



LUNDS UNIVERSITET
Ekonomihögskolan

Har svenska fonder förskjutits på riskskalan?

*En studie över kvantitativa lättnaders påverkan på svenska ränte- och blandfonders
portföljsammansättning*

Nationalekonomiska institutionen

Kandidatuppsats VT 2022

NEKH01

2022-05-25

Författare

Christian Hovstadius

Handledare

Jens Forssbaeck

Förord

Först och främst vill jag rikta ett stort tack till min handledare Jens Forssbaeck för all hjälp och intressanta diskussioner under skrivandet av denna uppsats. Vidare vill jag tacka Karin Dennford för värdefullt bollplank, idéer och stöttning samt Marcus Classon för värdefull hjälp under programmering av Python-programmet.

Slutligen vill jag rikta ett stort tack till alla som stöttat mig under arbetet av denna uppsats, inte minst familj och vänner.

Landskrona den 2 juni 2022

Christian Hovstadius

Sammanfattning

Under senare år har centralbanker världen över genomfört okonventionella penningpolitiska metoder i form av att köpa räntebärande värdepapper från marknaden, även kallat kvantitativa lättnader. Detta leder till att marknadsräntor sjunker, vilket inte minst påverkar fonder som handlar med dessa papper. Syftet med denna studie är därmed att undersöka huruvida svenska bland- och räntefonder har blivit förskjutna på riskskalan till följd av centralbankernas program av kvantitativa lättnader. Studien kommer att fokusera på portföljallokeringen, där andel aktier är i fokus för blandfonderna samt andel statspapper för räntefonder. Data erhöles från den svenska Finansinspektionen och med hjälp av denna datan delades fonderna in i grupper efter deras geografiska placeringsinriktning, vilka var global, Europa, Sverige, Norden samt Norge. På grund av att den amerikanska, europeiska och svenska centralbanken påbörjade sina program vid olika tidpunkter, var det möjligt att genomföra en staggered difference-in-differences-regression där grupperna blev utsatta för behandling (i detta fall kvantitativa lättnader) vid olika tidpunkter. Vidare genomfördes även flera Mann Whitney U-test för att undersöka om det fanns signifikanta medelvärdeskillnader. Resultaten från regressionerna visade ingen statistisk signifikans att programmen av kvantitativa lättnader haft en påverkan på portföljallokeringen för fonderna. Studien fann dock en signifikant medelvärdeskillnad för räntefonderna, där de uppvisade en lägre andel statspapper i portföljen efter de blivit exponerade för centralbankernas program. Baserat på studiens resultat går det dock inte att förskriva dessa skillnader till programmen av kvantitativa lättnader.

Nyckelord: Kvantitativa lättnader, penningpolitik, portföljallokering, räntebärande värdepapper, staggered difference-in-differences

Innehållsförteckning

Förord.....	2
Sammanfattning	3
1. Introduktion.....	6
1.1 Bakgrund.....	6
1.2 Syfte	7
1.3 Metod	7
1.4 Avgränsningar.....	8
1.5 Disposition	8
2. Teori.....	8
2.1 Konventionell penningpolitik	9
2.1.1 Pengar	9
2.1.2 Hur mängden pengar förändras.....	9
2.1.3 Reporäntan	10
2.2 Okonventionell penningpolitik	10
2.2.1 Likviditetsfällan och <i>Search for Yield</i>	10
2.2.2 Kvantitativa lättnader.....	11
2.2.3 Transmissionskanalerna	13
2.2.4 Kvantitativa lättnader från Federal Reserve	15
2.2.5 Kvantitativa lättnader från European Central Bank.....	16
2.2.6 Kvantitativa lättnader från Sveriges Riksbank	17
3. Tidigare forskning.....	18
4. Data och metod	22
4.1 Insamling av data	22
4.2 Urval	23
4.3 Tidsperiod	24

4.4 Metodik	25
4.4.1 Modell	25
4.4.2 Antaganden	29
4.5 Metodkritik	31
5. Resultat	33
5.1 Deskriptiv statistik	33
5.1.1 Blandfonder.....	34
5.1.2 Räntefonder.....	36
5.2 Staggered Difference-in-Differences	37
5.3 Tester för robusthet.....	40
5.3.1 Test för parallella trender.....	40
5.3.2 Förfalskningstest nummer 1.....	42
5.3.3 Förfalskningstest nummer 2.....	44
5.3.4 Ytterligare regressioner.....	47
6. Diskussion.....	48
6.1 Diskussion kring resultaten.....	48
6.2 Felkällor	51
6.3 Förslag till vidare forskning.....	52
7. Slutsats	53
8. Referenser	54
Appendix.....	58

1. Introduktion

Första kapitlet redogör för bakgrunden, anledningen till studien samt frågeställningen. Vidare beskrivs metoden i övergripande form samt arbetets avgränsningar och disposition.

1.1 Bakgrund

Centralbanker runt om i världen har vanligtvis påverkat ekonomin genom konventionella metoder som att förändra styrräntan. På grund av att befolkningen har incitament till att hålla kontanter om räntan på ett bankkonto är negativ, gör det att centralbankernas handlingsutrymme begränsas när styrräntan närmar sig noll (Fawley & Neely, 2013). De kan då behöva vända sig till andra, okonventionella metoder så som kvantitativa lättnader för att kunna påverka ekonomin.

Den första centralbanken som började med storskaliga program av kvantitativa lättnader var Japans centralbank, Bank of Japan. I början av 2000-talet stod de inför en situation med en stagnerande ekonomi och en styrränta nära noll. För att få fart på ekonomin och inflationen påbörjade de sitt program av kvantitativa lättnader (Speigel, 2006). Ett antal år senare, i slutet på 2008, när Lehman Brothers kollapsade och startskottet på den globala finanskrisen ljöd, påbörjade centralbanken i USA, Federal Reserve, sitt program av kvantitativa lättnader. Detta program höll på fram till år 2015 och resulterade i att Federal Reserves balansräkning ökade mer än fyrfaldigt (Yu, 2016). Den 22 januari 2015 var det officiellt den europeiska centralbankens tur att påbörja sitt program (Philippe Andrade et al., 2016), även om man kan argumentera för att deras program startade redan under 2010. Den svenska Riksbanken meddelade i februari 2015 att de sänkte styrräntan till -0,10% samt påbörjade program av kvantitativa lättnader för att uppnå sitt mål om låg och stabil inflation. Riksbanken riktade främst in sig på köp av statsobligationer (Riksbanken). När vi i början på 2020 såg hur Coronapandemin tog ett hårt tag om världen och det finansiella systemet, påbörjades återigen flera storskaliga program av kvantitativa lättnader av centralbanker runt om i världen, varefter det åter blivit ett hett diskuterat ämne på den penningpolitiska arenan. För Riksbankens del var det inte endast statsobligationer som skulle köpas, utan även bostadsobligationer och ett antal företagsobligationer stod på menyn.

I korthet innebär kvantitativa lättnader att centralbankerna köper statsobligationer eller andra räntebärande papper från andrahandsmarknaden, för att stötta ekonomin med likviditet och

med förhoppning om att sänka marknadsräntorna. Detta stimulerar ekonomins aggregerande efterfrågan och på det viset stiger inflationen (Bolin & Österholm, 2021). Om centralbankerna med sina kvantitativa lättnader pressar upp priset på räntebärande värdepapper för olika löptider, resulterar detta i lägre avkastning på obligationerna, vilket inte minst påverkar fonder och andra aktörer på räntemarknaden. Det kan i slutändan leda till en så kallad *search for yield*-mekanism, vilket kortfattat innebär att om räntorna på marknaden faller, behöver aktörer leta efter alternativa placeringar för att erhålla liknande avkastning. Exempel på detta kan vara en räntefond som till största del investerar i statsobligationer. När räntan sjunker på dessa värdepapper kan fonden behöva investera i större andel företagsobligationer för att uppnå liknande avkastning, vilket samtidigt innebär att risken i portföljen ökar då företagsobligationer vanligtvis är mer riskfyllda än statsobligationer.

1.2 Syfte

Arbetets syfte är att studera hur olika ränte- och blandfonder har påverkats på grund av de kvantitativa lättnader som genomförts, och om detta har inneburit att de behövt ta mer risk för att kunna bibehålla samma avkastning. Även om risken mätt som volatilitet har varit liknande för en fond både innan, under och efter kvantitativa lättnader, kan det dock fortfarande innebära att fonden behövt förskjuta sin portföljsammansättning åt mer riskfyllda tillgångsslag, så som företagsobligationer eller aktier. Det är därför intressant att studera portföljsammansättningen för ett antal fonder och analysera hur detta har påverkats av centralbankernas kvantitativa lättnader.

Arbetets frågeställningar utifrån ovan syfte blir därmed:

Har svenska bland- och räntefonder förskjutits på riskskalan, i.e. har fonderna allokerat om mot mer riskfyllda tillgångar till följd av centralbankernas kvantitativa lättnader?

1.3 Metod

Arbetet kommer att baseras på innehavsdata på kvartalbasis mellan Q4 2008 – Q2 2018, tillhandahållet av svenska Finansinspektionen (FI). Med hjälp av denna datan kan fonderna klassificeras efter vilken typ av fond, exempelvis ränte- eller blandfond. Vidare kan de delas in efter geografisk placeringsinriktning för att definiera vilka marknader de är exponerade mot. Med vetskapen att olika centralbanker påbörjade kvantitativa lättnader vid olika tillfällen kan en så kallad *staggered difference-in-differences* genomföras för att studera om kvantitativa

lättnader haft en påverkan på andel aktier i blandfondernas portföljer och andel statspapper i räntefondernas portföljer.

1.4 Avgränsningar

Studien avgränsar sig till att studera svenska ränte- och blandfonder. Anledningen till att svenska fonder studeras är att det var denna datan som fanns tillgänglig att erhålla, samt att det inte finns mycket tidigare forskning över svenska fonders portföljsammansättning till följd av kvantitativa lättnader. Att ränte- och blandfonder är de som väljs ut och studeras är på grund av att det går att dra en tydligare gräns över vilka tillgångar som innehåller mer risk än andra, än om exempelvis aktiefonder skulle vara med i studien. Tidsperioden valdes ut till att sträcka sig mellan Q4 2008 och Q2 2018 på grund av att innan fjärde kvartalet 2008 hade FI ingen data över svenska fonders innehav, samt efter andra kvartalet 2018 förändrade de sin datainsamling varefter det blev svårare att definiera innehaven, vilket vidare berörs i kapitel 4. Vid Q2 2018 hade alla centralbanker som studeras redan påbörjat sina program av kvantitativa lättnader och därmed kommer inte resultatet påverkas av att datan upphör vid denna tidpunkt.

1.5 Disposition

Arbetet har inletts med en kort bakgrund och syfte med studien. Även problemställningen, metoden och avgränsningar har kort benämnts. Vidare fortsätter avsnitt två med det teoretiska ramverk som arbetet bygger på, vilket främst handlar om penningpolitik och dess mekanik. Arbetet fortsätter sedan med tidigare forskning inom liknande och relevanta ämnen, innan metoden och datainsamlingen redogörs i avsnitt fyra. Fortsättningsvis kommer resultatet att presenteras i kapitel fem och djupare analys och diskussion av detta resultat sker i avsnitt sex. Även felkällor och förslag på vidare forskning beskrivs i detta avsnitt. Studien avslutas med en sammanfattning.

2. Teori

Följande avsnitt är indelat i två delar, där jag börjar presentera teorierna om konventionell penningpolitik, för att läsaren ska få en förståelse för hur centralbanker agerar och varför de har behövt vända sig till okonventionell penningpolitik de senaste åren. Vidare behandlas teorin om kvantitativa lättnader, hur det fungerar och via vilka kanaler, samt programmen som hittills genomförts i USA, Europa och Sverige.

2.1 Konventionell penningpolitik

2.1.1 Pengar

Sveriges Riksbank beskriver penningpolitik som ett verktyg för att pengar ska behålla sitt värde över tid. Detta åstadkommer de genom att påverka tillgängligheten och kostnaden för pengar (Riksbanken, 2018). För att vara i bestånd hur Riksbanken genomför sin penningpolitik, behövs begreppet pengar redas ut. Fregert och Jonung (2015) definierar pengar som ett objekt vilket är ett allmänt accepterat betalningsmedel, med sedlar och mynt som det främsta exemplet, och som vanligtvis fyller tre viktiga funktioner i samhällsekonomin; värdemätare, värdebevarare och bytesmedel. I Sverige uppfylls detta idag av kontanter och banktillgodohavande. Vanligtvis delas mängden pengar upp flera penningmängdsmått varav M0 är det snävaste måttet och representerar den monetära basen, alltså kontanter och centralbanksreserver, M1 definieras som M0 inklusive allmänhetens tillgångar på likvida bankkonto, M2 är M1 inklusive allmänhetens mer illikvida tillgångar på bankkonto och M3 är det bredaste måttet och inkluderar utöver tidigare nämnda mått även repor och vissa räntebärande värdepapper med löptid upp till två år (Armelius et al., 2020).

2.1.2 Hur mängden pengar förändras

Mängden pengar i ekonomin kan i grova drag förändras på två sätt. Den monetära basen kan Riksbanken påverka antingen genom att förändra mängden sedlar och mynt i omlopp eller genom att reglera in- och utlåningen i RIX, deras elektroniska betalningssystem. RIX är ett centralt betalningssystem tillhandahållet av Riksbanken som till största del används för att banker och andra finansiella institut ska kunna genomföra betalningar mellan varandra (Riksbanken, 2021). Genom att via detta system reglera mängden in- och utlåning till affärsbanker kan Riksbanken därmed påverka mängden monetär bas. Det andra sättet som pengar skapas på är genom utlåning från affärsbanker till den privata sektorn. Om du exempelvis skulle behöva ett bolån för att köpa ett hus och banken beviljar detta, kommer du att få en skuld på ditt konto hos banken samtidigt som pengarna förs över till säljaren av bostaden, och därmed har en mängd elektroniska pengar skapats och tillförts ekonomin. På liknande sätt försvinner en mängd pengar från systemet när du betalar tillbaka på din skuld till banken. Det ska dock tilläggas att bankerna inte kan skapa oändligt med pengar, då de begränsas av olika regelverk och kapitaltäckningskrav.

2.1.3 Reporäntan

Verktyget som Riksbanken använder för att påverka tillgängligheten och kostnaden för pengar är reporäntan. Namnet kommer från att centralbanken genomför så kallade *repor* i marknaden, vilket är ett låneavtal mellan Riksbanken och en bank som löper på en vecka. Bankerna kan även placera pengar hos centralbanken, vilket sker genom att de köper *riksbankscertifikat*. Räntan för reporna och riksbankscertifikaten kallas för reporäntan, vilken centralbanken kan påverka, men de kan dock inte påverka mängden repor eller köp av riksbankscertifikat, utan detta styrs av bankernas efterfrågan på monetär bas. Däremot är efterfrågan på monetär bas en funktion av priset på pengar (reporäntan), och det är därmed godtyckligt om man säger att centralbanken använder reporäntan eller den monetära basen som huvudsiktligt medel i penningpolitiken (Fregert & Jonung, 2015).

2.2 Okonventionell penningpolitik

2.2.1 Likviditetsfällan och *Search for Yield*

År 1936 myntades för första gången ett uttryck av den kände ekonomen John Maynard Keynes, vilket var *likviditetsfällan*. Detta var en situation där styrräntan nådde en nedre gräns och det var därmed inte möjligt att fortsätta sänka den för att stimulera ekonomin (Armelius et al., 2018). Detta kunde tänkas ske vid en styrränta på noll procent, på grund av att banker då hellre skulle vilja hålla kontanter än att ha reserver hos centralbanken. Samma resonemang skulle även gälla för befolkningen. Under modern tid har man dock insett att denna nedre gräns inte rimligtvis ligger på noll procent, från resonemanget att det är väldigt kostsamt och farligt för bankerna att hålla kontanter i stället för reserver (Armelius et al., 2018). I februari 2015 införde svenska Riksbanken negativ reporänta för första gången i svensk historia på grund av ett lågt inflationstryck och stor osäkerhet i världsekonomin. Under denna tid hade hushållen i Sverige dock ingen negativ ränta på sin inlåning, och därmed skedde inga större kontantuttag från bankerna. En annan tänkbar förklaring till varför detta inte skedde var att den svenska ekonomin hade kommit långt i att byta ut kontanter mot andra betalsätt och därmed skulle det upplevas som en större kostnad att hålla kontanter (Riksbanken, 2019).

