Asako och Liu (2014) med aktieprisnivåer som den beroende variabeln och ränta samt GDP som oberoende variabler.

Asako och Liu (2014) fann att GDP hade störst påverkan på aktiepriser jämfört med QE. Lima (2016) lade själva till monetärt aggregat som en extra variabel för att de menar att det är relevant för QE. De pekar ut att ingen makroekonomisk modell finns som säkert kan avgöra hur aktiepriserna ökas utan kausalitet åt andra hållet. De finner även att reella värdet på pengar varierar positivt gentemot aktiepriser. De använde Dow Jones och S&P 500 som aktieindex. Genom ARDL-modellen drog de slutsatsen att från 2001 till 2014 har aktiepriserna påverkats positivt av QE i USA, Japan, och Storbritannien - trots strukturella skillnader.

Balatti et al. (2018) undersökte USA och Storbritanniens QE med fokus på aktiepriser, GDP och prisnivåer i samhället då de analyserade Finanskrisen 2008. Tidsperioden var från Juni 1982 till November 2014 för Storbritannien, och från Januari 1971 till November 2015 för USA. Deras metodik bestod av en VAR-modell med GDP, prisnivån i samhället, QE, aktiepriser (S&P 500 index), volatilitet och likviditet. De kom fram till att aktiepriserna ökade efter medellång tid medan GDP och prisnivån i samhället påverkades mycket mindre. De visade att aktiepriser fick stark positiv påverkan i båda fallen.

De flesta tidigare studier har endast använt aktieindexet S&P 500 som mått på aktiepriser. Alla de tidigare studierna nämnda har visat på att aktiepriserna positivt korrelerar med QE. Andra variabler har varit volatilitet, penningmängden, GDP, korttidsränta, långtidsränta, prisnivåer, inflation och centralbankens balansräkning. Metoderna har varit VAR, tidsvarierande parametriskt ramverk, beslutsträdsanalys, och ARDL. Det pekas ut i studierna att aktiepriserna påverkas av en del andra variabler och att det sker kausalitet åt båda hållen i alla deras uppställningar, vilket beläggs av studierna som observerade fördröjningar. De pekar också ut en del större osäkerhet i QEs effekt på tillväxten för ekonomin.

Denna studie sker genom en tidsserieanalys. Lagg i de oberoende variabelernas effekter är förväntat - med tanke på att de tidigare studierna visat att effekterna tagit tid, och det blir en systematisk felkälla. Vårt val av aktieprisindex skiljer sig från de andra, detta för att NASDAQ-100 inte studerats tidigare i en liknande forskning. Andra variabler vi har är USAs GDP och FEDs balansräkning. Eventuella variabler som vi inte har med medför en risk för felkällor.

3. Teoretisk metod

Som tidigare nämnts så är QE ett okonventionellt penningpolitiskt verktyg, vilket innebär att det inte finns dels lika mycket teori dels lika starka samband som det gör inom vissa andra områden som funnits längre (Hausken & Ncube, 2013). Teorierna som kommer att presenteras är dels IS-QQ-modellen, ett alternativ till IS-LM-modellen som förklarar konsumtionssidan av ekonomins samverkan med aktiemarknaden samt ytterligare teori kring transmissionsmekanismer då IS-QQ nämner detta utan att gå in på djupet.

Transmissionsmekanismerna är centrala kring hur mekanismerna sker för att QE ska påverka aktiepriser. IS-QQ har vi valt med tanke på att modellen kan beskriva de olika utfall som kan ske på aktiemarknaden generellt sätt.

3.1 IS-QQ Modell

Palley (2011) tog fram en modell som är en variant av IS-LM-modellen, som visar sambandet mellan ekonomiska tillväxten och aktiepriserna. Modellen heter IS-QQ (IS- står för investering och sparande, LM - för likviditet och penningmängd och QQ - för aktiepriser). Modellen omfattar de främsta makroekonomiska variablerna som är relevanta för just QE (vilka följer nedan) och kopplar dessa till transmissionskanalerna (vilka beskrivs djupare under 3.3) som QE verkar genom (Palley, 2011).

Det finns fem kanaler av expansionseffekt som IS-QQ modellen tar hänsyn till:

1. Räntekanalerna via långtidsobligationsräntor och term-strukturen av räntor.
2. Aktiemarknadskanalen - Ökad likviditet ökar värdepappersköp. Detta ökar värdepapperspriser, som i sin tur ökar investeringar.
3. Konsumtionsförmögenhetseffekten - Effekt som resulterar i högre obligations- och värdepapperspriser.
4. Förväntad inflation som gör att hushåll har incitamentet att köpa mer innan priser stiger, det vill säga en accelerationseffekt i spending.
5. Växelkursen - En del av likviditetsökningen riktas till utländska köp, vilket reducerar den reella växelkursen. QE är i sig inte en lösning på en likviditetsfälla, när

likviditetsfällan är total så är pengar och värdepapper perfekta substitut. Att vara vid ZLB implicerar inte att en likviditetsfälla faktiskt är nådd.

Dessa transmissionskanaler förklaras inte mer, trots att det finns mer teori på området, vilket kommer efter förklaringen om IS-QQ-modellen.

Nedan följer en tabell som beskriver IS-QQ-modellens variabler och dess definitioner. Dessa variabler ingår i ekvationer som nämns efter tabellen.

Tabell 1 - ISQQ-modellens variabler och definitioner

Variabler	Definition
y	GDP
q	Reella aktiepriser
r_s	Förväntad reel korttidsränta
r_l	Förväntad långtidsränta
i	Nominella räntor
π	Förväntad inflation
e	Nominell växelkurs
W	Förmögenhet
H	Monetär Bas (Pengar som kvalificeras att användas som kommersiella bankers reservtillgångar)
B_s	Nominellt utbud av korttidsobligationer
B_l	Nominellt utbud av långtidsobligationer
P	Prisnivå
Z	Finansiella sektorns förtroende
E	Mängden värdepapper på marknaden

Aggregerad efterfrågan i IS-QQ-modellen beskrivs av ekvation 1. GDP (y) är i vänsterled och själva efterfrågan i högerled, den utgör IS-linjen i IS-QQ-modellen. Aggregerad efterfrågan ökar när GDP, aktiepriser, förväntad inflation och förmögenheter ökar. Den sjunker på grund av högre räntor och högre växelkurs. (Palley, 2011)

$$y = D(y, q, r_s, r_l, \pi, e, W) \quad (1)$$

Ekvation för att beräkna aktiepriser utifrån IS-QQ-modellen:

$$q = q(y, q, r_s, r_l, \pi, H, Z) \quad (2)$$

Aktiepriser ökar med högre inkomstnivåer i samhället, högre förväntad inflation, större monetär bas, och om investerare får starkare förtroende för marknaden (de blir mer optimistiska för investeringar generellt sätt). Aktiepriserna sjunker med högre räntor. Denna ekvation speglar LM-schemat och denna kallas därför för QQ, därav namnet IS-QQ. IS-QQ innehåller en nominellterm-strukturekvation. Det är en ekvation som beskriver hur långsiktiga och kortsiktiga nominella räntor relaterar med varandra (Palley, 2011).

Nominellterm-strukturekvation (beror negativt på H och positivt på inflationen):

$$i_l = i_s + i(H, \pi) \quad (3)$$

Nominella till reella räntor: [x är s eller l]

$$r_x = i_x - \pi \quad (4)$$

Den förväntade inflationen (beror positivt på H och negativt på e):

$$\pi = \pi(H, e) \quad (5)$$

Den nominella växelkursen (beror negativt på H):

$$e = e(H) \quad (6)$$

Förmögenhet som beror på värdepapper:

$$W = \frac{H}{P} + \frac{B_s}{[1+i_s]P} + \frac{B_l}{i_l P} + qE \quad (7)$$

Anta ZLB och QE: $i_s \approx 0$

QE beskrivs av en av följande ekvationer:

$$\frac{dH}{dP} = -q dE \quad (8)$$

$$\frac{dH}{dP} = -\frac{dB}{i P} \quad (9)$$

Ekvation 8 gäller om QE sker genom värdepappersköp och ekvation 9 gäller om QE sker genom långsiktiga obligationsköp. I vårt fall gäller ekvation 9. Eftersom perfekta substitut inte gäller mellan zero bound-pengar och korttidsobligationer så är i_s lite över noll. IS och QQ visar hur aktiepriser är positivt proportionellt gentemot GDP. q är på den vertikala axeln och y på den horisontella. QQ skiftar upp om förtroendet på de finansiella marknaderna ökar – då ökar priser på värdepapper och GDP (Palley, 2011).

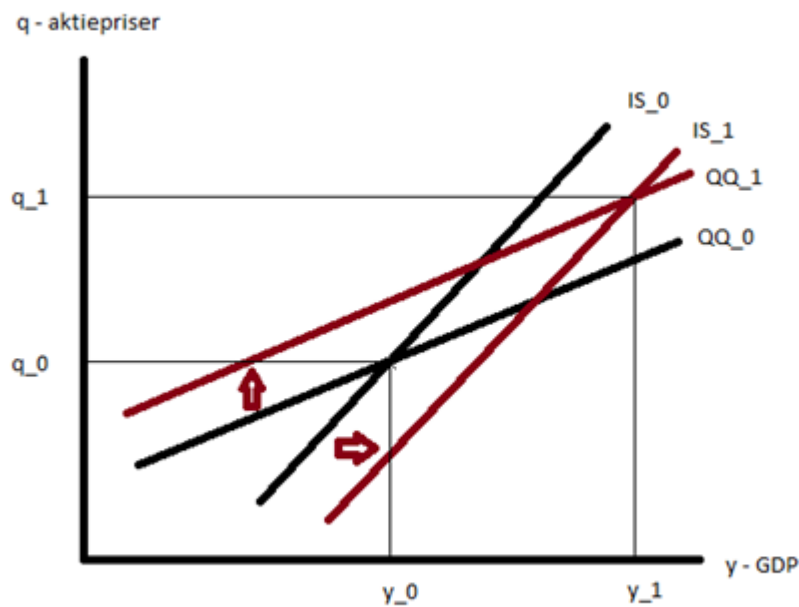
Intersektionspunkten mellan IS och QQ är jämviktspunkten. Detta innebär att en skiftning i en eller båda av linjerna skapar en ny jämviktspunkt som aktiepriser och GDP rör sig till långsiktigt. GDP och aktiepriser kommer att stegvis röra sig till jämviktspunkten och hamna där över längre tid. Syftet med studien är att beskriva det långsiktiga sambandet och därmed jämviktspunkten i IS-QQ-modellen.

Modellen kan demonstrera att QE inte nödvändigtvis leder till ökad GDP. Exempelvis kan djupa recessioner stänga vissa kanaler för QE. Om IS-linjen inte påverkas av förväntad korttidsränta och långtidsränta eller värdepapperspriser så blir den vertikal. Acceleration av utgifter och skiften i växelkursen är det enda som påverkar IS i ett sådant fall, och IS skiftar ytterst lite positivt.

Den korta räntan är nära noll och ändras inte, QE ökar, det gör att H stiger och att det finns färre långtidsobligationer (beskrivet av ekvation 9, vilken innebär att det endast sker om det också finns en förändring med avseende på prisnivå). När H stiger så sjunker den nominella växelkursen e vilket ökar bytesbalansen och ökar GDP (ekvation 6 och 1). Den förväntade inflationen stiger också med H som ökar och e som sjunker (ekvation 5). Långtidsräntan sjunker då H ökar, men ökar då den förväntade inflationen ökar som beskrivs (ekvation 3 och 4). Om detta är fallet kan räntan stiga och investeringar minska, vilket skiftar IS åt vänster och QQ upp. Detta kan även påverka förmögenhetseffekten som generellt sätt gynnar GDP

via QE annars (ekvation 7). Om motsatsen gäller i lång ränta-inflations-relationen så skiftar IS åt höger och QQ upp som i scenario 1.

Scenario 1:

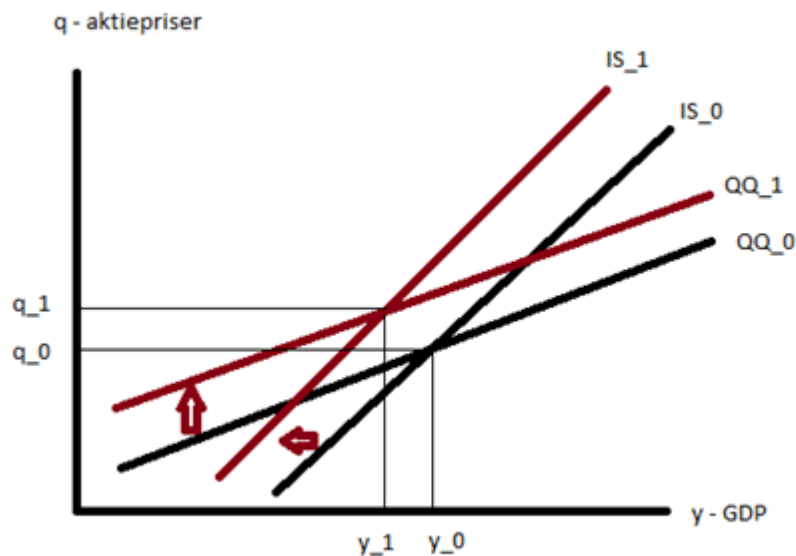


Figur 6 - QE i IS-QQ-modellen med stigande q och y

Källa: Författarskiss (inspirerad av Palley 2011)

Ekvation 1 och 2 ökar som beskrivet precis innan figur 6. Detta förklarar skiftningarna. Detta innebär att y_0 och q_0 kommer att röra sig till y_1 och q_1 över det långa loppet. Lutningen på linjerna kan vara annorlunda som förklarats.

Scenario 2:



Figur 7 - QE i IS-QQ-modellen med stigande q och sjunkande y

Källa: Författarskiss (inspirerad av Palley 2011)

Ekvation 1 sjunker och ekvation 2 ökar som beskrivet precis innan figur 6. Detta förklarar skiftningarna. Den nya jämviktspunkten innebär att GDP och aktiepriser rör sig till dessa över det långa loppet.

Den förväntade inflationen handlar om vad marknadsaktörer faktiskt tror, det är en kritisk del av modellen. Det finns teoretiskt sett fall där den finansiella marknadens förtroende kan sjunka när QE sker, vilket skulle skifta QQ åt höger och sänka aktiepriserna om inte IS skiftade för att ta ut den effekten. Det är dock osannolikt att Z på det sättet skulle dominera.

Något annat som kan påverka exogent från modellen är prisnivåer i samhället som kommer i en prischock, som att råvarupriser ökar och sänker löner och med det påverkar

inkomstdistributionen och förmögenhetseffekter negativt (ekvation 7) samt orsakar högre nominella räntor (vilket kan visas via ekvation 9 hur prisnivåer och lång ränta relaterar för en given nivå av långtidsobligationer och QE).