Med en styrränta med tydlig nedåtgående trend sedan 1990-talet och med statsobligationer som tydligt följer reporäntans riktning, har därmed Sverige befunnit sig i en miljö med över lag sjunkande räntor. Liknande situationer har vi även observerats i större delen av världen. Likviditetspreferensteorin säger att avkastningen på längre räntor är lika med genomsnittlig

förväntad kortränta plus en riskpremie, vilket indirekt innebär att om Riksbanken sänker reporäntan, kommer den genomsnittliga förväntade korta räntan att sjunka och därmed sjunker även räntan för längre löptider (givet samma riskpremie) (Melander, 2021). **Ekvation 2.1** visar förhållandet mellan lång ränta och förväntade framtida korta räntor och riskpremier. En ränta med lång löptid, n , kan uttryckas i form av nuvarande ränta med ett års löptid, R_1 , samt framtida förväntade räntor med ett års löptid och riskpremien associerad med respektive framtida förväntade ettårsränta.

$$(1 + R_n)^n = (1 + R_1)(1 + F_{1,2} + RP_{1,2}) \dots (1 + F_{1,n} + RP_{1,n}) \quad (2.1)$$

(Asgharian & Nordén, 2011)

När räntorna sjunker, kan det leda till något som brukar kallas för *search for yield*, vilket innebär att om investeraren ska kunna upprätthålla samma avkastning, behöver personen investera i mer riskfyllda tillgångar, exempelvis företagsobligationer eller aktier. Detta innebär att avkastningen på mer riskfyllda tillgångar minskar, samtidigt som aktörer tar på sig mer risk. Med detta finns både för- och nackdelar. Exempelvis kan företag med lägre kreditrating få bättre upplåningsvillkor i marknaden, vilket stimulerar risktagande som i längden kan leda till tillväxt. Nackdelen tycks dock vara relativt uppenbar, vilket är att risken i systemet, och främst för enskilda aktörer ökar. Om aktörer tar på sig mer risk än vad de klarar av ifall värsta scenario skulle ske, kan detta leda till stora förluster som sprider sig i det finansiella systemet, och i värsta fall orsakar en finansiell kris (Melander, 2021). Det är inte endast en sänkning av styrräntan som kan leda till en *search for yield*-mekanism, utan även program av kvantitativa lättnader kan ge denna effekt, vilket behandlas i avsnitt 2.2.3.

2.2.2 Kvantitativa lättnader

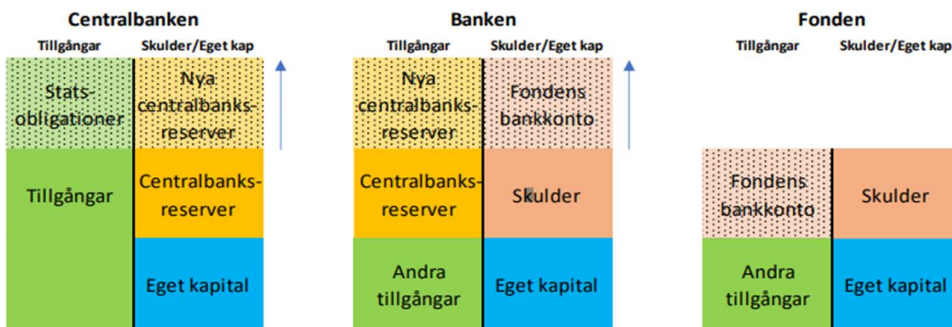
Quantitative Easing (QE), eller kvantitativa lättnader används som ett komplement till styrräntan i det penningpolitiska ramverket, och innebär att centralbanker köper statsobligationer och andra tillgångar på andrahandsmarknaden i syfte att generellt sänka räntorna och minska stressen på särskilda marknader under kristider (Bolin & Österholm, 2021). Målet med programmen av QE kan skilja sig åt till viss del beroende på situation och land, men generellt används det för att centralbanken ska uppnå sitt penningpolitiska mål. För Riksbankens del används programmen som ett verktyg för att uppnå sitt mål om en stabil inflationstakt på två procent samt ge stöd åt den svenska ekonomin (Riksbanken, 2022). En bieffekt av detta blir att den monetära basen och andra penningmängdsmått ökar. **Figur 1**

skapad av Bolin & Österholm (2021) visar på ett förenklat sätt hur balansräkningarna för de olika aktörerna förändras till följd av att centralbanken köper statsobligationer från en pensionsfond (banken agerar som mellanhand), och därmed hur den monetära basen har förändrats. När centralbanken köper obligationer av fonden, betalar de med nya centralbanksreserver som banken erhåller. Därmed ökar centralbankens tillgångar i form av ökade obligationsinnehav, och även skulderna då centralbanksreserverna ökar. För bankens del ökar tillgångarna eftersom de erhåller centralbanksreserver. Skulderna på balansräkningen ökar på grund av att köpeskillingen för obligationerna som går till pensionsfonden blir en insättning på fondens bankkonto, vilket innebär att mängden affärsbankspengar ökar. För fondens del är storleken på balansräkningen oförändrad men en tillgång i form av statsobligationer är bytt mot en annan tillgång i form av insättning på bankkonto. Som pilarna visar har därmed den monetära basen och andra penningmängdsmått ökat, på grund av större mängd centralbankspengar och affärsbankspengar. Hur detta påverkar ekonomins efterfrågan och inflationen kommer till stor del bero på vad fonden väljer att göra med pengarna de fått på bankkontot. Skulle de exempelvis använda pengarna till att betala av ett lån hos banken, kommer de nyskapade affärsbankspengarna helt eller delvis försvinna. Om de i stället köper andra obligationer, exempelvis företags- eller bostadsobligationer, kommer detta att öka efterfrågan, priset stiger och räntan sjunker. Därmed har centralbankerna via sina köp av statsobligationer på andrahandsmarknaden lyckats få räntorna på företagsobligationer att sjunka och vidare har företagen fått en lägre upplåningskostnad. Detta är en av transmissionskanalerna av QE och behandlas i avsnitt 2.2.3.

Balansräkningar innan centralbanken köper statsobligationerna



Balansräkningar efter att centralbanken köpt statsobligationerna



Anm. Avser när statobligationen ägs av annan än banken. Illustrationen är en grov förenkling.

Figur 1. Köp av statsobligationer på andrahandsmarknaden och aktörernas balansräkningar (Bolin & Österholm, 2021).

2.2.3 Transmissionskanalerna

”The problem with QE is it works in practice, but it doesn’t work in theory” (Bernanke, 2014). Ingen mindre än Federal Reserves tidigare ordförande, Ben Bernanke, framförde detta citat på en konferens under 2014. Än idag debatteras det om hur QE funkar i teorin och flera ekonomer anser att det påverkar ekonomin och inflationen via ett antal olika transmissionskanaler. När centralbankerna meddelar att de kommer att påbörja program av kvantitativa lättnader ger detta en signal till marknaden om deras kommande penningpolitiska strategi. Om de börjar köpa tillgångar i marknaden, kommer de att göra detta för att stödja ekonomin och stimulera inflationen, vilket indirekt innebär att de inte kommer att höja styrräntan på ett tag, då detta skulle gå i motsatt riktning av vad kvantitativa lättnader vill uppnå. Marknaden kan då prisa in en längre tid med oförändrade eller sänkta räntor, vilket kommer från signaleringskanalen.

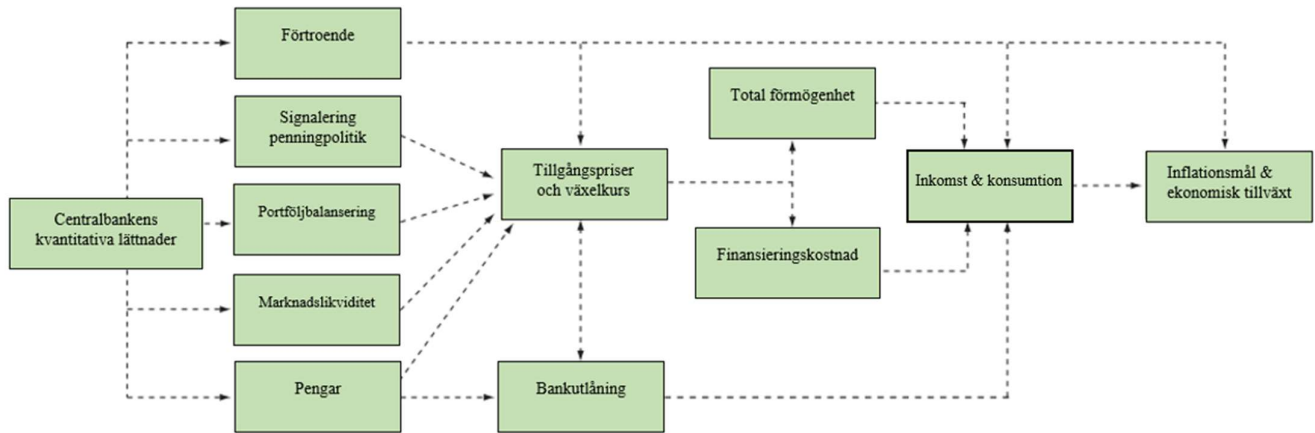
En annan transmissionskanal är att centralbankerna ingiver förtroende och genom deras agerande kan ekonomiska prognoser över framtiden förbättras och konsumenters vilja att

konsumera ökar. Denna kanal påverkar även till viss del tillgångspriser då riskpremier sjunker (Joyce et al., 2011).

Portföljbalanseringseffekten, som berördes i avsnitt 2.2.2, innebär att när centralbankerna köper tillgångar i marknaden, kommer säljaren av dessa tillgångar få en summa pengar. Med största sannolikhet kommer de att vilja återinvestera dessa pengar, och därmed köper de en annan tillgång. Då får säljaren av denna tillgång en summa pengar som sedan kommer att återinvesteras och så vidare. Detta bidrar till att pressa tillgångspriser uppåt, både vad gäller räntebärande tillgångar och aktier. När priset stiger på räntebärande tillgångar sjunker räntan och därmed avkastningen på dessa tillgångar, varefter aktören kan behöva investera i mer riskfyllda tillgångar för att uppnå tillräcklig avkastning, så kallad *search for yield*. Fortsatt innebär lägre räntor och högre tillgångspriser att aktörer på marknaden uppvisar en högre total förmögenhet samt att företag upplever en billigare finansieringskostnad då de kan utfärda obligationer till lägre ränta. Detta leder vidare till att inkomst och konsumtion i samhället ökar och därmed även inflationen och den ekonomiska tillväxten. Portföljbalanseringskanalen bidrar till att sänka riskpremier generellt men även *term premium*, vilket betyder att den ytterligare avkastning investerare får för att investera i en räntebärande tillgång med längre löptid sjunker (Joyce et al., 2011). Hausken & Ncube (2013) menar att de tillgångsslag som är mest lika de typer av tillgångar som centralbankerna köper är de som kommer att påverkas mest av portföljbalanseringskanalen.

En kanal som inte är lika stor, men ändå anses ha en påverkan är marknadslikviditetskanalen. När centralbankerna köper tillgångar i marknaden kan de förbättra likviditeten, och därmed sänka likviditetspremien (ytterligare avkastning för att investera i mer illikvida tillgångar) samt främja aktiv handel. Detta bör enligt Joyce et al. (2011) möjligtvis innebära att tillgångspriser stiger (och därmed räntan sjunker). Vedertaget anses det att denna kanal endast visar effekt under de tider som centralbankerna aktivt genomför köp av tillgångar.

Femte transmissionskanalen som benämns pengar, berördes även den under avsnitt 2.2.2 och relateras till att banker ofta agerar som mellanhand under centralbankernas köp av tillgångar och därmed skapas nya affärsbankspengar. Detta ökar bankernas utlåning i systemet och bidrar därför till högre inkomster och konsumtion i ekonomin (Hausken & Ncube, 2013). Nedan visas en schematisk bild över de olika kanalerna och deras påverkan i det ekonomiska systemet.



Figur 2. Schematisk bild över transmissionskanalerna (översatt från engelska) (Joyce et al., 2011).

2.2.4 Kvantitativa lättnader från Federal Reserve

Runt slutet av 2008 hade den amerikanska bostadsmarknaden börjat falla kraftigt, de finansiella marknaderna stod i brand och när Lehman Brothers kollapsade vågade inga aktörer lita på varandra varefter likviditeten i systemet frös. Med en federal funds target rate (styrräntan i USA) nära noll, behövde den amerikanska centralbanken vända sig till andra metoder för att stötta ekonomin. De meddelade den 25 november 2008 sitt första program av kvantitativa lättnader (QE1) vilket innebar köp av värdepapper med säkerhet i bolån, så kallade "Mortgage-Backed Securities" (MBS), samt köp av skulder från statligt sponsrade bolag, så kallade "Government-Sponsored Enterprise" (GSE), vilket främst var bolåneinstitut. Ett antal månader senare, i mars 2009, meddelade Fed att detta program skulle utökas med ytterligare köp av MBS, GSE:s samt även inkludera långfristiga, amerikanska statspapper. QE1 var ämnat till att stötta ekonomin i generella termer, men inte minst i det området som krisen härstammade från, nämligen bostadsmarknaden (Fawley & Neely, 2013).

Det andra programmet av kvantitativa lättnader, benämnt QE2, påbörjades den 3 november 2010, i syfte att sänka de reala, långfristiga räntorna samt få fart på inflationen. Detta program

bestod till största delen av att Fed köpte långfristiga, amerikanska statspapper. Under sommaren 2011 uppstod rädsla för en kommande recession, varefter Fed bestämde sig för att påbörja ett program man tidigare testat under 1960-talet. Detta kallades "Operation Twist" och innebar att man sålde kortfristiga tillgångar och köpte långfristiga tillgångar för motsvarande belopp. Syftet var att räntan på kortfristiga tillgångar skulle stiga och räntan på långfristiga tillgångar skulle sjunka, och på det viset "twistade" man räntekurvan (Fawley & Neely, 2013).

QE3 annonserades den 13 september 2012 och baserades på den amerikanska arbetsmarknaden som fortfarande inte hade tagit fart efter krisen. Detta program skiljde sig dock en del från de tidigare två i det avseende att de två första programmen innebar köp av tillgångar för ett bestämt nominellt belopp, medan QE3 innebar att de skulle köpa tillgångar i en bestämd takt varje månad fram tills arbetsmarknaden åter var stark. Strax därefter i december 2012 meddelade de även att de skulle fortsätta köpa långfristiga tillgångar, men till skillnad från "Operation Twist" skulle de sluta sälja kortfristiga tillgångar för samma belopp (Fawley & Neely, 2013).

Det fjärde och senaste programmet av kvantitativa lättnader initierades den 15 mars 2020, när corona-viruset tog ett hårt grepp om världen. Fed meddelade att de kommer att köpa stora mängder statspapper samt MBS, och strax efter meddelade de även att de skulle börja köpa företagsobligationer. Syftet var att företag skulle kunna låna billigare i marknaden och därmed kunna fortsätta med sin verksamhet, utan att behöva stänga ner och därmed öka på arbetslösheten ytterligare (Federal Reserve, 2020).