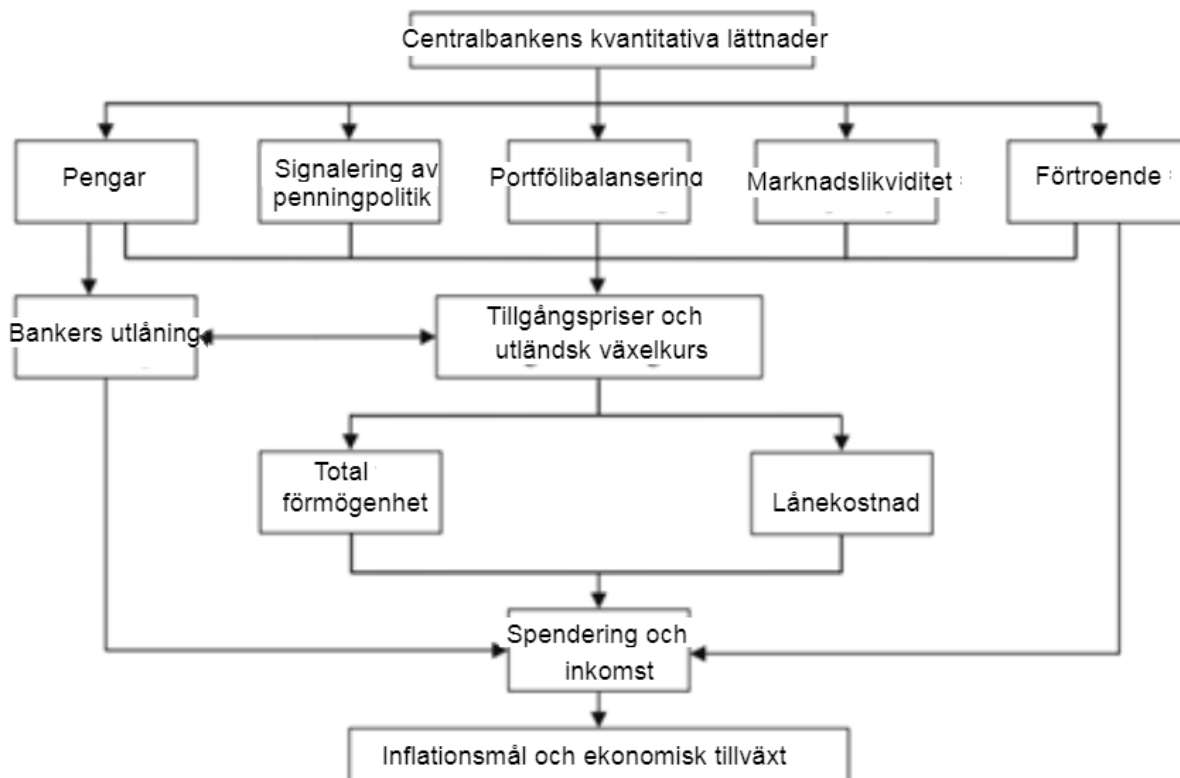
Ett ytterligare problem som kan demonstreras sker när korttidsräntorna ökar fort efter QE skett. Detta kan dels öka långtidsräntorna, minska förmögenheter och investeringar samt skifta IS åt vänster (ekvation 3, 7 och 1) och QQ åt höger (ekvation 2).

Trots att IS-QQ visar möjliga problem med QEs påverkan på GDP så har FED (Bernanke, 2011) menat att QEs andra rond har varit ett stort lyckande, vilket inte är empiriskt verifierbart med säkerhet, på grund av lagg i effekterna. IS-QQ visar hur QE kan skapa negativa effekter via de direkta makroekonomiska kanalerna. (Palley, 2011)

Förutom IS-QQ-modellens förklaring i Palleys (2011) artikel finns annan kritik i artikeln som motiverar IS-QQ. QE kan i princip bidra till en prisbubbla. Det kan bli negativa effekter av att ändra viss policy snabbt och att QE kan destabilisera ekonomin internationellt (Palley, 2011).

3.2 Transmissionskanaler

Transmissionskanaler är sätt QE kan påverka marknaden på olika sätt (Hausken & Ncube, 2013). IS-QQ baserar sig på ett antal transmissionsmekanismer som motsvarar transmissionskanaler i Hausken och Ncubes (2013) teoretiska modell, som de går igenom mer utförligt (Palley, 2011). Joyce et al. (2011) är en tidigare studie som har använt detta. Nedan följer Hauskens och Ncubes teoretiska modell över transmissionskanaler (figur 8).



Figur 8 - Transmissionskanaler (Översatt från engelska av författarna)

Källa: Hausken & Ncube (2013)

Centralbanken ger tecken (signalerar) på att de utför QE genom att meddela om det via pressmeddelanden, vilket är en signal att de inte kommer att höja räntorna på sikt. Detta, med tanke på att de skulle förlora på värdepapperna de köper om de gjorde det. Detta är *signalkanal*.

Genom att centralbanken köper en stor kvantitet av den privata sektorns tillgångar via QE innebär det att om pengar och tillgångarna som köpes inte är perfekta substitut, kommer säljare att återbalansera sina portföljer genom att köpa tillgångar med liknande egenskaper som de sålt – vilket leder till att värdepapperpriserna ökar tillfälligt. Detta är *portföljbalanskanalen*. Utöver det ökar likviditeten i systemet, vilket leder till att värdepapperspriser också ökar i pris. Detta sker ibland bara under perioden då QE sker aktivt. QE kan även påverka inflation och tillväxt genom att QE påverkar banklån, men det förväntas vara en ytterst liten effekt jämfört med de andra. Centralbanken ses som en aktör som svarar gentemot marknaden och försöker nå sina mål gällande inflation och GDP, vilket kan förklara bankens reaktion på marknaden. Figur 8 illustrerar detta (Hausken & Ncube, 2013).

Värdepapperköp i form av QE borde i teorin vara neutralt om rationella förväntningar är fallet för individer som inte har restriktioner tid eller kreditmässigt - då gäller perfekt substitution. Det kan dock vara diverse friktioner då dessa antaganden uppenbart inte gäller i verkligheten (Eggertsson & Woodford, 2003). Bernanke (2004) och Joyce et al. (2012) nämner att det är nödvändigt att imperfekt substitution gäller när QE sker. Att köpa X och sälja Y tillför ingen effekt alls om de är perfekta substitut.

Curdia och Woodford (2011) menar att QE ändå borde vara ineffektivt från ett ny-Keynesianskt perspektiv. Den privata sektorn tvingas ha en portfölj som innebär en större risk. Problemet är att denna risk – om den blir sann, gör att centralbanken måste höja skatten på privat sektor. Därmed förändras inte tillgångsprisernas sammanlagda värde. Detta innebär att om centralbanken köper mer av en tillgång x genom att sälja andelar av tillgång y, så kommer investerare att vilja köpa mer av y och investera mindre i x, med de exakta mängder som gör att centralbankens byte blir meningslöst (Curdia & Woodford, 2011).

Till slut har vi *likviditetskanalen* som innebär att tillgängligt kapital ökar i mängd, likvida medel har prispremium jämfört med de som är illikvida . Detta, då likvida medel per definition kan konverteras till pengar snabbare. Vinster på likvida tillgångar kan öka via denna kanalen (Krishnamurthy & Vissing-Jorgensen, 2011).

Dessa teorier är relevanta för denna studie då de beskriver hur QE samverkar med andra faktorer, samt genom vilka kanaler detta samverkande sker genom.

4. Empirisk metod

4.1 Data

Syftet med studien är att undersöka långsiktiga effekter av FEDs balansräknings på NASDAQ-100. Detta innebär att variablerna balansräkning och NASDAQ-100 är givna. NASDAQ-100 är beroende variabeln medan balansräkning är oberoende. Vi har valt att ha med GDP som en tredje variabel motiverat utifrån teorin (IS-QQ), Denna variabel är en oberoende variabel.

I studien används data för samtliga variabler från Federal Reserve ST Louis (FRED) ekonomiska data (<https://fred.stlouisfed.org>). Källan är mycket tillförlitlig då det är Federal Reserves egen data.

FEDs balansräkning: Balansräkningen är en sammanställning av Feds finanser, det vill säga deras tillgångar och skulder (Meigs & Meigs, 1983). Denna expanderar alltså i och med att FED bedriver QE.

NASDAQ-100: NASDAQ-100 består av de 100 största icke-finansiella aktörerna listade på Nasdaq, vilket är en samling industriella företag, telekommunikation, sjukvård, transport, media, till viss grad service, och teknologi (många techbolag ingår andelsmässigt). NASDAQ-100 mäts och baseras på handeln med aktierna. När en aktie läggs till i indexet så ökar indexet (Yu, et al., 2015).

GDP: Bruttonationalprodukt, Amerikas i detta fall, är ett mått på den samlade ekonomiska aktiviteten i landet över ett år. I USA mäts detta av Bureau of Economic Analysis (BEA), vilket sker genom att analysera utgifter, inkomster och produktion generellt (BEA, 2020).

Tabell 2 - Deskriptiv variabelinformation

Variabel:	Balansräkning	NASDAQ-100	GDP
Enhet:	USD (US-dollar)	USD	USD
Förväntat tecken:	+	+	+
Antal observationer 2009-2019:	44	44	44
Frekvens:	tagna kvartalsvis i slutet av kvartalet	tagna kvartalsvis i slutet av kvartalet	tagna kvartalsvis i slutet av kvartalet
Medelvärde:	3 587 869 miljoner USD	4 058 USD	55 277 miljarder USD
Standardavvikelse:	904 660 miljoner USD	1 987 USD	5 787 miljarder USD
Minimum:	1 966 766 miljoner USD	1 190 USD	46 772 miljarder USD
Maximum:	4 497 297 miljoner USD	8 211 USD	66 064 miljarder USD

4.1.1 Data-jämförelse med tidigare studier

Lima (2016) använde variablerna penningmängd, ett alternativt mått på GDP, korttidsränta, bytesbalans, samt aktiemarknadsindex. De använde också FRED som källa för allt förutom bytesbalans och aktiemarknadsindexet. Balatti et al. (2018) hade prinsnivå, GDP, QE, och även de finansiella måtten volatilitet och likviditet. Joyce et al. (2011) hade data som bestod av aktieinköpsdeklarationer snarare än aktiepriser, statsobligationsvinster och statsobligationsspridning (vilket inte har direkt relevans för vår undersökning), nominell GDP, konsumentprisindex samt indexbyten. Bhar et al. (2015) använde aktieprisindex, räntor, samt tillgångssköp som resultat av QE. Nedan nämns variabler som tagits upp i tidigare studier som vi valt att inte ha med.

Bytesbalansen är en variabel vi inte har med eftersom det inte ligger i linje med studiens syfte. Bytesbalansen speglas i en förändring av GDP enligt identitetsekvationen där $Y = C + I + G + NX$ (GDP är lika med den totala icke-offentliga konsumtionen, all investering, den totala offentliga spenderingen, och nettoexporten), där nettoexporten påverkas direkt av bytesbalansen (Auerbach & Kotlikoff, 1998).

Inflation, ränta och priser har påverkan på GDP (Taylor, 1993). Det är den förväntade inflationen som är avgörande enligt IS-QQ, vilket den nuvarande inflationen med lagg inte nödvändigtvis alltid följer. Därmed har dessa variabler valts att exkluderas.

Mått på den finansiella marknaden är något vi valt att inte ha med, dels för att den finansiella marknaden är komplex och svår att mäta på ett bra sätt (Minsky, 1992).

Variabler som vi använder oss av är Feds balansräkning, det offentligt framtagna måttet på GDP i USA, samt NASDAQ-100. Detta är likt många av de förra studierna. Vi har valt dessa variabler med tanke på att de inte har så osäkra mått, att det finns bra databaser och att det fyller en forskningslucka gällande just NASDAQ-100 index som inte undersökts lika mycket som S&P 500.

4.2 Tidsserieanalys

I denna studie används Autoregressiv distribuerad-laggmodell (ARDL). QEs effekt på NASDAQ-100 över period 2009-2019 är det som studeras med de oberoende variablerna i form av FEDs balansräkning och GDP. Därmed är modellen som ska användas en tidsserieanalys (en tidsserie är en serie data över tid). NASDAQ-100 antas bero på sitt eget tidigare värde, vilket innebär att modellen är autoregressiv (Shumway & Stoffer, 2000).

Variablerna är i logaritmisk form då detta ger linjära samband, samt att andra studier såsom Lima (2014) i området gjort samma sak. Vad gäller regressionsanalys, används Stata 16.1.

Ekvationen för ARDL med (p) stycken lagg för den beroende variabeln (y) och (q₁ och q₂) för de två oberoende variablerna (x₁ och x₂) för tidssteg (t) är följande:

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_{1,i} y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{2,i} x_{1,t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{3,i} x_{2,t-i} + e_t \quad (10)$$

Där:

Alfa (α) är konstanttermen. Beta (β) 1 är koefficienten framför den laggade beroende variabeln, beta 2 och beta 3 är de oberoende variabelnas koefficienter, indexet i är laggordning. e är feltermen (Hill et al., 2018).

Variablerna testas även för kointegration genom bounds cointegration test. Existensen av kointegrationen mellan variablerna innebär att ARDL-ekvationen kan skrivas om för att innehålla sin felterm och transformera den till en feltermrätningsmodell, som till skillnad från ARDL gäller mer långsiktigt i jämförelse. Feltermrätningsmodell i det här fallet är Error Correction Model, (ECM):

$$\Delta y_t = \alpha + \theta(y_{t-i} - \emptyset x_{k,t-i}) + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{1,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \gamma_{2,i} \Delta x_{1,t-i} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \gamma_{3,i} \Delta x_{2,t-i} + e_t \quad (11)$$

Där:

Nollhypotesen i ECM är att theta (θ) är noll och bara om summan av koefficienterna till de oberoende variablerna är noll samtidigt som det är fallet att justeringshastigheten (θ) för den beroende variabeln är maximal. Delta (Δ) är förändringsdifferensen. Null (\emptyset) är summan av koefficienterna (gamma (γ) 2 och gamma 3, så k är 2 och 3 i detta fall) till de oberoende variablerna delat på theta. Gamma 1 är koefficienten till den laggade beroende variabeln. Epsilon (ϵ) är feltermen för ECM (Engel & Granger, 1987).

4.3 Alternativa metoder

Syftet med studien är att kvantitativt estimeras en relation mellan balansräkning och aktieindexet NASDAQ-100 över tid, vilket innebär att metoden behöver vara en tidsserie-metod.

VAR är en alternativ metod som består av ett ekvationssystem med en ekvation för varje variabel, där de förklaras genom sina egna samt lagg från alla andra variabler. Alla variabler måste vara stationära i VAR medan ARDL kan innehålla icke-stationära variabler. VAR har

endogenitetsproblem (vilket sker när den beroende variabeln påverkar den oberoende, eller när båda påverkas av en bakomliggande variabel) gällande skillnaden mellan det observerade och det estimerade, vilket ARDL inte har (Sims, 1980).

Strukturell Bayesisk tidsserieanalys är en annan metod som väljer ut vissa egenskaper den estimerar resultaten utifrån, den använder matematiken från Kalman-filtrer (som delar upp tidsserien), spike-and-slab (som väljer ut de förutsägande egenskaperna), samt Bayesisk analys (vilket är estimering av sannolikheter av att en viss händelse följer en annan) (Brodersen et al., 2015).