2.2.5 Kvantitativa lättnader från European Central Bank

Finanskrisen i USA hade stor påverkan på den europeiska interbankmarknaden och ECB påbörjade vad många anser var en typ av kvantitativa lättnader. Under 2009 började de låna ut stora mängder pengar till de europeiska bankerna till en fast ränta som de samtidigt sänkte kraftigt. Detta kallades för "Longer-Term Refinancing Operations" (LTRO). Utöver detta påbörjade de något som kallades för "Covered Bond Purchase Programme" (CBPP). *Covered bonds* är säkerställda obligationer som skiljer sig från andra tillgångar i den mån att om emittenten av obligationen inte kan fullfölja sina åtaganden (det sker en *default*), så kan köparen vända sig både till emittenten och till tillgångarna i säkerhetsmassan, vilka måste finnas på emittentens balansräkning. Dessa obligationer anses därför vara extra "säkra". ECB ville dock inte kalla detta för kvantitativa lättnader utan pekade på att det bidrog till kreditlättnader (Fawley & Neely, 2013).

Under 2010 blev de finansiella marknaderna i Europa kraftigt påverkade av *Eurokrisen* och den europeiska centralbanken, ECB, meddelade den 10 maj 2010 att de skulle påbörja "Securities Markets Programme" (SMP) vilket innebar att de skulle köpa statspapper i Europa från andrahandsmarknaden. Även om detta låter som att det är ett program av QE så klassificerades det inte som det. Enligt ECB fanns det två anledningar till detta. Det första var att storleken och målet med tillgångsköpsprogrammen bestämdes efter behov samt att centralbanken inte meddelade när de skulle köpa tillgångarna. Den andra anledningen var att ECB skulle utföra aktioner i marknaden som skulle återabsorbiera den likviditeten som de tillförde med SMP. Utöver detta program fortsatte ECB med sina LTRO:s och CBPP (Fawley & Neely, 2013).

Det var inte förrän den 22 januari 2015 som ECB, efter en period av väldigt låg inflation, gick ut med att de skulle påbörja ett program av QE. Detta döptes till "Public Sector Purchase Programme" (PSPP) och var en del av deras "Asset Purchase Programme" (APP). Under detta program började centralbanken köpa statspapper från Euroländer samt tillgångar från särskilda institutioner. Senare samma år utökades detta program till att även inkludera obligationer utfärdade av lokala och regionala regeringar. Den 8 juni 2016 utökade de APP till att även innehålla "Corporate Sector Purchase Programme" (CSPP), vilket innebar att de köpte företagsobligationer från särskilda företag. Utöver dessa program fortsatte de med CBPP och köp av andra säkerställda obligationer (European Central Bank).

Centralbankens senaste program av QE påbörjades den 18 mars 2020 när coronaviruset började frysa de finansiella marknaderna. Detta kom att kallas för "Pandemic Emergency Purchase Programme" (PEPP) och följer i stort sett samma regler som APP för vilka tillgångar de kan köpa. I december 2021 meddelade de att nettoköp i detta program ska upphöra i mars 2022, men att obligationer som förfaller ska återinvesteras till åtminstone slutet av 2024 (European Central Bank, 2022).

2.2.6 Kvantitativa lättnader från Sveriges Riksbank

Efter att ha brottats med en låginflationsmiljö och stor osäkerhet i omvärlden i kölvattnet av Eurokrisen, bestämde sig Sveriges Riksbank den 11 februari 2015 för att sänka reporäntan till negativ för första gången i historien, samt inleda köp av svenska statsobligationer (Riksbanken, 2015b). Visserligen hade de några år tidigare köpt statsobligationer, vilket dock var i minimala mängder och med syftet att se till så att infrastrukturen kring det fungerade väl (Riksbanken, 2015a). Initialt rörde sig tillgångsköpen om 10 miljarder kronor, men detta kom snabbt att öka.

Vid flera tillfällen ökades både intensiteten och beloppen på tillgångsköpen och vid april 2019 var den totala summan som centralbanken köpt tillgångar för uppe i 316 miljarder kronor (Grimaldi et al., 2021).

När coronaviruset slog till annonserade Sveriges Riksbank ytterligare program av QE där de utökade sina redan planerade tillgångsköp med 300 miljarder kronor, samtidigt som de meddelade att de utöver statsobligationer även kommer att ha möjlighet att köpa säkerställda obligationer (bostadsobligationer), kommunobligationer samt företagsobligationer (Riksbanken, 2020).

3. Tidigare forskning

Detta avsnitt syftar till att redogöra över tidigare relevant forskning inom ämnesområdet, vilket huvudsakligen handlar om portföljbalanseringseffekten och signaleringskanalen.

Då kvantitativa lättnader är ett relativt nytt fenomen på den penningpolitiska arenan, syftar mycket av forskningen på om metoderna verkligen hjälper, sett till om de kan påverka ekonomin positivt utan att inflationen springer i väg, och om det hjälper, vilken eller vilka kanaler är det som är framstående. Från avsnitt 2.2.3, som behandlade transmissionskanalerna för kvantitativa lättnader, vet vi att portföljbalansering är en av kanalerna som anses påverka ekonomin och inflationen. Portföljbalanseringseffekten innebär att aktörer på marknaden förändrar sin portfölj, till följd av att centralbankerna köper tillgångar. Ofta innebär det att aktörerna tvingas allokera om till mer riskfyllda tillgångsslag. Det är därför av intresse för denna studie att redogöra vad tidigare forskning kommit fram till om detta ämne.

Albertazzi et al. (2018) undersökte portföljbalanseringseffekten från APP (ECB:s QE-program som initierades 2015) genom att studera data över portföljsammansättningar för aktörer i alla euroländer. Aktörerna på marknaden som författarna fokuserar på är banker, penningmarknadsfonder, pensionsfonder, försäkringsbolag, övriga finansiella institut, icke-finansiella företag, hushåll, den offentliga sektorn samt resten av världen. Genom att studera innehav mellan perioden 2014Q1 och 2015Q2, kunde de med hjälp av en regressionsmodell med fasta effekter dra slutsatsen att förhållande mellan olika typer av tillgångar hade inte nämnvärt förändrats för de olika aktörerna. För några av dem, exempelvis övriga finansiella institut och länder utanför euro-området, fann man en viss förändring i allokeringen, vilken var

att portföljen var mer tiltad mot aktier. Detta drog dock författarna slutsatsen om att det berodde på att värderingen av aktiemarknaderna ökat och därmed hade vikten av aktier i portföljen ökat. Stort fokus hade också lagts på att studera hur portföljsammansättningen mellan olika typer av räntebärande tillgångar hade förändrats under perioden. De fanns inga statistiskt signifikanta resultat som tydde på att aktörerna hade allokerat om portföljen till mer riskfyllda värdepapper. När de enbart fokuserade på mer sårbara ekonomier, fann de dock att aktörerna hade större allokering i företagsobligationer samt högre kreditrisk i sina portföljer. Ytterligare studie om Euroområdet genomfördes av Bua & Dunne (2017) och behandlade huruvida portföljbalanseringseffekten varit effektiv under ECB:s program av QE. Med hjälp av en panelregression och data över portfölj innehav för investeringsfonder, fann de att större delen av omallokeringen skedde till statsobligationer och företagsobligationer i länder utanför euroområdet. De fann inget bevis för att omallokeringen skett till aktier i stället för räntebärande värdepapper.

Ytterligare en studie som studerade portföljbalanseringskanalen genomfördes av Goldstein et al. (2018) där de studerade innehaven för nästan alla amerikanska räntefonder mellan 2006Q1 och 2014Q3. Författarna utgick från själva köpen av värdepapper från den amerikanska centralbanken och antog att fonderna kunde agera på ett av tre sätt. Antingen behöll de sina statsobligationer och tog vara på värdeökningen som skedde när priset ökade på grund av Feds köp. Andra alternativet var att de sålde direkt till Fed och återinvesterade pengarna i liknande sektorer men andra tillgångar, exempelvis andra statsobligationer. Det tredje och sista alternativet var att de sålde till Fed och återinvesterade pengarna i andra mer riskfyllda sektorer, exempelvis företagsobligationer. Författarna använde dels en kvintilanalys för att studera huruvida de fonder som var mer exponerade för de värdepapper som Fed köpte, i större utsträckning även sålde dessa papper till centralbanken. Denna analys visade att de fonder med störst exponering mot QE-köpen även sålde värdepapper till Federal Reserve i större utsträckning och för dessa pengar köpte de till största del andra statsobligationer som inte föll under centralbankens QE-program. Därmed visades bevis för portföljbalanseringskanalen, men det resulterade främst i att räntorna på andra statsobligationer föll, i stället för att det spred sig till andra, mer riskfyllda obligationer, så som företagsobligationer. För att stödja resultatet genomförde de en regressionsanalys, där de fann liknande resultat. Fonderna minskade sin allokering mot de obligationer som Fed köpte med ca 30% varje kvartal och för de intäkter som de fick vid försäljningen, köpte de nya, liknande statspapper för strax över 50%. Resten investerade de i andra typer av räntebärande papper, dock inte nödvändigtvis mer riskfyllda

tillgångar. Detta skulle innebära att räntan på mer riskfyllda tillgångar inte påverkades i samma utsträckning av portföljbalanseringskanalen, eftersom fonderna valde att återinvestera i samma riskklass. Vad de dock fann var att bland icke-professionella investerare skedde det en omallokering till mer riskfyllda fonder. Exempelvis innebar detta att fonder som mestadels placerade i statsobligationer inte såg ett lika stort inflöde av kapital som de fonder som investerade i företagsobligationer gjort under samma tid. Detta i sig ledde till en effekt på priset och räntorna på de mer riskfyllda obligationerna, på grund av att om exempelvis en företagsobligationsfond får ett stort inflöde av kapital, kommer de att placera mer pengar i olika företagsobligationer och därmed kommer priset på dessa att stiga och räntan sjunka. Därmed fann Goldstein et al. (2018) bevis på att portföljbalanseringskanalen varit närvarande under Feds QE-program, men största delen berodde inte på fonderna i sig, utan på icke-professionella investerare som valde att allokera om.

Vid tillkännagivande av QE-program, kan marknads aktörer börja anta och prisa in centralbankernas framtida beteende, vilket härrör till signaleringseffekten. Flera studier har fokuserat på hur räntorna på olika papper förändrats vid tillkännagivandet av QE-program. Neely (2015) genomförde en eventstudie med 1-dags fönster på amerikanska och internationella långräntor samt ytterligare variabler, eg. valutapar, och fann att långräntor både i USA och internationellt sjönk, vilket även dollarn gjorde. Denna studie var på när amerikanska centralbanken annonserade sitt QE-program. Gagnon et al. (2011) gjorde en liknande studie för att studera effekterna av Feds "Large-Scale Asset Purchase" med hjälp av både tidsserieanalys samt eventstudie. Författarna fann att den amerikanska centralbankens program, och tillkännagivande av programmen av kvantitativa lättnader, ledde till att räntorna på längre obligationer sänktes, främst bland bostadsobligationer men även bland statsobligationer, företagsobligationer och flera ränteswappar. Detta skulle ge bevis både för balanseringskanalen samt signaleringskanalen. Altavilla et al. (2015) studerade hur ECB:s program av kvantitativa lättnader hade påverkat främst räntan på statsobligationer. Genom att även de använde en eventstudie, med bland annat ett 1-dags fönster som studerade flera euroländers 10-åriga statsobligationer, fann de att annonserandet av programmen hade en statistisk signifikant påverkan på räntan på obligationerna. Mest framstående var det för euroländerna som innan programmen uppvisade relativt högre ränta på sina statsobligationer, så som Spanien och Italien. Författarna fann även bevis för portföljbalanseringseffekten då ECB:s program av QE hade påverkat räntorna på obligationer som programmen ej var riktade mot, exempelvis speciellt utvalda företagsobligationer.

Forskning relaterat till Sverige och Riksbanken genomfördes av Rezende (2017) för att studera effekterna av Riksbankens köp av obligationer. Genom att använda sig av en ”dynamic term structure model”, kombinerat med en evenstudie med 1-dags fönster, kunde författaren dela upp förändringen i räntorna på statsobligationer i två delar, nämligen förändring i förväntad styrränta (kopplat till signaleringseffekten) samt förändring i *term premium* (avkastningskrav för att investera i räntepapper med längre löptid och kopplat till portföljbalanseringskanalen). Resultatet av studien visade att det fanns en statistisk signifikant påverkan på den svenska avkastningskurvan på grund av Riksbankens QE-program. Författaren visar på att de olika effekterna agerar på olika delar av avkastningskurvan, eftersom signaleringseffekten som påverkar förväntningar på Riksbankens framtida agerande främst verkar på obligationer med kort till medellång löptid, medan portföljbalanseringseffekten främst verkar på längre löptider, så som tioårig statsobligation. Resultaten visade även att effekterna på den svenska räntekurvan var som störst när annonsering av QE-program skedde samtidigt som Riksbanken annonserade en sänkt styrränta. Då sjönk avkastningskurvan över hela spektrumet.

Som nämnts ovan har större delen av tidigare forskning kommit fram till att det finns en tydlig signaleringseffekt, där räntorna tenderar till att sjunka när centralbankerna annonserar sina program av kvantitativa lättnader. Visst stöd finns även för en portföljbalanseringseffekt som Goldstein et al. (2018) och Gagnon et al. (2011) fann i USA, Altavilla et al. (2015) till viss del fann i Europaområdet och Rezende (2017) i Sverige. Vad de flesta studier dock riktat in sig på är att undersöka hur QE-programmen har påverkat avkastningen på obligationer samt portföljinnehav sett till ett specifikt område. Som nämnt ovan studerade Goldstein et al. (2018) amerikanska räntefonder och hur deras portföljallokering förändrats samt Albertazzi et al. (2018) gjorde liknande studie på aktörer på den europeiska marknaden. I dessa studier användes främst en regressionsanalys under de observerade kvartalen för att studera om QE-programmen haft effekt på hur stor del av respektive tillgångsklass fonderna haft. De flesta studier inom ämnet har analyserat fonder inom ett visst specifikt geografiskt område, och därmed har man inte fått med ett tvärsnitt över flera centralbanker i samma studie. Detta kan resultera i att effekter man observerat kan bero på en extern variabel inte med i analysen, eftersom de flesta fonder inom samma geografiska område påverkas lika av externa effekter. Ingen studie har specifikt riktat in sig på svenska fonders allokering. Det är därmed intressant att komplettera den ursprungliga forskningen inom ämnet med en *staggered difference-in-differences* studie (behandlas i avsnitt 4.4) som fokuserar på svenska fonder med olika geografisk exponering där variabeln av intresse är andel aktier för blandfonderna och andel

statspapper för räntefonderna. Genom detta går det därmed att få en bild över hur QE-programmen som genomförts kan tänkas påverka allokeringen i fondernas portföljer och därmed om de behövt allokerat om till mer riskfyllda tillgångar, vilket skulle visas sig som en högre andel aktier för blandfonderna och lägre andel statspapper för räntefonderna.

4. Data och metod

Följande avsnitt behandlar datainsamlingen och hur urvalet genomfördes. Vidare redogörs metoden som jag använder för att undersöka om fonder har behövt ta mer risk på grund av QE. Avslutningsvis diskuteras metoden ur ett kritiskt perspektiv.