En annan alternativ metod är beslutsträdanalys, som består av att dela upp data till de sista noderna i ett beslutsträd, att skala av trädet från det som är mindre relevant, och sedan används den för att estimerar resultaten (Song & Ying, 2015).

ARDL och ECM fungerar bra för små datamängder, till skillnad från exempelvis VAR (Pesaran & Shin, 1998).

4.4 Stationaritet

Stationaritet definieras som att alla förväntningsvärden av variabeln i fråga är detsamma över tiden som analyseras, att alla varianser av variabeln i fråga är detsamma över tiden som analyseras och att kovariansen gentemot alla tidsperioder är en konstant. Anledningen att detta testas är för att det har påverkan på autoregressiva modeller där den laggade beroende variabeln ska kunna användas i förutsägelser och då kan göra att det blir felaktigt. En tidsserie sägs ha en "unit root" om den inte är stationär (Kočenda & Alexandr, 2015).

4.4.1 Augmented Dickey-Fuller test (ADF)

För att analysera om modellen är stationär så används Augmented Dickey-Fuller test (ADF). Genom att titta på figur 9 och 10 som presenteras under avsnitt 5 kan en uppfattning om stationariteten erhållas. För att bekräfta om variablerna är verkligen stationära krävs ett test för att ta reda på om en "unit root" finns rigoröst. ADF beskrivs av följande ekvation:

$$\Delta y_t = a + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p (\beta_i \Delta y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (12)$$

Där y är den beroende variabeln, α , δ och β är konstanter, p är antalet lagg, ε är feltermen. Om δ i denna ekvation är 0, är den inte stationär, vilket är nollhypotesen. Driftkomponenten är α (interceptet), och trendkomponenten är δ (Greene, 1997) (Dickey & Fuller, 1979).

H_0 : Variablerna är inte stationära

Om δ är mindre än noll så är den stationär, då nollhypotesen kan avfärdas.

H_1 : Variablerna är stationära

4.5 Optimalt lagg-order val

Tidsseriemodeller som har lagg innebär att ett val för hur mycket lagg som ska undersökas för att få ut relevant information. Eftersom de oberoende variablerna inte antas ha en direkt effekt på den beroende variabeln så måste något antal lagg väljas. Akaike (1974) tog fram Akaike informationskriteriet (AIC) för att bestämma optimalt lagg-order:

$$AIC(p) = \ln\left(\frac{SSR(p)}{T}\right) + \frac{2p+2}{T} \quad (13)$$

Där T är antal tidsperioder, p är antalet lagg och SSR är summan av kvadrerade feltermen. (Akaike, 1974). Denna studie använder sig av AIC för att bestämma den optimala laggordern.

4.6 Kointegration

Om en variabel är stationär utan skillnader, så är den ”integrerad av order 0” ($I(0)$). Om variabler däremot är stationära vid första ordningen, är de integrerade av ”första differensen” ($I(1)$). Första ordningen av variablerna beskriver skillnader från en period till den andra. Om X_a beskriver värdet av en tidsserien vid tidpunkten a (Order 0), då är första ordningen =

$X_a - X_{a-1}$. Vi använder Bounds cointegration test för att testa efter en långsiktig kointegration mellan variablerna. Kointegration är differensen mellan två variabler, där den ena har en koefficient, vilket utgör en area. Denna area är en funktion och variablerna är kointegrerade när de har relativt konstant areaförhållande för all tid - är det fallet så belägger det relationen mellan variablerna (Pesaran et al., 2001).

ARDL kan innehålla icke-stationära variabler, och även variabler som är stationära av olika ordningar (Sims, 1980).

4.7 Felkällor

Oberoende variabler som har en påverkan på den beroende variabeln som inte är med i studien utgör ett problem. Det kan resultera i att koefficienterna kan ha partiskhet. Detta kan undersökas via redan kända samband, oförutsedda tecken (- eller + framför en koefficient), eller dåliga fits. Detta löses genom att ha med uteblivna variabler eller proxy generellt sätt.

Irrelevanta variabler kan skapa förminskad precision i form av högre standard-fel, lägre t-test, samt vidare konfidensintervall. Teori och utfallet av T-test, samt påverkan på koefficienter om en variabel tas bort visar på om en variabel är irrelevant. Inkorrekt form på funktionen kan leda till partiskhet, dålig fit och svår tolkning. Det gäller att teoretiskt motivera relationen mellan variablerna. Det löses genom att förändra funktionell form (det vill säga att det matematiska förhållandet förändras mellan variablerna, exempelvis från ett linjärt förhållande till ett polynomt). En felkälla är seriekorrelation som innebär att feltermen för en viss tidsenhet beror på den tidigare feltermen (det vill säga ett antal tidsenheter tillbaka).

Hypotestest och konfidensintervall är inte trovärdiga. En annan felkälla är

Heteroskedasticitet. Heteroskedasticitet säger att variansen av feltermen inte är konstant, det har samma problem som seriekorrelation och kan testas via Whites test (Studenmund, 2017).

4.8 Sammanfattning

Denna studie använder sig av ARDL-modellen för att ta reda på eventuella kortsiktiga effekter på den beroende variabeln. Initialt görs en Bounds Cointegration test för att utreda

om kointegration mellan variablerna finns och optimalt lagg väljs ur AIC. Till slut genomförs ARDL test med Error Correction Model för att utreda om de oberoende variablerna har långsiktiga effekter på den beroende variabeln. För att testa efter stationaritet görs en Augmented-Dickey-Fuller test.

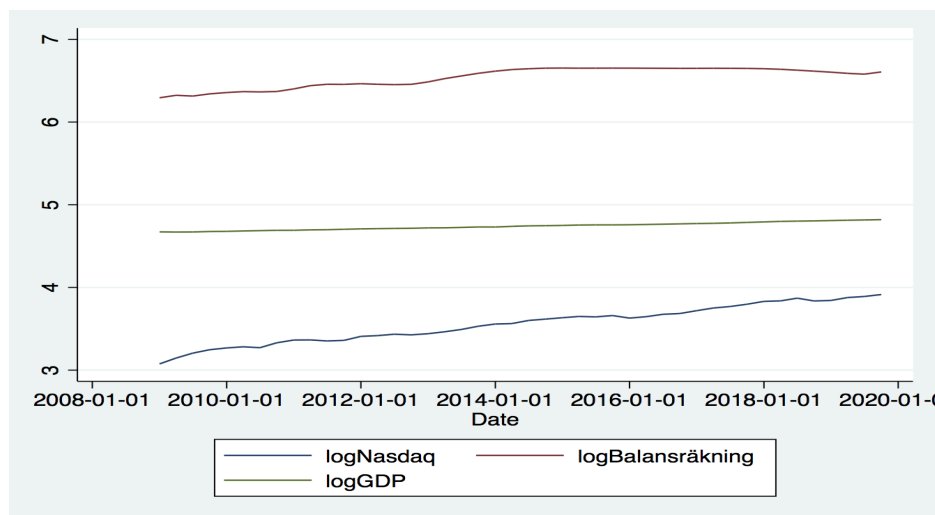
Två av tidigare studier nämnda i uppsatsen har använt VAR-metoder (Joyce et al. 2011 och Balatti et al, 2018), en tidigare studie använde ARDL (Lima 2016) och testade för stationaritet, utförde test för kointegration och heteroskedasticitet.