4.1 Insamling av data

Denna studie använder kvartalsdata över svenska fonders innehav skickad från svenska Finansinspektionen (FI). Datan sträcker sig tillbaka till kvartal fyra 2008 och innefattar alla värdepappersfonder i Sverige, med undantag för specialfonder. Varje kvartal finns det data över fondnamn, fond-id, om fonden var aktiv samt detaljer om varje specifikt innehav. Dessa detaljer bestod av emittent, instrumentnamn, ISIN-kod, kod för instrumenttyp, antal av varje instrument, instrumentkurs, marknadsvärde, nominellt belopp, instrumentets valutakurs, branchkod samt andel av fondförmögenheten. Vilken data som var intressant för denna studie var koden för instrumenttypen (eftersom den visar vilken typ av instrument det är, ex statsobligation, aktie eller företagsobligation) samt andel av fondförmögenhet för respektive innehav och fond för varje kvartal. Med hjälp av detta var det därmed möjligt att få ut hur stor andel av fonden som var investerad i varje typ av instrument för respektive kvartal. Vad som även samlades in var varje innehavs marknadsvärde. Genom att summera över alla innehav, för varje fond och kvartal erhöles det totala marknadsvärdet för varje enskild fond. För att få ut denna datan och kunna sammanställa den, skrevs ett program i Python som gick igenom varje kvartal, hämtade datan av intresse samt sammanställde all data för respektive fond. Data samlades in för varje kvartal från och med fjärde kvartalet 2008 fram till och med andra kvartalet 2018. Anledningen till detta urval var att efter Q2 2018, ändrade FI strukturen på sin datakollektion, vilket bland annat innebar att koden för instrumenttypen togs bort. På grund av att alla fonder i panelen, oavsett geografisk exponering, utsatts för QE efter 2015, påverkas ej resultatet av att utesluta data efter 2018.

4.2 Urval

FI:s data innehöll totalt 919 svenska fonder, sett över hela tidsperioden varav flera fonder finns det data för under alla kvartal, medan några fonder endast har ett antal kvartal. Första urvalet som gjordes var att ta bort de fonder som klassificerades som enbart aktiefonder, på grund av att min studie riktar in sig på bland- och räntefonder. Efter detta bortfall fanns det 413 fonder kvar. Nästa steg var att ta bort fonder som inte klassificerades som antingen bland- eller räntefond. Till dessa hörde bland annat generationsfonder, vilka inte är intressanta att ha med i studien på grund av att deras risk kommer att vara en funktion av tiden som går. Dessa fonder börjar med en hög risk, på grund av att syftet är att en ung generation ska allokera i fonden, och ju längre tid som går, desto mindre risk tar fonden. Deras allokeringsmandat är därmed ganska begränsat och risknivån kommer att styras utefter tiden som går. Andra fonder som togs bort var indexfonder, optionsfonder samt fond-i-fond. Anledningen var att indexfonder är designade till att endast efterlikna ett visst index och de är därmed väldigt låsta i sin allokering. Optionsfonder investerar enbart i optionsinstrument, vilket inte är av intresse för denna studie. Fond-i-fond valdes även bort på grund av att dessa fonder enbart investerar i andra fonder och det blir därmed svårt att dra en tydlig gräns för vilka fonder som innebär mer risk än andra fonder, med tanke på att dessa fonder i sin tur allokera i flera olika tillgångsslag. Det fanns nu totalt 97 räntefonder och 83 blandfonder kvar för vilka data samlades in för.

För både ränte- och blandfonderna, definierades en geografisk inriktning, för att på så sätt kunna veta när de skulle utsättas för behandling i regressionen. De fem geografiska inriktningar var: globalt, Europa, Sverige, Norden samt Norge. Fonderna som investerar med en global inriktning, antas ha en stor allokeringssvikt mot USA, med resonemanget att USA:s räntemarknad är världens största och utgör en stor del av hela den globala räntemarknaden (Sifma, 2021). Därmed antas de fonder med global inriktning påverkas (och därmed få *treatment*) när Federal Reserve påbörjade sina program av QE. De fonder med placeringsinriktning mot Europa påverkas när ECB påbörjade sina program, de svenska fonderna när Riksbanken påbörjade sina program samt fonderna med norsk placeringsinriktning erhöll aldrig någon *treatment* då den norska centralbanken inte genomfört några program av QE (Olsen et al., 2020). Två av blandfonderna och fyra av räntefonderna har nordisk placeringsinriktning, och för dessa antog jag i studien att de påverkas när Riksbanken påbörjade sina program med liknande argument som med USA, att Sverige har den största räntemarknaden i Norden och därmed kommer dessa fonder att ha en övervikt i den svenska marknaden. För att testa för robusthet, kördes ytterligare en regression där de sex fonderna med

nordisk placeringsinriktning togs bort, samt en regression där de 8 fonder med europeisk placeringsinriktning togs bort, för att säkerställa att de inte påverkar resultaten negativt. **Tabell 1** nedan sammanfattar antalet fonder definierade i de olika inriktningarna:

Inriktning	Blandfond	Räntefond
Global	53	19
Sverige	24	68
Europa	4	4
Norge	0	2
Norden	2	4

Tabell 1. Antal fonder och geografisk placeringsinriktning

Lista över respektive fond återfinns i appendix.

4.3 Tidsperiod

Då jag studerar tre olika startpunkter för QE-programmen, nämligen USA:s, Europas och Sveriges, behöver tidsperioden sträcka sig över åtminstone dessa tidsperioder. Fed i USA offentliggjorde sin intention att påbörja QE den 25 november 2008, vilket dock endast inkluderade MBS. Det var inte förrän i mars 2009 som man meddelade att man skulle köpa statsobligationer, varför man kan tänka sig att köra flera regressioner där startpunkten är olika. *Baseline* anses dock vara att de påbörjade QE i november 2008. För Europa annonserade ECB officiellt sitt QE-program i början på 2015. Dock påbörjade de köp av statsobligationer redan den 10 maj 2010 genom sitt Securities Markets Programme. Som grund ses dock ECB:s QE-program ha påbörjats under andra kvartalet 2010, eftersom man får anse att deras aktioner under SMP innebär att de utför kvantitativa lättnader, även om de själva inte kallar det för det. QE var ett kontroversiellt ämne vid tiden och därmed kan det ha gjort att de inte ville kalla SMP för QE under 2010. Även här kan olika regressioner köras där jag testar olika startpunkter för ECB:s program. Riksbanken offentliggjorde sina intentioner att påbörja QE den 11 februari 2015, vilket kommer att användas i alla regressioner. Med anledning av detta kommer datainsamlingen att ske mellan perioderna Q4 2008 och Q2 2018.

4.4 Metodik

4.4.1 Modell

Jag använder i detta arbete paneldata över de svenska fonderna, eftersom jag har flera olika fonder (ID) med olika placeringsinriktning, där data erhöles över flera år. På grund av de olika placeringsinriktningarna och att QE-programmen för Fed, ECB och Riksbanken påbörjas vid olika tidpunkter, kan en så kallad *Staggered Difference-in-Differences* (DiD) med fördel användas. Detta är en variant av den vanligt förekommande metoden difference-in-differences, som även tar hänsyn till att olika ID i panelen får behandling vid olika tidpunkter. Standardiserad, eller kanonisk, DiD-estimator är en av de mest vanligt förekommande forskningsmetoderna (Goodman-Bacon, 2021) och användes första gången så tidigt som 1855 (Snow, 1855). Metoden använder sig vanligtvis av två grupper (en som blir behandlar och en som är kontrollgrupp) samt två tidsperioder (*pre* och *post*-behandling). Med hjälp av detta kan en estimering göras som beskriver hur en viss behandling, eller införande av behandling, har påverkat variabeln av intresse (den beroende variabeln). Man kan då tänka på effekterna av behandlingen på två sätt, nämligen:

1. Skillnaden i tvärsnittet efter behandling
2. Skillnaden i tidsserie före och efter behandling (Roberts & Whited, 2012)

1. Det första sättet att studera en förändring som skett på grund av en behandling, är att jämföra skillnaden mellan grupper som blivit exponerade mot behandlingen och grupper som ej blivit exponerade mot behandlingen. Följande ekvation kan användas när en regression över tvärsnittet ska genomföras, där y är den beroende variabeln, D representerar en dummy-variabel som antar värdet 1 om individen utsatts för behandling och 0 om den inte gjort det och skillnaden mellan grupperna fångas av γ (Roberts & Whited, 2012).

$$y = \alpha + \gamma D_i + \epsilon_i \quad (4.1)$$

Problemet med denna modell förefaller vara att om det finns oobserverade, tidsinvarianta skillnader över tvärsnittet redan innan behandlingen sattes till, kommer γ inte att vara tillförlitlig, då vi inte kan säga med säkerhet att det var behandlingen som ledde till skillnaden mellan grupperna (Roberts & Whited, 2012).

2. Det andra sättet är liknande det ovan med skillnaden att det sker över tid. Genom att studera samma grupp både innan och efter en behandling, kan man erhålla skillnaden mellan de båda

tidsperioderna, vilket kan kopplas till behandlingen. Ekvationen nedan representerar regressionen över tidsserien, där D återigen är dummy-variabel som antar värdet 1 vid den tidpunkt behandling initieras:

$$y = \alpha + \lambda D_t + \epsilon_t \quad (4.2)$$

Liknande tvärsnittsregressionen är problemet att om det finns tidstrender som påverkar både kontroll- och behandlingsgruppen, samt är oberoende av behandlingen, kommer estimeringen av λ inte att vara tillförlitlig. Man kan därmed inte säga att förändringen uppstått på grund av behandlingen eller på grund av någon annan observerad effekt över tid.

Med hjälp av att addera dessa två modeller kan man eliminera de största problemen med respektive grupp. Eftersom tvärsnittsregressionen inte har problemet med tidstrender (då två grupper jämförs under samma tidsperiod), och tidsserieregessionen inte har problemet med oobserverade skillnader mellan grupper (då samma grupp jämförs över två tidsperioder), kommer därmed dessa två problem att elimineras. DiD-estimatoren och dess regression erhålls genom att sammanslå dessa två metoder. Därmed kommer regressionen att kontrollera både för tidsinvarianta skillnader mellan grupperna, samt möjliga tidstrender (Roberts & Whited, 2012). Detta resulterar i följande, standardiserade DiD-regression:

$$y_{i,t} = \alpha + \lambda D_t + \gamma D_i + \beta D_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (4.3)$$

Dummy-variabeln $D_{i,t}$ antar värdet 1 endast för den grupp som utsätts för behandling, samt från och med den tidpunkt då behandling sker. Annars är värdet på denna 0. De två andra dummyvariablerna kommer från de två tidigare ekvationerna (4.1) och (4.2) och de kontrollerar för effekter i tid och tvärsnitt, vilket leder till att modellen använder fasta effekter. Med hjälp av detta, kan effekten av behandlingen erhållas och den ges av β . Feltermen ges av ϵ . För att resultatet ska bli tillförlitligt och de fasta effekterna ska kunna kontrollera för tids- och individaspekter, krävs det att skillnader i tvärsnitt inte är korrelerade med andra individer i panelen, samt konstanta över tid. För tidsserie gäller att de tidstrender man kontrollerar för påverkar alla individer i panelen på likartat sätt (Torres-Reyna, 2007). I mitt fall kan detta handla om att min modell kontrollerar för att olika fonder har olika placeringsstrategier och regler (får exempelvis inte hålla över ett visst antal procent aktier), vilka är konstanta över tid och specifika för varje fond. I tidsserieperspektivet skulle de fasta effekterna kontrollera för faktorer som rör sig i tiden på liknande sätt för alla fonder, vilket kan vara räntor, aktiemarknaden etcetera.

Den standardiserade DiD-modellen kan med enkelhet utvidgas till att inkludera flera grupper, flera perioder samt att de olika grupperna kan få behandling vid olika tidpunkter, men mäter i grund och botten samma sak; vad är den genomsnittliga skillnaden i den beroende variabeln efter och innan en behandling genomförs. I mitt fall blir detta vad den genomsnittliga skillnaden är i andel aktier (blandfonderna) eller andel statspapper (räntefonderna) som fonderna håller mellan efter och innan QE införts, där regressionen kontrollerar för individspecifika och tidsspecifika effekter. På detta sätt kan jag därmed observera hur fonderna har ändrat sin allokering till följd av QE-programmen. Eftersom jag har paneldata för svenska fonder, vilket innebär både data över tids samt tvärsnittet, samt att fonderna får behandling vid olika tidpunkter, kommer jag att använda en staggered DiD-modell. Tidigare forskning inom ämnet (se exempelvis Albertazzi et al. (2018); Goldstein et al. (2018)) har använt paneldata och kört en panelregression med ett antal oberoende variabler för att skatta effekterna av QE, programmet. Anledningen till att jag väljer att använda en staggered DiD är att jag observerar fonder som blir utsatta för olika QE-program vid olika tidpunkter, nämligen Feds, ECB:s samt Riksbankens program som alla påbörjas vid olika tidpunkter. Detta skiljer sig från tidigare forskning och effekten av programmen kommer därmed lättast erhållas genom denna metod. Ekvation 4.4 visar modellen för blandfonderna och ekvation 4.5 visar modellen för räntefonderna, där QE är en dummy-variabel som slår om från 0 till 1 när en fond blir utsatt för kvantitativa lättnader.

$$AndelAktier_{i,t} = \alpha + \lambda D_t + \gamma D_i + \beta QE_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (4.4)$$

$$AndelStatspapper_{i,t} = \alpha + \lambda D_t + \gamma D_i + \beta QE_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (4.5)$$

Sett till datan från FI, fanns det ytterligare en variabel som skulle kunna adderas som kontroll till ovan regressioner. Detta var varje enskild fonds storlek. Man skulle kunna argumentera för att fondens storlek påverkar hur andelen aktier eller statspapper förändras i portföljen. En stor fond som förvaltar mycket kapital kommer inte att kunna agera lika ”snabbrörligt” som en mindre fond, på grund av att varje köp och sälj kommer att ske i mycket större belopp. Därmed kommer en mindre fond att ha möjlighet till att förändra andelen aktier eller statspapper väldigt mycket från kvartal till kvartal. På grund av att fondstorlekarna varierar kraftigt kommer denna variabel att logaritmeras, vilket bland annat påverkar tolkningen av koefficienten. Följande

modeller kommer att användas där ytterligare en oberoende variabel läggs till som kontroll, logaritmen av fondstorleken.

$$AndelAktier_{i,t} = \alpha + \lambda D_t + \gamma D_i + \beta_1 QE_{i,t} + \beta_2 \log(Fondstorlek)_{i,t} + \epsilon_{i,t},$$

$$i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (4.6)$$

$$AndelStatspapper_{i,t} = \alpha + \lambda D_t + \gamma D_i + \beta_1 QE_{i,t} + \beta_2 \log(Fondstorlek)_{i,t} + \epsilon_{i,t},$$

$$i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (4.7)$$

Regressionerna som genomfördes baserades på fyra olika paneler, vilka skiljer sig åt i att behandling (i detta fall QE) kan argumenteras för att det påbörjas vid olika tidpunkter, vilket berördes i avsnitt 4.3. Detta handlar om när QE antas ha påbörjats från Fed i USA och ECB i Europa. Därmed kommer regressionerna att utgå från följande fyra paneler:

Panel 1 (Baseline)

- Global inriktning: QE påbörjas Q4 2008
- Europeisk inriktning: QE påbörjas Q2 2010
- Svensk inriktning: QE påbörjas Q1 2015
- Nordisk inriktning: QE påbörjas Q1 2015
- Norsk inriktning: Utsätts aldrig för QE

Panel 2

- Global inriktning: QE påbörjas Q1 2009
- Europeisk inriktning: QE påbörjas Q2 2010
- Svensk inriktning: QE påbörjas Q1 2015
- Nordisk inriktning: QE påbörjas Q1 2015
- Norsk inriktning: Utsätts aldrig för QE

Panel 3

- Global inriktning: QE påbörjas Q4 2008
- Europeisk inriktning: QE påbörjas Q1 2015
- Svensk inriktning: QE påbörjas Q1 2015
- Nordisk inriktning: QE påbörjas Q1 2015
- Norsk inriktning: Utsätts aldrig för QE

Panel 4

- Global inriktning: QE påbörjas Q1 2009
- Europeisk inriktning: QE påbörjas Q1 2015
- Svensk inriktning: QE påbörjas Q1 2015
- Nordisk inriktning: QE påbörjas Q1 2015
- Norsk inriktning: Utsätts aldrig för QE

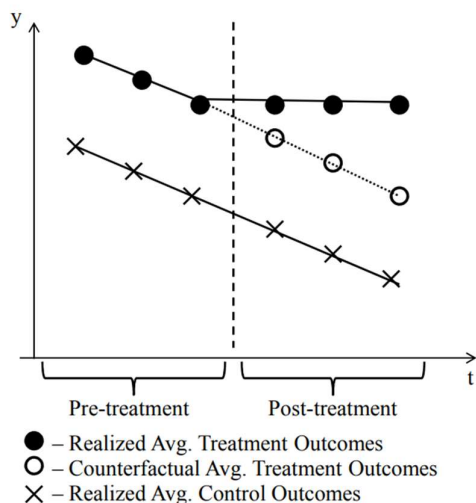
Ett antal regressioner genomfördes där några av de geografiska inriktningarna exkluderades, för att bland annat testa för robusthet. Global- och svensk inriktning behölls i alla regressioner, då antalet observationer för både bland och räntefonderna är högt. För Norden, Europa och Norge var antalet observationer mycket färre och därmed testades olika regressioner där dessa uteslöts.

4.4.2 Antaganden

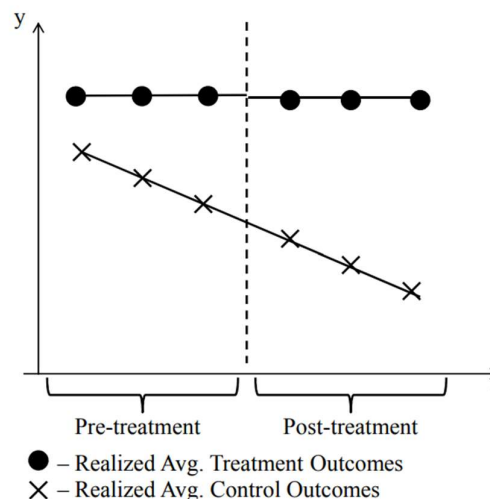
Roberts & Whited (2012) nämner vidare att det finns ett antal antagande som måste hålla, samt vissa test man bör genomgå för att DiD-regressionen ska ge tillförlitliga resultat.

Antagande om parallella trender

Det mest grundläggande antagandet härstammar från *Ordinary Least Squares* (OLS)-antagandet att det inte ska finnas någon korrelation mellan feltermen och den beroende och de oberoende variablerna. I denna modell handlar det om att vid frånvaro av en behandling, bör den genomsnittliga förändringen i variabeln av intresse för både kontroll- och behandlingsgruppen vara lika (Roberts & Whited, 2012). Detta kan i en graf liknas som parallella trender. Om detta antagande inte är uppfyllt, skulle detta kunna resultera i att resultatet av regressionen inte alls härstammar från den behandling man vill observera, utan från att grupperna har olika trend och kommer därför divergera över tid. Detta visas i figurerna nedan.



Figur 3. Antagande om parallella trender. Vid frånvaro av behandling bör kontrafaktisk och kontrollgruppen utvecklas på likartat sätt. (Roberts & Whited, 2012)



Figur 4. Antagande om parallella trender inte uppfyllt. Skillnad över tid kommer inte endast bero på den behandling man vill observera. (Roberts & Whited, 2012)

Då det inte finns något särskilt statistiskt sätt att kunna bestämma om detta antagande är uppfyllt, använder man sig vanligtvis av att visuellt observera om grupperna rör sig på liknande sätt över tid, innan behandling startade. Även om man säkerställt att detta antagande är uppfyllt, kan resultaten fortfarande bli inkonsistenta om andra tidsvarierande variabler som kan påverka den beroende variabeln har utelämnats från regressionen (Roberts & Whited, 2012).

Förfalskningstest nummer 1

För att kunna säkerställa att ett resultat man fått fram faktiskt kan bero på den behandling man observerar, kan man genomföra ett test där man genomför regressionen, men man felaktigt antar att behandlingen påbörjas N perioder före den egentliga början (Roberts & Whited, 2012). Exempelvis påbörjade Riksbanken sitt QE-program under kvartal 1 2015, men i detta test kan man exempelvis anta att Riksbanken påbörjade QE under kvartal 4 2014. Om detta test visar att effekten av behandlingen inte signifikant skiljer sig från noll, kan man stärka tesen att de resultat man får fram från den ursprungliga regressionen är robusta.

Förfalskningstest nummer 2

Man bör se till att de variabler som inte bör bli påverkade av behandlingen, inte heller blir det. Detta gör man genom att köra en regression och använda de variabler som beroende variabler

(Roberts & Whited, 2012). Får man fram att de inte påverkas av behandlingen, kan man ytterligare argumentera för att den ursprungliga DiD-regressionen är robust.

Öka antalet grupper och kontrollgrupper

Roberts & Whited (2012) menar även att genom att inkludera fler grupper som blir behandlade och fler kontrollgrupper, kommer resultaten att bli än mer robusta. Detta på grund av att det reducerar bruset som annars kan uppstå om det endast är en grupp som analyseras. I mitt fall har jag inkluderat flera grupper som utsätts för behandling vid olika tidpunkter, på grund av deras geografiska placeringsinriktning, vilket bör reducera bruset och ge mer tillförlitliga resultat.

4.5 Metodkritik

Jag har i denna studie antagit att varje unikt ID från Finansinspektionen är en unik fond, även om fonden bytt namn eller slagits samman med någon annan, vilket skulle kunna påverka resultatet. Exempelvis kan det finnas en fond som har en bestämd placeringsinriktning och inte får placera mer än ett visst antal procent i företagsobligationer. När QE initieras kan fonden inse att denna placeringsinriktning är för återhållsam och att de då behöver kunna utöka sitt mandat för att få möjlighet att ta mer risk i portföljen. På grund av att det finns flera regler som styr hur fonden får agera och ändra i sina bestämmelser, kan de till exempel välja att starta en ny fond med nytt namn och mer flexibel inriktning, de kan fusionera fonden in i en annan fond och därmed få en annan placeringsinriktning etcetera. Man kan därmed argumentera för att en del effekter missas, sett till att vissa fonder väljer att ta mer risk på grund av QE, vilket ej lyckas fångas upp av studien. Om jag skulle försöka få med detta uppstår flera problem sett till datainsamlingen då det blir svårt att säga med säkerhet att det är samma fond som endast bytt namn, hur gick det till när två fonder fusionerades och så vidare. Det blir därmed tydligast att definiera varje ID från FI:s innehavsdata som en unik fond, och på så vis riskerar jag inte att överskatta effekterna, utan snarare underskatta dem.

Att anta att de fonder med global placeringsinriktning kommer att påverkas när Federal Reserve påbörjar sitt program av QE kan i sig ge problem för studien om det skulle vara så att några av fonderna inte har en stor vikt i den amerikanska marknaden. Det skulle även kunna vara så att om de är investerade till stor del i amerikanska marknaden, kan de välja att vikta ner exponeringen mot USA och investera i andra delar i världen när Fed börjar sina program. På så sätt kan de behålla samma andel statsobligationer i sin portfölj och uppnå samma avkastning,

på grund av att de erhåller en högre avkastning på räntepapper utanför USA. Argumenten mot detta ges av att den amerikanska räntemarknaden är världens största och utgör en stor del av hela världens räntemarknad, varefter de fonderna med globalt placeringsmandat kommer att behöva hålla en stor vikt i den amerikanska marknaden. Samma resonemang förs kring de fonder med nordisk placeringsinriktning, där det antas att dessa fonder kommer att ha stor exponering mot den svenska marknaden då den är störst i Norden. Studien inkluderar dock flera regressioner, i vissa av dem där fonderna med inriktning Norden kommer att exkluderas, för att testa för robusthet. Även detta problem, är precis som i ovan nämnd metodkritik, något som snarare underskattar än överskattar effekterna.

På senare år har ett antal forskare studerat *staggered* DiD-modeller och vad som kan tänkas göra resultaten *biased*, alltså inte tillförlitliga. Goodman-Bacon (2021) visar i sin studie hur den genomsnittliga behandlingseffekten med fasta effekter beräknas (TWFEED, Eng. Two-way fixed effects estimator DD), vilket förenklat sker genom flera beräkningar på olika grupper som sedan viktas och läggs ihop (detaljerad beskrivning ligger utanför denna studies område). Detta beräkningssätt i sig skapar inget problem enligt Baker et al. (2021), sålänge ett antal kriterier är uppfyllda. Författarnas arbete handlar främst om när behandlingen har dynamiska effekter. Deras insikter är att resultaten av en *staggered* DiD kommer att vara *unbiased*, alltså tillförlitliga, sålänge behandling är homogen över tvärsnitt och tid. Callaway and Sant'Anna (2021) har framfört en alternativ beräkning under en *staggered* DiD, vilket kort handlar om att man väljer ut de grupper som anses vara acceptabla som kontrollgrupper, även om de tidigare fått behandling. Baker et al. (2021) menar dock att flera av dessa metoder för att ta hänsyn till heterogenitet i tid- och tvärsnitt sett till behandlingen är under utveckling, och bör studeras mer omfattande. I denna studies fall skulle man kunna argumentera för att behandlingens effekter är dynamiska, eftersom QE inte nödvändigtvis kan anses vara statiskt, både över tid och tvärsnittet. Fonderna kan tänkas påverkas olika av QE-programmen och i tidsperspektivet kan QE-programmen vara dynamiska sett till exempelvis intensitet. Enligt ovan resonemang skulle det innebära att resultaten av regressionerna är *biased*, inte tillförlitliga. Jag kommer i denna studie att använda en *staggered* DiD med argumentet att det är en utbredd metod inom forskningen, som ofta använts i olika studier. Kritiken mot denna metod är relativt ny och metoderna som föreslås anses fortfarande vara under utveckling. Hänsyn ska dock tas till dessa kritiska argument mot *staggered* DiD, och resultaten av denna studie kan behöva tolkas med försiktighet.

5. Resultat

Avsnitt 5 redogör för studiens resultat och hypotesernas utfall. Inledningsvis visas resultaten för Mann Whitney U-test, som visar medelvärdesskillnader mellan grupperna. Fortsättningsvis redovisas resultaten för de robusthetstester som genomförts, följt av resultaten av staggered difference-in-differences-regressionerna.

5.1 Deskriptiv statistik

För att sammanfatta datan över fondinnehav, visas den deskriptiva statistiken i tabellerna nedan. Här åskådliggörs medelvärde, standardavvikelse, antal observationer (N) samt antal fonder (n) för både innan och efter behandling sattes in. Detta visas för respektive geografisk placeringsinriktning samt fyra olika paneler.

Ett test som kan genomföras för att studera om två medelvärden statistiskt sett skiljer sig åt, vilket i detta fall är intressant, är ett så kallat *t-test*. Enligt Lind et al. (2012) är ett av de fyra antagande om t-test att populationerna följer en normalfördelning. Ett test kan därmed genomföras som definierar om en population är normalfördelad, vilket gjordes med hjälp av *Skewness and Kurtosis test for normality* i Stata. Detta genomfördes för alla variabler av intresse för respektive ränte- och blandfonder. Variablerna som testet utfördes på var *andel aktier*, *andel statspapper* och *fondstorlek*. Testet visade att ingen av variablerna var normalfördelade, vilket ledde till att ett standardiserat t-test var uteslutet. Vid detta fall kan man använda sig av ett icke-parametriskt test som kallas för *Mann Whitney U-test* (Lind et al., 2012). Resultatet av detta test visar om det finns några medelvärdesskillnader i de olika grupperna. Sammanlagt genomfördes 18 Mann Whitney U-test för blandfonderna och 16 för räntefonderna. Nollhypotesen av testet är att det inte är någon skillnad mellan medelvärdena för de grupper som observerades. För att vara i stånd med att förkasta nollhypotesen, krävs det att en signifikansnivå bestäms. Enligt konvention väljs en signifikansnivå på 5% i denna studie. Detta skulle innebära att man med 95% säkerhet kan säga att två medelvärde skiljer sig åt om nollhypotesen förkastas. Grupperna som testades är innan, samt efter QE påbörjades för respektive område och alla paneler som helhet. Testen genomfördes med hjälp av Stata.

Följande hypoteser testas, där jag med ett p-värde under 0,05 kan förkasta nollhypotesen:

H_0 : *Det råder ingen medelvärdesskillnad mellan grupperna*

H_1 : *Det råder en medelvärdesskillnad mellan grupperna*

5.1.1 Blandfonder

Först och främst innebär NA (Eng. Not-Applicable) att testet inte var möjligt att genomföra, vilket berodde på att det fanns en grupp utan observationer. Exempel på detta är när QE definieras som ha påbörjats Q4 2008. På grund av att datan tidigast finns för Q4 2008, kommer det inte finnas någon grupp ”innan treatment”, att jämföra med. Sett till andel aktier för blandfonderna kan nollhypotesen förkastas för Europa (oavsett när starten på QE anses vara), för Norden, samt för alla fyra paneler För Europa och alla panelerna kan den även förkastas på 1%-nivån. Detta innebär att det råder en statistisk signifikant medelvärdeskillnad mellan före och efter treatment. Vad som kan läsas ur tabellen är att andel aktier i portföljen har minskat efter att QE infördes, vilket gäller för alla grupper, och för sju av de nio grupperna kan man säga att det råder en signifikant medelvärdeskillnad. Då jag har satt en signifikansnivå på 5%, kan jag för global och svensk inriktning ej förkasta nollhypotesen om att det inte råder skillnad mellan grupperna. Detta resultat är motsatt min förväntan att andel aktier i portföljen bör öka till följd av QE. Enligt teorierna som diskuterats bör kvantitativa lättnader bland annat starta den så kallade *search for yield*, men resultatet av dessa Mann Whitney U-test tyder inte på det.

Sett till fondstorleken för blandfonderna är det endast de fonder med nordisk placeringsinriktning som har en signifikant medelvärdeskillnad mellan grupperna. Två av grupperna (Sverige samt Europa då QE antas starta Q2 2010) är signifikanta på 10%-nivå, men då jag satt 5% som signifikansnivå för denna studie kan nollhypotesen ej förkastas. Placeringsinriktning Norden har sett en statistisk signifikant ökning av fondstorlek från ett genomsnitt på 4 760M kr till 10 500M kr.

Placeringsinriktning	Andel Aktier (Blandfonder)								Medelvårdesskillnad
	Innan Treatment				Efter Treatment				
	Medelvärde	Std Avvikelse	N	n	Medelvärde	Std Avvikelse	N	n	
Europa									
QE påbörjat Q2 2010	71.97%	5.43%	6	1	24.05%	30.28%	25	4	-47.92% ***
QE påbörjat Q1 2015	56.82%	23.65%	18	2	0.79%	2.03%	13	3	-56.03% ***
Global									
QE påbörjat Q4 2008	NA	NA	NA	NA	30.15%	28.50%	1027	53	NA
QE påbörjat Q1 2009	38.81%	28.41%	15	15	30.02%	28.49%	1012	53	-8.79%
Sverige									
QE påbörjat Q1 2015	57.24%	15.91%	323	17	54.67%	19.89%	213	20	-2.57% *
Norden									
QE påbörjat Q1 2015	74.41%	15.70%	28	2	60.81%	6.14%	13	1	-13.60% **
Panel 1	58.83%	16.50%	357	20	34.43%	28.78%	1278	78	-24.40% ***
Panel 2	58.03%	17.53%	372	35	34.32%	28.80%	1263	78	-23.71% ***
Panel 3	58.52%	16.91%	369	21	34.29%	28.78%	1266	77	-24.23% ***
Panel 4	57.75%	17.86%	384	36	34.18%	28.80%	1251	77	-23.57% ***

Tabell 2. Deskriptiv statistik för blandfonder över andel aktier indelade efter geografisk placeringsinriktning samt de fyra olika panelerna. Statistik visas för period innan respektive efter behandling.