5. Resultat

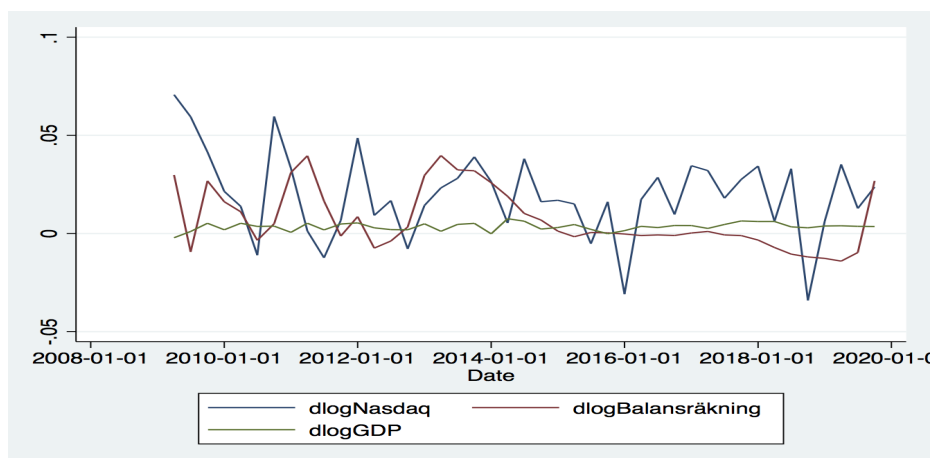
Detta avsnitt presenterar resultat från tester nämnda i avsnitt 4.

5.1 Augmented Dickey Fuller test (ADF)

Som nämnd i avsnitt 4.4.1 så går det att få en uppfattning om stationaritet genom en graf. Därav är grafen som presenteras nedan, innehållande variablerna, i logg-form. Efter det presenteras resultaten från vår ADF-test för att bekräfta svaret kring variablernas stationaritet. Både grafen och resultaten från ADF-test presenteras i I(0) samt I(1) (se avsnitt 4.6). Samtliga tester har utförts med en optimal lagg på 3 (se tabell 1 i appendix) som har tagits fram med hjälp av AIC (se avsnitt 4.5).



Figur 9 - Variablerna i I(0) form



Figur 10 - Variablerna i I(1) form

Nedan följer en tabell som presenterar variablernas *T*-statistik i både *I*(0) och *I*(1).

Tabell 1 - ADF test

	Variabler	Term	Test statistik
Order 0 - <i>I</i> (0)	logNasdaq	trend	-2.957
	logBalansräkning	drift	-1.455*
	logGDP	trend	-2.217
Första ordningen - <i>I</i> (1)	dlogNasdaq		-4.334***
	dlogBalansräkning		-2.15
	dlogGDP		-3.208**

Statistisk signifikant vid 1%=*, 5%=**, 10%=***

Tabellen visar att variabel balansräkning är stationär under order 0 och variabler Nasdaq och GDP är stationära i första ordningen. Som nämnt i sektion 4.6 så kan ARDL användas när variablerna är stationära i olika ordningar. Variabler under *I* (1) har bokstaven “d” framför sig för att särskilja dem från variabler under *I* (0).

5.2 ARDL

Nedan följer resultat på ARDL med optimal lagg. De optimala laggordrar ur ARDL för variablerna logNasdaq logBalansräkning logGDP är (1 2 3). Dessa resultat speglar endast den kortsiktiga effekten på den beroende variabeln.

Tabell 2 - ARDL

Variabler	Koefficient	Robust Standardfel	P-värde
logNasdaq (L1)	0.3528**	0.1460	0.022
logBalansräkning	0.8029***	0.2595	0.004
logBalansräkning (L1)	-1.290***	0.4454	0.007
logBalansräkning (L2)	0.6249**	0.2320	0.011
logGDP	3.4579***	1.1588	0.006
logGDP (L1)	3.1619**	1.4844	0.041
logGDP (L2)	-2.3585**	1.2733	0.074
logGDP (L3)	-2.8282**	1.1545	0.020
konstant	-5.5177	5.8311	0.351

Statistisk signifikant vid 1%=*, 5%=**, 10%=***

Från resultaten observeras att både oberoende variabelernas koefficienter är statistiskt signifikanta både med och utan lagg. Samtliga koefficienter förutom Balansräkning med lagg på ett kvartal och GDP med lagg på 2 och 3 kvartal är positiva. De positiva koefficienterna signalerar att den oberoende variabeln har en kortsiktig positiv effekt på den beroende variabeln och det motsatta gäller när koefficienterna är negativa. Det innebär att både FEDs Balansräkning samt GDP har haft en kortsiktig positiv effekt på NASDAQ-100 i samtliga fall förutom då Balansräkningen fördröjs med ett kvartal och när GDP fördröjs med 2 och 3 kvartal.

5.2.1 Bounds Cointegration Test och Error Correction Model

Tabell 3 - Bounds cointegration test (Order 0)

I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
4.19	5.06	4.87	5.85	5.49	6.59	6.34	7.52

Där:

H_0 = Kointegration utesluts om $F < I(0)$

H_1 = Kointegration mellan variabler finns om $F > I(1)$

F= 8.245

Antal observationer = 44

Tabell 4 - ARDL med Error Correction Model (Order 0)

	Variabler	Koefficient	Standardfel	P-Värde
ADJ (0)	logNasdaq	-0.6471***	0.1456	0
Långsiktiga effekter	logBalansräknin g	0.2124***	0.0707	0.005
	logGDP	2.2145	1.7620	0.218
Kortsiktiga effekter	logBalansräknin g	0.6654***	0.2104	0.003
	logBalansräknin g (L1)	-0.6246**	0.2438	0.016
	logGDP	2.0248	1.4712	0.179
	logGDP (L1)	5.1867***	1.3631	0.001
	logGDP (L2)	2.8282**	1.2676	0.033

Statistisk signifikant vid 1%=***, 5%=**, 10%=*

Tabell 5 - Bounds cointegration test (Första ordningen)

I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
4.19	5.06	4.87	5.85	5.49	6.59	6.34	7.52

Där:

H_0 = Kointegration utesluts om $F < I(0)$

H_1 = Kointegration mellan variabler finns om om $F > I(1)$

$F = 15.544$

Antal observationer = 44

Tabell 6 - ARDL med Error Correction Model (Första ordningen)

	Variabler	Koefficient	Standardfel	P-Värde
ADJ (0)	logNasdaq	-1.1535***	0.1720	0
Långsiktiga effekter	dlogBalansräkning	0.2651	0.2475	0.293
	dlogGDP	4.6003	2.9698	0.132
Kortsiktiga effekter	dlogBalansräkning	0.5640*	0.3036	0.073
	dlogBalansräkning (L1)	-0.3788	0.3349	0.267
	dlogGDP	-2.9359	3.1567	0.36
	dlogGDP (L1)	1.9532	2.3500	0.412
	dlogGDP (L2)	2.2975	1.4325	0.119

Statistisk signifikant vid 1%=***, 5%=**, 10%=*

Tabellerna ovan presenterar även de långsiktiga effekterna av de oberoende variablerna på den beroende variabeln. ADJ syftar på hur fort fel från föregående period rättas till. Sedan presenteras de långsiktiga och kortsiktiga effekter på NASDAQ-100. F-statistiken visade ett större värde än $I(1)$ i samtliga fall (se Tabell 3 och 5) vilket indikerar på att en kointegration

mellan variablerna finns. Tabell 4 visar att koefficienten av Balansräkning är positiv och signifikant vid 1% signifikansnivå under lång sikt vilket tyder på att FEDs Balansräkning har haft en positiv påverkan på NASDAQ-100 långsiktigt. Den positiva koefficienten som FEDs Balansräkning har är 0.2124. Det innebär att en 1% ökning i FEDs Balansräkning leder till 21.24% ökning i NASDAQ-100 under ett kvartal. Vad gäller den första ordningen (tabell 6) är variablerna Balansräkning och GDP inte positivt signifikanta under långsiktiga effekter.