Anm. *** p <0.01, ** p <0.05, * p <0.1

Placeringsinriktning	Fondstorlek (Blandfonder), SEK								Medelvårdesskillnad
	Innan Treatment				Efter Treatment				
	Medelvärde	Std Avvikelse	N	n	Medelvärde	Std Avvikelse	N	n	
Europa									
QE påbörjat Q2 2010	241M	27M	6	1	254M	286M	25	4	13M *
QE påbörjat Q1 2015	161M	76M	18	2	377M	356M	13	3	216M
Global									
QE påbörjat Q4 2008	NA	NA	NA	NA	6390M	10600M	1027	53	NA
QE påbörjat Q1 2009	6840M	11300M	15	15	6380M	10500M	1012	53	-460M
Sverige									
QE påbörjat Q1 2015	3210M	4130M	323	17	4260M	5830M	213	20	1050M *
Norden									
QE påbörjat Q1 2015	4760M	2060M	28	2	10500M	2310M	13	1	5740M ***
Panel 1	3280M	4010M	357	20	5950M	9830M	1278	78	2670M
Panel 2	3430M	4560M	372	35	5940M	9820M	1263	78	2510M
Panel 3	3180M	3990M	369	21	6010M	9860M	1266	77	2830M
Panel 4	3320M	4520M	384	36	6000M	9850M	1251	77	2680M

Tabell 3. Deskriptiv statistik för blandfonder över fondstorlek indelade efter geografisk placeringsinriktning samt de fyra olika panelerna. Statistik visas för period innan respektive efter behandling.

Anm. *** p <0.01, ** p <0.05, * p <0.1

5.1.2 Räntefonder

Tabell 4 och 5 visar liknande statistik och signifikansnivå på Mann Whitney U-test för räntefonderna. På grund av för få observationer innan QE började i Norden, Norge och globalt (då QE antas påbörjas Q4 2008), går det ej att få fram ett medelvärde och därmed inget test för medelvärdesskillnader. För europeisk inriktning och då QE startar Q2 2010 är medelvärdesskillnaden ej signifikant. För resten av inriktningarna och panelerna, kan nollhypotesen förkastas, och på fem av dem (Sverige samt alla fyra paneler) kan nollhypotesen förkastas på 1%-nivån. Resterande två förkastas på 5%-nivån. Detta innebär att jag med stor säkerhet för dessa inriktningar och paneler kan säga att det råder en skillnad i medelvärde mellan innan och efter QE sattes in. Man kan även observera att medelvärdena efter QE sattes in är lägre än innan, och därmed drar jag slutsatsen att andel statspapper i portföljen i snitt för räntefonderna har minskat efter att kvantitativa lättnader har påbörjats. Detta är i linje med förväntat utfall baserat på teorin om kvantitativa lättnader.

Sett till fondstorleken för räntefonderna kan nollhypotesen förkastas för alla förutom ett test (av de test som var möjliga att genomföra), vilket var Europa när QE påbörjades Q2 2010. Detta innebär att jag har signifikanta medelvärdesskillnader i resterande test och sett till resultatet är genomsnittet av fondstorlekarna större för alla områden och paneler efter att kvantitativa lättnader påbörjades.

Placeringsinriktning	Andel Statspapper (Räntefonder)								Medelvärdesskillnad
	Innan Treatment				Efter Treatment				
	Medelvärde	Std Avvikelse	N	n	Medelvärde	Std Avvikelse	N	n	
Europa									
QE påbörjat Q2 2010	50.04%	12.15%	6	1	50.27%	36.56%	68	4	0.23%
QE påbörjat Q1 2015	65.67%	26.05%	32	4	38.51%	36.90%	42	3	-27.16% **
Global									
QE påbörjat Q4 2008	NA	NA	NA	NA	23.15%	25.88%	412	19	NA
QE påbörjat Q1 2009	47.00%	30.18%	8	8	22.68%	25.61%	404	19	-24.32% **
Sverige									
QE påbörjat Q1 2015	30.34%	27.59%	1242	56	12.55%	18.00%	590	56	-17.79% ***
Norden									
QE påbörjat Q1 2015	NA	NA	1	1	7.56%	8.02%	38	4	NA
Norge									
QE påbörjat Q1 2015	NA	NA	NA	NA	23.87%	25.40%	8	2	NA
Panel 1	30.37%	27.55%	1257	58	18.64%	24.43%	1108	85	-11.73% ***
Panel 2	30.47%	27.59%	1265	66	18.43%	24.28%	1100	85	-12.04% ***
Panel 3	31.16%	28.08%	1283	61	17.42%	23.05%	1082	84	-13.74% ***
Panel 4	31.25%	28.10%	1291	69	17.20%	22.86%	1074	84	-14.05% ***

Tabell 4. Deskriptiv statistik för räntefonder över andel statspapper indelade efter geografisk placeringsinriktning samt de fyra olika panelerna. Statistik visas för period innan respektive efter behandling.

Anm. *** p <0.01, ** p <0.05, * p <0.1

Placeringsinriktning	Fondstorlek (Räntefonder), SEK								Medelvårdesskillnad
	Innan Treatment				Efter Treatment				
	Medelvärde	Std Avvikelse	N	n	Medelvärde	Std Avvikelse	N	n	
Europa									
QE påbörjat Q2 2010	524M	259M	6	1	10100M	16800M	68	4	9576M *
QE påbörjat Q1 2015	5040M	14500M	32	4	12600M	16900M	42	3	7560M ***
Global									
QE påbörjat Q4 2008	NA	NA	NA	NA	4420M	9670M	412	19	NA
QE påbörjat Q1 2009	1200M	1120M	8	8	4480M	9760M	404	19	3280M
Sverige									
QE påbörjat Q1 2015	3310M	4060M	1242	56	5220M	5030M	590	56	1910M ***
Norden									
QE påbörjat Q1 2015	NA	NA	1	1	2370M	3010M	38	4	NA
Norge									
QE påbörjat Q1 2015	NA	NA	NA	NA	4800M	3250M	8	2	NA
Panel 1	3300M	4050M	1257	58	5120M	8210M	1108	85	1820M **
Panel 2	3290M	4040M	1283	66	5150M	8230M	1100	85	1860M **
Panel 3	3360M	4600M	1283	61	5100M	7950M	1082	84	1740M **
Panel 4	3340M	4590M	1291	69	5130M	7970M	1074	84	1790M **

Tabell 5. Deskriptiv statistik för räntefonder över fondstorlek indelade efter geografisk placeringsinriktning samt de fyra olika panelerna. Statistik visas för period innan respektive efter behandling.

Anm. *** p <0.01, ** p <0.05, * p <0.1

5.2 Staggered Difference-in-Differences

För att besvara studiens frågeställning huruvida kvantitativa lättnader har resulterat i mer risk för bland- och räntefonder, i form av mer riskfyllda tillgångar i portföljen har staggered difference-in-differences-regressioner utförts. Regressionerna samt hypoteserna definieras nedan:

$$AndelAktier_{i,t} = \alpha + \lambda D_t + \gamma D_i + \beta QE_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (5.1)$$

$$AndelStatspapper_{i,t} = \alpha + \lambda D_t + \gamma D_i + \beta QE_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (5.2)$$

$$AndelAktier_{i,t} = \alpha + \lambda D_t + \gamma D_i + \beta_1 QE_{i,t} + \beta_2 \log(Fondstorlek)_{i,t} + \epsilon_{i,t},$$

$$i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (5.3)$$

$$AndelStatspapper_{i,t} = \alpha + \lambda D_t + \gamma D_i + \beta_1 QE_{i,t} + \beta_2 \log(Fondstorlek)_{i,t} + \epsilon_{i,t},$$

$$i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (5.4)$$

$$H_0: \beta_1 = 0$$

$$H_1: \beta_1 \neq 0$$

$$H_0: \beta_2 = 0$$

$$H_1: \beta_2 \neq 0$$

Det övergripande resultatet presenteras i tabell 6, vilken visar koefficienterna för QE-dummyvariabeln samt log (Fondstorlek), samt standard avvikelse och p-värde för respektive koefficient. Även antalet observationer, antal ID samt ytterligare info om regressionerna redogörs. Kolumnerna visar de två olika regressionerna där den högra kolumnen för blandrespektive räntefonderna visar resultatet då kontrollvariabeln i form av logaritmen av fondstorleken inkluderades (Ekvation 5.1–5.2 resp. 5.3–5.4).

Sett till blandfonderna är ingen av koefficienterna för QE-variabeln statistiskt signifikanta på 5%-nivån, vilket leder till att nollhypotesen att β_1 är lika med noll inte kan förkastas. För kontrollvariabeln är alla koefficienter statistiskt signifikant på 1%-nivån, vilket gör att nollhypotesen att β_2 är lika med noll kan förkastas. Tolkningen av koefficienterna är att om blandfonderna ökar sin fondstorlek med en procent, kommer andelen aktier i portföljen att förändras med $\beta_2/100$ enheter. Exempelvis för panel 1, kommer en ökning med en procent av fondstorleken att minska aktieexponeringen med 0,000587 enheter. Då andel aktier anges i procent av fondförmögenheten blir det således en minskning av andel aktier i portföljen med 0,0587 procentenheter. Enligt detta resultat innebär det att ju större fonden blir, desto mindre andel aktier kommer de att hålla, vilket gäller för alla paneler.

För räntefonderna är ingen av koefficienterna av QE-variabeln signifikanta på 5%-nivån, vilket innebär att även här kan nollhypotesen inte förkastas. Jag kan därmed inte säkerställa att koefficienterna inte är lika med noll. Panel 4 har det lägsta p-värdet på 0,1650 respektive 0,1640. Sett till fondstorleken är inga av koefficienterna signifikanta på 5%-nivån, vilket leder till att även här kan inte nollhypotesen att β_2 är lika med noll förkastas.

	Blandfonder (Alla fonder inkluderade)			Räntefonder (Alla fonder inkluderade)		
	QE	QE	log(Fondstorlek)	QE	QE	log(Fondstorlek)
Panel 1						
Koefficient	-0.0042	-0.0075	-0.0587	0.0027	0.0026	-0.0095
Std avvikelse	0.0159	0.0157	0.0111	0.0135	0.0479	0.0293
p-värde	0.7900	0.6320	0.000 ***	0.8410	0.9560	0.7470
Antal observationer	1635	1635		2,365		2365
Antal fonder	83	83		97		97
Fasta effekter tidsserie	Ja	Ja		Ja		Ja
Fasta effekter tvärsnitt	Ja	Ja		Ja		Ja
Inkluderat kontroll, log(Fondstorlek)	Nej	Ja		Nej		Ja
Panel 2						
Koefficient	-0.0091	-0.0152	-0.0589	0.0012	0.0012	-0.0095
Std avvikelse	0.0155	0.0153	0.0111	0.0131	0.0131	0.0096
p-värde	0.5560	0.3200	0.0000 ***	0.9260	0.9270	0.3240
Antal observationer	1635	1635		2386		2386
Antal fonder	83	83		97		97
Fasta effekter tidsserie	Ja	Ja		Ja		Ja
Fasta effekter tvärsnitt	Ja	Ja		Ja		Ja
Inkluderat kontroll, log(Fondstorlek)	Nej	Ja		Nej		Ja
Panel 3						
Koefficient	0.0007	-0.0016	-0.0585	-0.0188	-0.0189	-0.0095
Std avvikelse	0.0163	0.0161	0.0111	0.0143	0.0143	0.0096
p-värde	0.9660	0.9230	0.000 ***	0.1880	0.1860	0.3200
Antal observationer	1635	1635		2386		2386
Antal fonder	83	83		97		97
Fasta effekter tidsserie	Ja	Ja		Ja		Ja
Fasta effekter tvärsnitt	Ja	Ja		Ja		Ja
Inkluderat kontroll, log(Fondstorlek)	Nej	Ja		Nej		Ja
Panel 4						
Koefficient	-0.0047	-0.0098	-0.0587	-0.0193	-0.0193	-0.0095
Std avvikelse	0.0158	0.0156	0.0111	0.0139	0.0139	0.0096
p-värde	0.7670	0.5280	0.0000 ***	0.1650	0.1640	0.3220
Antal observationer	1635	1635		2386		2386
Antal fonder	83	83		97		97
Fasta effekter tidsserie	Ja	Ja		Ja		Ja
Fasta effekter tvärsnitt	Ja	Ja		Ja		Ja
Inkluderat kontroll, log(Fondstorlek)	Nej	Ja		Nej		Ja

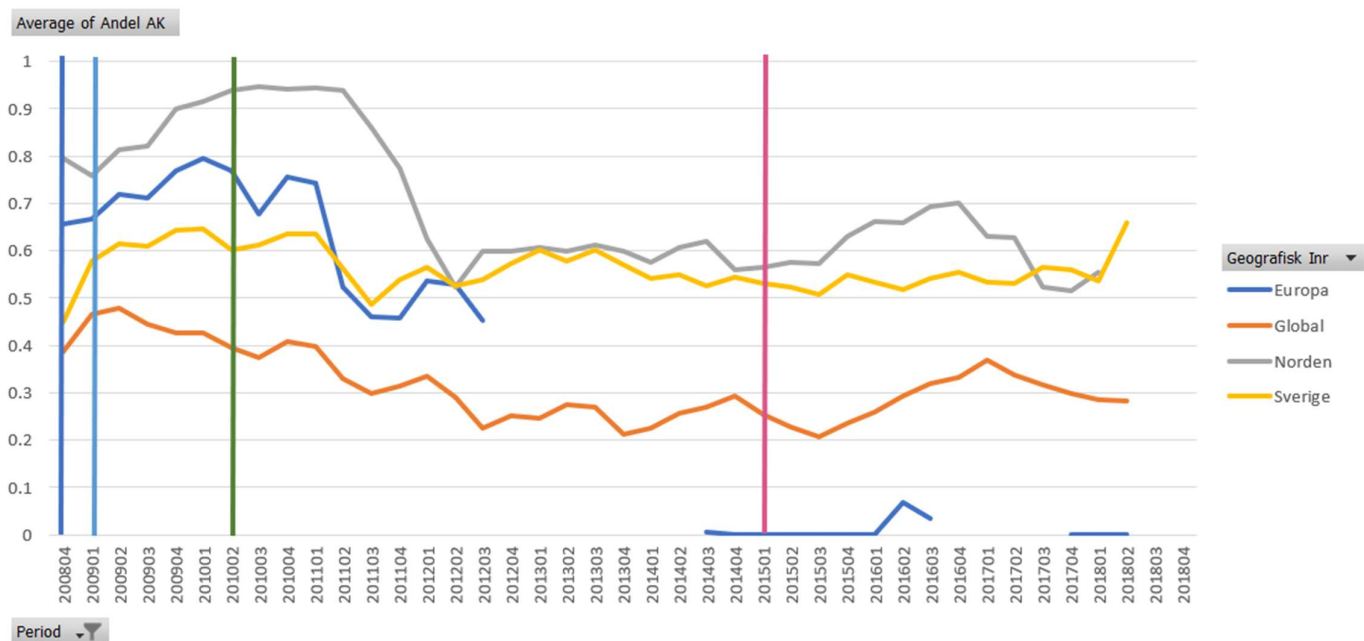
Tabell 6. Resultatet för staggered DiD-regressioner för bland- respektive räntefonderna, alla paneler samt de olika regressionerna där kontrollvariabel inkluderades och exkluderades. Alla fonder inkluderades.