6. Diskussion

Studiens målet var att kvantitativt avgöra ifall ett samband mellan FEDs Balansräkning och aktieindex NASDAQ-100 existerar långsiktigt. Vår forskningsfråga var:

Har The Federal Reserves förändring av balansräkning driven av QE haft en långsiktig effekt på NASDAQ-100s förändring?

H_0 : FEDs balansräkning har ingen positiv långsiktig påverkan på Nasdaq 100

H_1 : FEDs balansräkning har en positiv långsiktig påverkan på Nasdaq 100

Våra resultat tyder på att det finns en långsiktig kointegration mellan FEDs balansräkning och NASDAQ-100. Resultaten visar med 1% signifikans att om Balansräkningen ökar med 1% under ett kvartal, så ökar NASDAQ-100 med 21.2%. Därmed kan nollhypotesen förkastas. Dessa resultat är i linje med samtliga tidigare nämnda studier under avsnitt 2 som också visade att QE har haft en positiv påverkan på aktiepriser. Anledning till att så är fallet kan kopplas till IS-QQ-modellen. Vad gäller GDP och NASDAQ-100 så hittas ingen långsiktig kointegration mellan dem.

IS-QQ som modell baserar sig på diverse transmissionskanaler, men kategoriserar inte transmissionskanalerna likadant som vissa andra som tagit fram en teori på området (se teoridelen). Därför har vi valt att diskutera detta utifrån tre transmissionskanaler som täcker det relevanta påverkandet med avseende på forskningsfrågan. Kategoriseringen som vi har valt att diskutera utifrån, baserat på transmissionsmekanismteorin, är portföljbalanskanalen (som påverkar aktiemarknad), signalkanalerna (som påverkar aktiemarknad och inflationsincitament), samt likviditetskanalen (som påverkar likviditeten).

Aktiepriser beror på GDP, ränta, inflation, monetär bas, samt optimismen på marknaden. GDP visade sig ha en väldigt osäker effekt på aktiepriser. Optimismen på marknaden har direkt med signalkanalerna att göra. Högre GDP borde också ge högre förväntningar, vilket är en av indikatorerna på att QQ har skiftat.

IS-QQ-modellen antar en ZLB och att QE sker, vilket är rimliga antaganden i vårt fall. I vårt fall har QE skett genom långsiktiga obligationsköp och har följande ekvation som den beskrivande:

$$\frac{dH}{dP} = -\frac{dB_l}{i_l P} \quad (9)$$

QE-ekvationen (ekvation 9) förklarar att när pengar trycks och den monetära basen ökar, kommer mängden obligationer att minska (och den långa räntan sänks i och med QE), då dessa köps upp. Då finns färre obligationer i systemet och jämvikt rubbas, fler vill låna och räntan stiger med tiden teoretiskt sätt (vilket styrräntan kan ta ner igen). När räntan senare ökar så kommer QE att stanna upp, detta då staten går i underskott när räntan ökar.

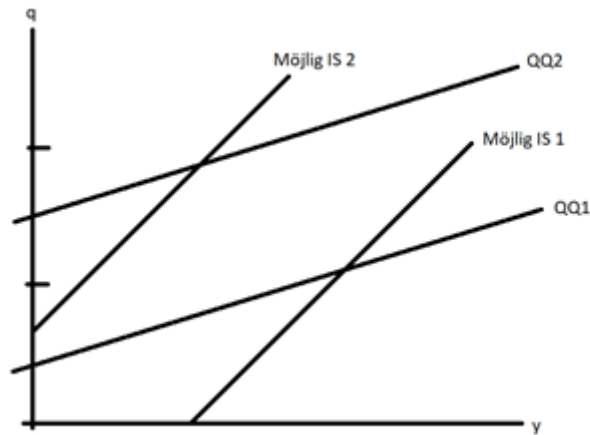
Ekonomisk tillväxt och inflation sammanfaller generellt sätt. Räntan sätts konventionellt exogent, av FED via styrräntan – vilken de inte höjer på sikt. När räntan är låg gynnas investeringar och tillväxten.

Modellen antar att perfekta substitut inte gäller. Om aggregerad efterfrågan inte påverkas av QE så innebär det att vissa transmissionskanaler stängts. Vilka kanaler som stängs beror på diverse faktorer som nämnts i teorin, vilket är något vi inte har data på.

$$i_l = i_s + i(H, \pi) \quad (3)$$

$$r_x = i_x - \pi \quad (4)$$

Vi vet att aktiepriser (q) har ökat, och att QQ-kurvan skiftat åt höger (från QQ1 till QQ2) i och med QE. Som förklarat i teorin finns det olika scenarion beroende på hur långtidsräntan faktiskt påverkas av QE, beroende på om den dominanta effekten är via att H stiger, eller att den förväntade inflationen ökar det mest (ekvation 3 och 4). Med tanke på att Aktiepriser har ökat så vet vi att förväntningarna inte har varit så negativa att aktiepriser sjunkit. Vi vet också att prischocker inte på något sätt lett till att aktiepriser inte ökat – det kan ha skett och gjort att det inte ökat lika mycket som annars dock. Vi vet alltså inte hur IS skiftat varje gång QE ökat, och vilka kanaler som varit öppna och stängda. GDP har ökat utifrån datan i helhet, då kan IS-kurvan ha skiftat åt höger (exempelvis från möjlig IS2 till möjlig IS1, eller någonstans däremellan, eller längre ut). Det möjliga som skett illustreras av figur 11.



Figur 11 - QE i IS-QQ-modellen med osäker IS-effekt

Källa: Författarskiss

Det som kan förklara att GDP inte alltid ökar i samvariation med aktiepriser i och med QE kan förklaras med de två möjliga effekterna i IS-QQ på långa räntan. Den långa räntan kan gynnas olika bra, beroende på om den dominanta effekten är via H, eller om den dominanta effekten är via den förväntade inflationen, då genom att detta skiljt sig över tid genom att olika kanaler varit öppna och stängda i olika fall. En annan förklaring som kan spela in är prischocker. Denna förklaring är dock orimlig med tanke på ekvation 9 som då borde innebära att QE inte borde ha lika stor påverkan på aktiepriser. Den långsiktiga relationen motsvaras som sagt av den nya jämvikten som skapas genom skiften i IS och QQ.

Signalkanalen innebär att räntorna inte höjs på sikt, vilket gör investerare mer optimistiska och fler investeringar sker. Portföljbalanskanalen visar att på grund av att perfekta substitut inte är fallet så kommer återbalanseringen ske och transaktioner sker på vägen som ökar efterfrågan på värdepapper och ökar deras pris. Likviditetskanalen innebär att likvida medel ökar i mängd, vilket gör att mer kapital finns tillgängligt och utbud blir större än efterfrågan vid jämvikten. Dessa kanaler i någon kombination, som inte kan avgöras exakt för varje steg QE skett, verkar ha påverkat aktiepriserna positivt med tanke på resultatet.

NASDAQ-100 är ett aktieindex som gynnas av låga räntor, vilket gör det till ett index som påverkas positivt av ett skifte i QQ. Detta förklarar mekanismen kring varför QE påverkar NASDAQ-100 till så stor grad.

7. Slutsatser

Målet med studien har varit att kvantitativt avgöra i fall förändring av FEDs balansräkning har påverkat NASDAQ-100s förändring långsiktigt genom perioden 2009-2019. Våra resultat tyder på att en långsiktig relation mellan dessa variabler finns och därmed har FEDs balansräkning påverkat NASDAQ-100s förändring. NASDAQ-100-investerare kan ta hjälp av denna forskning och använda det som en av verktygen när de investerar.

Även om våra resultat visar en positiv kointegration mellan dessa variabler så ska man ta i beaktning att samtliga tester har utförts manuellt och att det kan ha förekommit fel på grund av den mänskliga faktorn. Fel som kan påverka resultaten är till exempel om man glömmer ett viktig kommando i programmet som man utför testet i och det gör att man får ett helt annat resultat än vad man skulle ha fått om det felet inte hade gjorts. Man ska även beakta att datan är i kvartalsvis omfattning och att användning av till exempel veckovis data skulle ha gett oss fler datapunkter att jobba med och därmed ett resultat med högre träffsäkerhet. Sedan har tester på seriekorrelation och heteroskedasticiteten inte genomförts och dessa kan ha påverkat våra resultat.

Man kan alltid jobba vidare med en befintlig forskning och förbättra den. Våra förbättringsförslag för vidare studier är om man kan studera en period innan FED kom igång med QE för att jämföra det med perioden som vi har använt i denna uppsats och testa om det uppstår skillnader mellan dessa perioder. Ett annat förslag är att närmare undersöka vilka transmissionskanaler som är öppna och stängda över olika perioder för att kunna förutsäga förändringar i aktiepriser generellt, genom att räkna in det kan möjligtvis effekten av GDP på aktiepriserna också bli tydligare ifall det eftersöks.

Referenslista

Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE transactions on automatic control*, 19(6), 716-723.

Al-Jassar, S. A., & Moosa, I. A. (2019). The effect of quantitative easing on stock prices: a structural time series approach. *Applied Economics*, 51(17), 1817-1827.

Asako, K., & Liu, Z. (2013). A statistical model of speculative bubbles, with applications to the stock markets of the United States, Japan, and China. *Journal of Banking & Finance*, 37(7), 2639-2651.

Auerbach, A. J., & Kotlikoff, L. J. (1998). *Macroeconomics: An integrated approach*. MIT Press.

Balatti, M., Brooks, C., Clements, M. P., & Kappou, K. (2016). Did quantitative easing only inflate stock prices? Macroeconomic evidence from the US and UK. *Macroeconomic Evidence from the US and UK. SSRN* (2016), 2-28.

Bernanke, B., Reinhart, V., & Sack, B. (2004). Monetary policy alternatives at the zero bound: An empirical assessment. *Brookings papers on economic activity*, 2004(2), 1-100.

BEA (2020), *Gross Domestic Product* <https://www.bea.gov/data/gdp/gross-domestic-product> (Hämtad 2021-05-08)

Bhar, R., Malliaris, A. T. G., & Malliaris, M. (2015). Quantitative Easing and the US Stock Market: A Decision Tree Analysis. *Review of Economic Analysis*, 7 (2015), 1-17.

Brodersen, K. H., Gallusser, F., Koehler, J., Remy, N., & Scott, S. L. (2015). Inferring causal impact using Bayesian structural time-series models. *Annals of Applied Statistics*, 9(1), 247-274.

Curdia, V., & Woodford, M. (2011). The central-bank balance sheet as an instrument of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 58(1), 54-79.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.

Eggertsson, G. B., & Woodford, M. (2003). *Optimal monetary policy in a liquidity trap* (No. w9968). National Bureau of Economic Research.

Engle, R., & Granger, C. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. doi:10.2307/1913236

Federal Reserve (2015), *What were the Federal Reserve's large-scale asset purchases?* <https://www.federalreserve.gov/faqs/what-were-the-federal-reserves-large-scale-asset-purchases.htm> (Hämtad 2021-04-17)

Federal Reserve (2020), *What economic goals does the Federal Reserve seek to achieve through its monetary policy?* <https://www.federalreserve.gov/faqs/what-economic-goals-does-federal-reserve-seek-to-achieve-through-monetary-policy.htm> (Hämtad 2021-06-04)

Federal Reserve (2020), *Federal Reserve announces extensive new measures to support the economy* <https://www.federalreserve.gov/newsevents/pressreleases/monetary20200323b.htm> (Hämtad 2021-04-17)

Federal Reserve (2017), *Structure of the Federal Reserve System* <https://www.federalreserve.gov/aboutthefed/structure-federal-reserve-system.htm> (Hämtad 2021-05-09)

FRED (2021), *Velocity of M2 Money Stock* <https://fred.stlouisfed.org/series/M2V> (Hämtad 2021-05-01)

Greene, W. H. (1997). FIML estimation of sample selection models for count data.

Hausken, K., & Ncube, M. (2013). Quantitative easing and its impact in the US, Japan, the UK and Europe.

Hill, R., Griffiths, W., & Lim, G. (2018b). Principles of econometrics (5th ed., p. 421-427). John Wiley and Sons

IG (2021), *Vad är margin call?* <https://www.ig.com/se/trading-ordlista/margin-call-definition> (Hämtad 2021-04-25)

Joyce, M., Tong, M., & Woods, R. (2011). The United Kingdom's quantitative easing policy: design, operation and impact. Bank of England Quarterly Bulletin.

- Joyce, M., Miles, D., Scott, A. & Vayanos, D. (2012). Quantitative Easing and Unconventional Monetary Policy - an Introduction. *Economic Journal*, 122(564), pp. 271-288.
- King, G., & Roberts, M. (2015). How Robust Standard Errors Expose Methodological Problems They Do Not Fix, and What to Do About It. *Political Analysis*, 23(2), 159-179. doi:10.1093/pan/mpu015
- Kočenda, E., & Černý, A. (2015). *Elements of time series econometrics: An applied approach*. Charles University in Prague, Karolinum Press.
- Lima, L., Vasconcelos, C. F., Simão, J., & de Mendonça, H. F. (2016). The quantitative easing effect on the stock market of the USA, the UK and Japan: An ARDL approach for the crisis period. *Journal of Economic Studies*.
- Meigs and Meigs. *Financial Accounting, Fourth Edition*. McGraw-Hill, 1983. pp.19-20.
- Minsky, H. P. (1992). The financial instability hypothesis. *The Jerome Levy Economics Institute Working Paper*, (74).
- Palley, T. I. (2011). Quantitative easing: a Keynesian critique. *Investigación económica*, 69-86.
- Pesaran, H. H., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics letters*, 58(1), 17-29.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- Seeking Alpha (2020), *Technically speaking: Margin Debt Confirms Market Exuberance* <https://seekingalpha.com/article/4393677-technically-speaking-margin-debt-confirms-market-exuberance> (Hämtad 2021-04-25)
- Shumway, R. H., Stoffer, D. S., & Stoffer, D. S. (2000). *Time series analysis and its applications* (Vol. 3). New York: springer.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1-48.

Song, Y. Y., & Ying, L. U. (2015). Decision tree methods: applications for classification and prediction. *Shanghai archives of psychiatry*, 27(2), 130.

Studenmund, A. H., & Johnson, B. K. (2017). *A practical guide to using econometrics*. Pearson Education Limited.

Taylor, J. B. (1993, December). Discretion versus policy rules in practice. In Carnegie-Rochester conference series on public policy (Vol. 39, pp. 195-214). North-Holland.

Yu, S., Webb, G., & Tandon, K. (2015). What happens when a stock is added to the Nasdaq-100 index? What doesn't happen?. *Managerial Finance*.

Appendix

Tabell 1 - AIC (Optimala lagsordrar)

Lagg	AIC
0	-11.4874
1	-20.6916
2	-21.3212
3	-21.3241*
4	-21.0466