Anm. *** p <0.01, ** p <0.05, * p <0.1

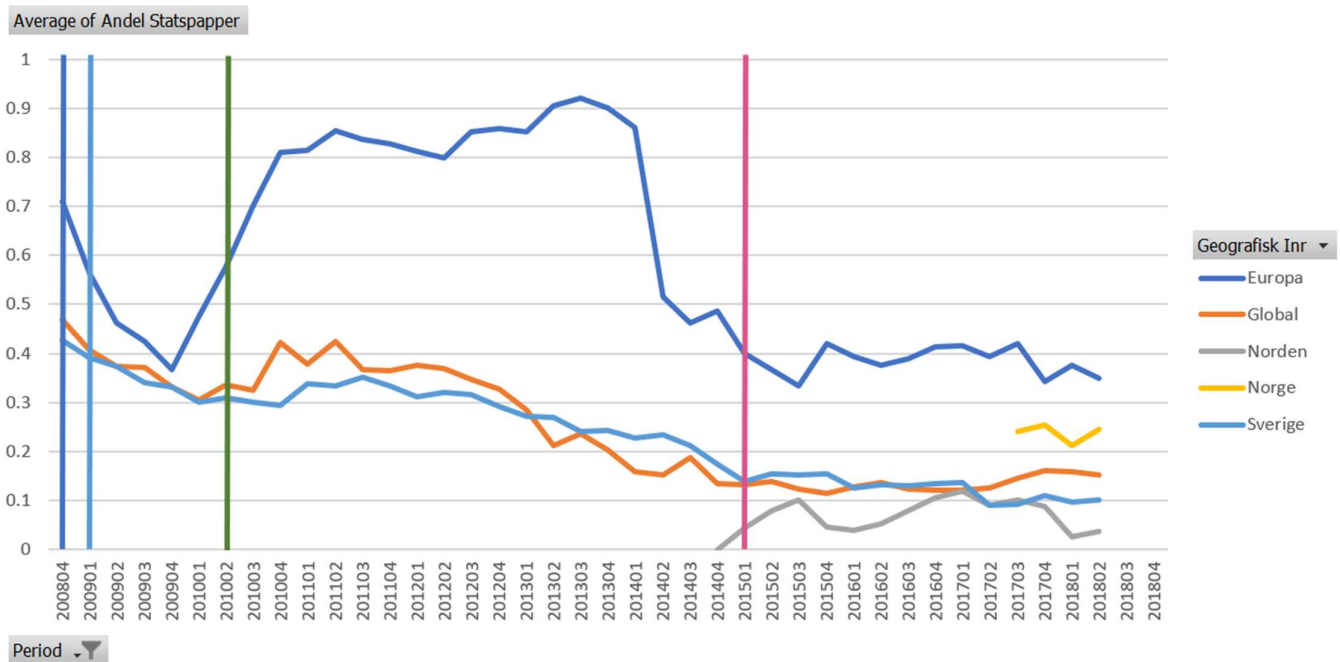
5.3 Tester för robusthet

5.3.1 Test för parallella trender

Som diskuterades i avsnitt 4.4.2, finns det ett antal tester som bör genomföras, som stärker tesen att resultaten man erhåller kan anses vara tillförlitliga. Det första handlar om antagandet om parallella trender. I följande figurer visas respektive geografisk inriktning där andel aktier och andel statspapper har aggregerats. Linjerna åskådliggör därmed snittet för varje geografisk inriktning över tid. De vertikala linjerna är de tidpunkter då QE påbörjades. Mörkblå vertikal linje representerar Feds QE-program Q4 2008, ljusblå representerar Feds alternativa QE-program Q1 2009, grön linje är ECB:s QE-program Q2 2010 samt rosa linje är Riksbankens QE-program, samt ECB:s alternativa QE-program Q1 2015.



Figur 5. Test av parallella trender för blandfonderna. Varje placeringsinriktning aggregerade var för sig, och visualiserade i ett linjediagram. Vertikala linjer representerar de olika startpunkterna för QE som testas i de olika panelerna.



Figur 6. Test av parallella trender för räntefonderna. Varje placeringsinriktning aggregerade var för sig, och visualiserade i ett linjediagram. Vertikala linjer representerar de olika startpunkterna för QE som testas i de olika panelerna.

Då det inte finns ett specifikt test för parallella trender, får man genomföra ett visuellt test, för att säkerställa att antagandet håller. Om starten av USA:s program av kvantitativa lättnader antas börja Q4 2008, går det ej att testa för parallella trender, då det inte finns någon data före denna tidpunkt. Om i stället starten antas vara Q1 2009, är det den ljusblå linjen som bör tas hänsyn till. Även här finns det för kort dataperiod för att dra några längre slutsatser. Om den globala inriktningen jämförs mot Sverige, då detta är den inriktning med flest observationer, kan en någorlunda lika trend observeras för blandfonderna, även om den inte är exakt lika. Detta visas med orange och gul linje i figur 5, där tidsperioden innan Q1 2009 observeras. Nästa grupp som blir exponerade mot QE är de fonder inriktade på Europa, och starten på ECB:s QE antas vara vid den gröna linjen. För blandfonderna (översta figuren) syns en likartad trend mot Sverige (blå och gul linje). Om i stället ECB:s program antas starta i början på 2015, går det ej att fullfölja testet för blandfonderna då observationer saknas för Europa mellan 2012 och 2014. Sista grupperna som får behandling är Sverige och Norden. De bör därmed jämföras mot varandra då de andra grupperna redan fått behandling. Efter 2011 följer de en likartad trend, men före denna tid rörde de sig inte i liknande trender.

Sett till global inriktning för räntefonderna, kan en någorlunda lika trend med Sverige urskiljas, även om den inte är exakt lika. Detta visas med orange och blå linje i figur 6, där tidsperioden innan Q1 2009 observeras. Testet för Europa visar att de följer Sveriges trend någorlunda, men divergerar i mitten på 2009. För räntefonderna kan man därmed konstatera att linjerna för Europa och Sverige inte följer en likartad trend. Sett till gruppen för Sverige, kan den för räntefonderna inte jämföras med någon grupp då Europa och global redan fått behandling och Norden och Norge har väldigt få, eller inga observationer innan Q1 2015.

Då testet inte är ett formellt test, utan endast visuellt, samt att antalet observationer är väldigt få och avvikande för vissa grupper, finns det anledning att tolka resultatet av testet för parallella trender med försiktighet. Föredragsvis hade mer data funnits för flera olika fonder, vilket hade förbättrat robustheten för testet. Oavsett kan man behöva tolka resultatet av staggered DiD-modellerna med försiktighet, på grund av att trenderna inte tenderar att vara exakt lika. Vad som går att urskilja ur graferna är att de två inriktningar med flest observationer, global och Sverige, följer varandra någorlunda väl i trend, men de inriktningarna med få observationer divergerar mer och beter sig på ett mer oväntat sätt. Detta kan bero på den bristande datan, vilket vidare berörs under diskussionen i avsnitt 6. Syftet med testet är att man ska kunna få en uppfattning om det kontrafaktiska utfallet. Difference-in-differences går kortfattat ut på att man jämför skillnaden mellan faktiskt utfall och ett kontrafaktiskt utfall efter man utsatt någon grupp för behandling. Därmed hoppas man kunna utröna något om en behandling haft en effekt.

5.3.2 Förfalskningstest nummer 1

För ytterligare test av robusthet genomfördes förfalskningstest nummer 1, vilket gick ut på att behandling för respektive grupp antogs starta vid $T_0 - 1$, 1 period före faktisk behandling. Ursprunglig behandling antas starta vid T_0 . Tabell 7 visar resultatet av detta test för respektive panel, där kolumnerna för bland- respektive räntefonderna är dummy-variabeln för QE både med och utan kontrollvariabeln, logaritmen av fondstorlek. Resultatet visar att inga koefficienter är statistiskt signifikant skilda från noll. Detta innebär att både bland- och räntefonderna klarade förfalskningstest nummer 1. Hade någon varit statistiskt signifikant annorlunda från noll, hade det inneburit att en behandling som skedde innan den egentligen startade (i detta fall ett kvartal tidigare), haft en verkan på variabeln av intresse, vilket hade minskat validiteten av den ursprungliga DiD-regressionen. DiD-regressionerna som genomfördes visas nedan, samt nollhypotesen som inte kan förkastas för någon av regressionerna på 5%-nivån.

$$\text{AndelAktier}_{i,t} = \alpha + \lambda D_t + \gamma D_i + \beta_1 QE_{i,t-1} + \beta_2 \log(\text{Fondstorlek})_{i,t} + \epsilon_{i,t},$$

$$i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (5.5)$$

$$\text{AndelStatspapper}_{i,t} = \alpha + \lambda D_t + \gamma D_i + \beta_1 QE_{i,t-1} + \beta_2 \log(\text{Fondstorlek})_{i,t} + \epsilon_{i,t},$$

$$i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (5.6)$$

$$H_0: \beta_1 = 0$$

$$H_1: \beta_1 \neq 0$$

	Blandfonder, Treatment T0-1		Räntefonder, Treatment T0-1	
	QE	QE	QE	QE
Panel 1				
Koefficient, β_1	0.0035	-0.0012	-0.0006	-0.0010
Std avvikelse	0.0158	0.0156	0.0136	0.0136
p-värde	0.8230	0.9400	0.9630	0.9430
Fasta effekter tidsserie	Ja	Ja	Ja	Ja
Fasta effekter tvärsnitt	Ja	Ja	Ja	Ja
Inkluderat kontroll, log(Fondstorlek)	Nej	Ja	Nej	Ja
Panel 2				
Koefficient, β_1	0.0035	-0.0012	-0.0006	-0.0010
Std avvikelse	0.0158	0.0156	0.0136	0.0136
p-värde	0.8230	0.9400	0.9630	0.9430
Fasta effekter tidsserie	Ja	Ja	Ja	Ja
Fasta effekter tvärsnitt	Ja	Ja	Ja	Ja
Inkluderat kontroll, log(Fondstorlek)	Nej	Ja	Nej	Ja
Panel 3				
Koefficient, β_1	0.0069	0.0030	-0.0170	-0.0173
Std avvikelse	0.0162	0.0160	0.0142	0.0142
p-värde	0.6690	0.8500	0.2330	0.2250
Fasta effekter tidsserie	Ja	Ja	Ja	Ja
Fasta effekter tvärsnitt	Ja	Ja	Ja	Ja
Inkluderat kontroll, log(Fondstorlek)	Nej	Ja	Nej	Ja
Panel 4				
Koefficient, β_1	0.0069	0.0030	-0.0170	-0.0173
Std avvikelse	0.0162	0.0160	0.0142	0.0142
p-värde	0.6690	0.8500	0.2330	0.2250
Fasta effekter tidsserie	Ja	Ja	Ja	Ja
Fasta effekter tvärsnitt	Ja	Ja	Ja	Ja
Inkluderat kontroll, log(Fondstorlek)	Nej	Ja	Nej	Ja

Tabell 7. Översikt av resultatet från Förfalskningstest nummer 1, där behandling antas starta N perioder före egentlig start (i detta fall N = 1).

Anm. *** p <0.01, ** p <0.05, * p <0.1

5.3.3 Förfalskningstest nummer 2

Tredje testet för robusthet genomfördes, där logaritmen av fondstorleken användes som beroende variabel. Detta test gjordes för att kontrollera så att variabeln som inte borde påverkas av behandling, inte heller gjorde det. Tabell 8 nedan visar att inga koefficienter för

dummyvariabeln var statistiskt signifikant annorlunda från noll och därmed kan nollhypotesen att koefficienten är lika med noll ej förkastas. Nedan är den DiD-regressionen som genomfördes för bland- respektive räntefonder, samt hypoteserna som testades:

$$\log(\text{Fondstorlek})_{i,t} = \alpha + \lambda D_t + \gamma D_i + \beta_1 QE_{i,t} + \epsilon_{i,t},$$
$$i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (5.7)$$

$$H_0: \beta_1 = 0$$

$$H_1: \beta_1 \neq 0$$

	Blandfonder	Räntefonder
	<u>QE</u>	<u>QE</u>
Panel 1		
Koefficient, β_1	-0.0506	-0.0047
Std avvikelse	0.0365	0.0297
p-värde	0.1660	0.8740
Fasta effekter tidsserie	Ja	Ja
Fasta effekter tvärsnitt	Ja	Ja
Panel 2		
Koefficient, β_1	-0.0532	-0.0008
Std avvikelse	0.0356	0.0290
p-värde	0.1350	0.9790
Fasta effekter tidsserie	Ja	Ja
Fasta effekter tvärsnitt	Ja	Ja
Panel 3		
Koefficient, β_1	-0.0324	-0.0087
Std avvikelse	0.0374	0.0316
p-värde	0.3870	0.7820
Fasta effekter tidsserie	Ja	Ja
Fasta effekter tvärsnitt	Ja	Ja
Panel 4		
Koefficient, β_1	-0.0358	-0.0041
Std avvikelse	0.0362	0.0307
p-värde	0.3230	0.8950
Fasta effekter tidsserie	Ja	Ja
Fasta effekter tvärsnitt	Ja	Ja

Tabell 8. Översikt av resultatet från Förfalskningstest nummer 2, där log (Fondstorlek) antas vara den beroende variabeln.

Anm. *** p <0.01, ** p <0.05, * p <0.1

5.3.4 Ytterligare regressioner

Vidare utfördes fler regressioner där nordisk samt europeisk placeringsinriktning exkluderades. Anledningen till detta var att både för Norden och Europa var observationerna få, och som visades i graferna över parallella trender var datan för speciellt Europafonderna avvikande. Nedan i tabell 9 respektive 10 visas resultatet av dessa regressioner. Detta pekar på liknande resultat som när alla fonder inkluderades. Både för bland- och räntefonderna är ingen av koefficienterna statistiskt signifikanta, vilket gör att nollhypotesen att β_1 är lika med noll inte går att förkasta. Sett till kontrollvariabeln (logaritmen av fondstorlek), kan nollhypotesen att β_2 är lika med noll förkastas för blandfonderna med en signifikansnivå på 1%, men för räntefonderna kan den ej förkastas.

	Blandfonder, Norden exkluderat			Räntefonder Norden exkluderat		
	QE	QE	log(Fondstorlek)	QE	QE	log(Fondstorlek)
Panel 1						
Koefficient	0.0065	0.0034	-0.0585	0.0024	0.0023	-0.0103
Std avvikelse	0.0163	0.0161	0.0111	0.0136	0.0136	0.0097
p-värde	0.6890	0.8330	0.0000 ***	0.8580	0.8630	0.2880
Antal observationer	1594		1594	2,326		2326
Antal fonder	81		81	93		93
Fasta effekter tidsserie	Ja		Ja	Ja		Ja
Fasta effekter tvärsnitt	Ja		Ja	Ja		Ja
Inkluderat kontroll, log(Fondstorlek)	Nej		Ja	Nej		Ja

Tabell 9. Resultatet för staggered DiD-regressioner för panel 1 när Norden exkluderades från respektive fondkategori.

Anm. *** p <0.01, ** p <0.05, * p <0.1

	Blandfonder, Europa exkluderat			Räntefonder Europa exkluderat		
	QE	QE	log(Fondstorlek)	QE	QE	log(Fondstorlek)
Panel 1						
Koefficient	0.0002	-0.0021	-0.0605	-0.0199	-0.0200	-0.0073
Std avvikelse	0.0165	0.0163	0.0112	0.0142	0.0142	0.0096
p-värde	0.9890	0.8980	0.0000 ***	0.1620	0.1610	0.4480
Antal observationer	1604		1604	2291		2291
Antal fonder	79		79	93		93
Fasta effekter tidsserie	Ja		Ja	Ja		Ja
Fasta effekter tvärsnitt	Ja		Ja	Ja		Ja
Inkluderat kontroll, log(Fondstorlek)	Nej		Ja	Nej		Ja

Tabell 10. Resultatet för staggered DiD-regressioner för panel 1 när Europa exkluderades från respektive fondkategori.

Anm. *** p <0.01, ** p <0.05, * p <0.1

6. Diskussion

I följande avsnitt diskuteras samt analyseras resultaten, följt av diskussion kring felkällor. Sektionen avslutas med att ge förslag till vidare forskning.

6.1 Diskussion kring resultaten

Denna studie har försökt besvara frågeställningen:

Har svenska bland- och räntefonder förskjutits på riskskalan, i.e. har fonderna allokerat om mot mer riskfyllda tillgångar till följd av kvantitativa lättnader?

Baserat på de resultat som framställdes i avsnitt fem, går det inte att säkerställa att fonderna förskjutits på riskskalan. De resultat från regressionen (staggered DiD) är inte statistiskt signifikant annorlunda från noll, och därmed kan jag ej dra några längre slutsatser om svenska fonder behövt ta mer risk till följd av programmen i kvantitativa lättnader.

Mann Whitney U-testen för blandfonderna visar på att genomsnittet av andel aktier i portföljen är mindre efter QE har påbörjats. Detta gäller för alla grupper och paneler, vilket går emot den teori som diskuterats. Om blandfonderna skulle ha förskjutits på riskskalan till följd av QE, skulle det med största sannolikhet innebära högre andel aktier, då aktier generellt är mer riskfyllt än obligationer. Resultaten från Mann Whitney U-testen för räntefonderna är mer i linje med förväntat utfall. Om räntefonderna förskjutits på riskskalan, bör andel statsobligationer i portföljen vara mindre. Alla grupper och paneler för räntefonderna uppvisar en i genomsnitt lägre andel statsobligationer efter QE påbörjats (förutom Europa när QE antas påbörjas under andra kvartalet 2010), och alla har en signifikant medelvärdeskillnad. För de fyra panelerna, där alla fonder är inkluderade, ligger medelvärdet över andel statspapper innan QE startade mellan 30 och 32%. Efter QE påbörjats var medelvärdet för alla paneler mellan 17 och 19%. Medelvärdeskillnaden för alla paneler var signifikant på 1%-nivån. Detta leder till vidare frågor som varför denna relativt stora skillnaden i andel statspapper uppvisas. Dessa test observerar endast medelvärdena innan och efter behandling sattes in, och därmed kan man inte dra slutsatser över vad som har lett till denna skillnad, utan endast att det finns en skillnad.

Sett till fondstorlek visar alla signifikanta Mann Whitney U-test för både bland- och räntefonder att den genomsnittliga fondstorleken är större efter QE. Detta kan ses som ett förväntat resultat från teorin, då bland annat portföljbalanseringskanalen bidrar till stigande tillgångspriser, vilket kommer att inflatera fondernas storlek.

Med stöd från Mann Whitney U-testen är det intressant att observera resultaten från regressionerna. För blandfonderna visar även alla regressioner (förutom en, panel 3 utan kontrollvariabel) att andel aktier i portföljen minskat, vilket skulle innebära lägre risk. Dock är inga resultat signifikanta och jag kan därmed inte dra några slutsatser från dessa resultat. För räntefonderna är resultaten splittrade där panel 1 och 2 visar en högre andel statsobligationer, medan panel 3 och 4 visar en lägre andel. Dock är inga resultat signifikanta. Panel 3 och 4 har lägre p-värde och ligger omkring 0,18 och 0,16, vilket dock fortfarande inte är tillräckligt lågt för att nollhypotesen ska gå att förkasta.

En observation är att Mann Whitney U-testen och regressionerna inte visar på liknande resultat. För blandfonderna är resultaten snarlika; att andel aktier i portföljen har minskat. För räntefonderna ser det annorlunda ut. Mann Whitney U-testen visar att alla grupper och paneler (förutom Europa när QE antas påbörjas under andra kvartalet 2010) har en signifikant medelvärdeskillnad, och alla grupper uppvisar en lägre andel statspapper efter att QE startat jämfört med innan. Mann Whitney U-test visar dock endast på att där finns en skillnad, men den berättar inte om hur skillnaden har uppstått eller vilken variabel som har påverkat, och på grund av att inga koefficienter från regressionerna är signifikanta, kan jag ej dra några längre slutsatser om varför denna medelvärdeskillnad finns.

Med utgångspunkt i teorin som bearbetades i avsnitt två, kan jag konstatera att resultatet av denna studie skiljer sig från det förväntade resultatet. Joyce et al. (2011) och Hausken & Ncube (2013) har genom sina studier visat att olika typer av obligationer påverkas när centralbankerna påbörjar program av kvantitativa lättnader. De nämner att de räntepapper som centralbankerna köper är de som kommer att påverkas mest. Detta bör innebära att priset på dessa räntepapper, främst statsobligationer, stiger, vilket sänker räntan på dem. Med bakgrund av detta var min teori att när räntan, eller avkastningen, på räntepapper (främst statsobligationer) sjönk, behövde bland- och räntefonderna allokera om till mer riskfyllda tillgångsslag, för att därmed kunna behålla liknande avkastning. Denna studie försöker precis som bland annat Albertazzi et al. (2018), Bua & Dunne (2017) och Goldstein et al. (2018) redogöra för om kvantitativa lättnader, bland annat via sin verkan genom portföljbalanseringskanalen, har tvingat främst ränte- och blandfonder att allokera om. I enlighet med dessa tidigare studier fann jag inget starkt stöd för denna hypotes.

Portföljbalanseringskanalen finns det tidigare empiriskt stöd för (se exempelvis Altavilla et al. (2015), Gagnon et al. (2011) samt Rezende (2017)), men en av hypoteserna från Goldstein et

al. (2018) till varför det inte inneburit att fonder allokerat om till mer riskfyllda tillgångar, är att de köpt andra statsobligationer för det kapital som erhållits från försäljning av obligationerna. För denna studie skulle detta även kunna vara en av faktorerna till varför de olika fondernas portfölj inte signifikant förändrats efter QE. På grund av att flera av fonderna som observerats har en relativt bred placeringsinriktning, skulle de kunna allokera om till liknande statspapper med högre avkastning från andra stater. Exempel på detta är de fonder som placerar globalt, som kan allokera om till statsobligationer i andra länder när räntan på statsobligationer i USA sjunker. Detta resonemang kommer även beröras bland felkällorna. Vidare nämner författarna att ett annat tänkbart scenario är att fonderna tar vara på värdeutvecklingen av obligationerna. När centralbankerna börjar sina köp av obligationer pressar det upp priserna, vilket innebär att de fonder som har allokerat i en stor andel statsobligationer kommer att få se värdet på dessa att öka. Ökar värdet av några tillgångar i portföljen relativt andra, kommer detta naturligt att pressa upp andelen statsobligationer i portföljen. Detta skulle även kunna vara en tänkbar förklaring till de resultat jag fick, men det bygger på några antaganden. Dels måste fonderna redan innan QE påbörjas inneha dessa statsobligationer på sin balansräkning, dels att löptiden på dessa inte kan vara för kort. Anledningen till detta är att om obligationen förfaller, erhålls det nominella beloppet, och detta kapital som fonderna får vid försäljningen ska då investeras i nya tillgångar. Skulle priset på liknande statsobligationer ha stigit väldigt mycket, kan de behöva hitta alternativa tillgångar, vilket jag inte sett bevis för. En tredje förklaring till resultaten av denna studie, härstammar från ett samtal med en svensk ränteförvaltare på Carnegie. Personen i fråga nämnde att de som fondförvaltare inte vill allokera om portföljen till mer riskfyllda tillgångar i för stor utsträckning, då de har kommunicerat ut en riskprofil och strategi för sina investerare. Även om de har mandaten till att kunna allokera mot mer riskfyllda tillgångar, så är det känsligt sett till hur investerarna kommer att reagera. Han nämnde att i stället för att allokera om i den etablerade fonden, skapades en ny fond med mer riskfylld strategi, exempelvis en *high yield-fond*, som de riskbenägna investerarna som sökte högre avkastning kunde investera i. Ifall andra fonder och fondbolag för ett liknande resonemang leder detta till att få fonder allokera om mot mer riskfyllda tillgångar till följd av kvantitativa lättnader, och i stället skapar nya fonder med högre risk. Man skulle kunna resonera kring att denna tänkbara förklaring vidare skulle sänka medelvärdet över andel statspapper i gruppen efter QE satts in (som Mann-Whitney U-test visade). Detta kan komma som effekt av programmen av kvantitativa lättnader, men det är inget som fångas upp av regressionerna, då de endast tar hänsyn till datan som finns över respektive fond. Detta kan ses som en del av studiens felkällor.

Vidare ska benämnas att regressionerna ska tolkas med försiktighet baserat på resultatet i avsnitt 5.3. Antagandet om parallella trender är ett av grundantaganden för att en staggered DiD ska ge tillförlitliga resultat, och i detta fall kan man resonera om att grupperna inte uppfyllde kravet, som visas i figur 5 och 6. Detta diskuteras vidare i följande avsnittsdel.

6.2 Felkällor

Diskussion kring ett antal felkällor som kan ha påverkat utfallet av studien bör göras, där begränsningar i datan bör vara den mest framstående. Att datan är tillförlitlig bör det inte råda tveksamheter över då den distribuerats av svenska Finansinspektionen, men på grund av antalet fonder inom de olika placeringsinriktningarna, kan resultatet ha påverkats negativt. Exempelvis för placeringsinriktning Norden och Europa fanns det två respektive fyra för blandfonderna och fyra respektive fyra för räntefonderna. Detta ses som få observationer och datan kan ha en tendens att bli skev om detta inträffar, vilket påverkar resultatet nämnvärt. Dock genomfördes flera regressioner där Norden samt Europa exkluderades (tabell 9 resp. 10), utan att resultatet förändrades.

Att det inte fanns tillgängliga data före fjärde kvartalet 2008 är även något som kan tänkas påverka resultatet negativt. Anledningen är att amerikanska Fed påbörjade sitt program av QE under november 2008, vilket innebär att för den globala placeringsinriktningen är det inte möjligt att erhålla ett kontrafaktiskt utfall, vilket krävs för en DiD-regression. Alla fonderna med global inriktning får behandling redan från start på grund av att det inte finns data innan denna period. Man kan därmed argumentera för att man missar en stor del, eftersom de globala fonderna är många i antal (53 blandfonder och 19 räntefonder). Flera regressioner genomfördes där Fed antogs påbörja QE-programmen under första kvartalet 2009 (då de började köpa statsobligationer), men utan någon stor skillnad i resultatet. Även om de endast initialt köpte bostadsobligationer, bör man ändå anse den faktiska starten på QE som sista kvartalet 2008.

Som diskuterats i avsnitt 4.5 Metodkritik och kort i diskussionen kring resultaten, kan antagande om geografisk placeringsinriktning påverka resultatet, främst sett till att globalfonderna anses vara allokerade till största del mot den amerikanska marknaden. En effekt av kvantitativa lättnader kan därmed tänkas bli att de väljer att investera i liknande värdepapper, men i andra länder där QE ännu inte initierats. Vidare diskuterades om definitionen av varje enskild fond, vilket jag satte gränsen att varje enskild fond är ett unikt ID i panelen. Detta kan härröras till diskussionen om att vissa fondbolag startar nya, mer riskfyllda fonder när QE

startas, vilket jag ej lyckas fånga upp i denna studie. Det kan även vara att en fond byter namn och samtidigt ändrar sin placeringsinriktning, vilket inte heller fångas upp av studien. Föredragsvis hade detta kunnat fångas upp av studien, men det ställer högre krav på data samt information om fondändringar, namnbyten och fusioner.

I avsnitt 4.5 berördes även de invändningar mot staggered DiD som framförts på senare år av flera forskare. Baker et al. (2021) ställde upp ett antal antaganden som bör vara uppfyllda för att resultatet av regressionerna ska vara tillförlitliga. Ett av dem var att effekten av behandlingen bör vara homogen och inte dynamisk. I fallet om kvantitativa lättnader är det relativt lätt att hävda att effekterna av programmen är dynamiska och inte homogena över tvärsnittet eller tiden. Programmen kan vara utformade på olika sätt och även förändras över tid. Exempelvis kan Riksbanken börja med att meddela att de kommer att köpa statsobligationer för en viss summa, men efter hand kan de både öka och minska denna summa, och även helt sluta med tillgångsköpen. Behandlingen kan därmed anses vara dynamisk, vilket enligt bland annat Baker et al. (2021) är problematiskt för en staggered DiD. Denna kritik är dock relativt ny och många pekar på att ytterligare studier bör genomföras på ämnet, men oavsett finns kritiken där och det kan ha påverkat studiens resultat.

6.3 Förslag till vidare forskning

På grund av begränsningar i datan, bör ytterligare studier genomföras där bättre tillgång till data är möjligt. Att genomföra en liknande studie men att i stället använda data över svenska fonder som placerar endast i Sverige, europeiska fonder som placerar endast i Europa och amerikanska fonder som placerar enbart i USA hade varit av intresse. Då faller en del av felkällorna bort med tanke på hur den geografiska placeringsinriktningen definieras. Vidare hade man med fördel försökt erhålla data för amerikanska fonder innan fjärde kvartalet 2008, för att få ett kontrafaktiskt utfall för dessa fonder.

Vidare intressant studie är relaterat till hur fondbolagen agerat när centralbankerna påbörjat kvantitativa lättnader. Som nämndes i föregående avsnitt kan fondbolagen välja att starta nya, mer riskfyllda fonder, eller endast byta namn och samtidigt förändra sin placeringsstrategi mot mer riskfyllda tillgångar. Det finns regler för hur fonder får agera och därmed kan de vara ”låsta” i sin allokering. Som nämndes i samtalet med fondförvaltaren är ett uppenbart alternativ att starta en helt ny fond. Med tanke på detta kan det vara intressant att genomföra en studie

över om fler riskfyllda fonder har kommit till marknaden till följd av centralbankernas program av kvantitativa lättnader.

7. Slutsats

Med denna undersökning har jag studerat och försökt ge svar på frågeställningen om svenska bland- och räntefonder har förskjutits på riskskalan till följd av kvantitativa lättnader. Till min hjälp genomförde jag flertalet regressioner, mer specifikt så kallade staggered difference-in-differences-regressioner. Resultaten från studien var blandade, men inga av resultaten kan antas vara statistiskt signifikanta. Genom att studera medelvärdeskillnader mellan perioden innan respektive efter program av kvantitativa lättnader initierades, fann jag att räntefonderna hade signifikant lägre andel statspapper i portföljen efter programmen påbörjades. Detta var i enlighet med teorin som säger att när centralbankerna köper räntepapper i marknaden, kommer avkastningen att sjunka och därmed kan fonderna behöva allokera om till mer riskfyllda tillgångar (då statspapper kan anses vara bland de minst riskfyllda räntebärande värdepapper). Jag kan dock inte dra några längre slutsatser då medelvärdeskillnaden endast förklarar att det finns en skillnad, men inte varför den uppkommit. Jag kan därmed inte med statistisk säkerhet säga att det är relaterat till just programmen av kvantitativa lättnader, vilket även regressionerna visade, då de var insignifikanta. För att kunna dra längre slutsatser bör en mer omfattande studie genomföras där mer data erhålls, vilket skulle stärka validiteten av regressionerna, då datan i denna studie kan anses vara begränsad. Framför allt bör tillräckligt med data finnas för alla grupper av fonder både innan och efter QE-programmen påbörjades.

8. Referenser

- Albertazzi, U., Becker, B., & Boucinha, M. (2018). Portfolio rebalancing and the transmission of large-scale asset programmes: evidence from the euro area. *ECB Working Paper Series, No 2125*.
- Altavilla, C., Carboni, G., & Motto, R. (2015). Asset purchase programmes and financial markets: lessons from the euro area. *ECB Working Paper Series, No 1864*.
- Armeliuss, H., Boel, P., Claussen, C. A., & Nessén, M. (2018). E-kronan och makroekonomin. *Penning- och valutapolitik* (2018:3), 44.
- Armeliuss, H., Claussen, C. A., & Vestin, D. (2020). Pengar och penningpolitik i kristider. *Ekonomiska Kommentarer - Sveriges Riksbank*(Nr 4).
- Asgharian, H., & Nordén, L. (2011). *Räntebärande instrument - Värdering och riskhantering*. Studentlitteratur.
- Baker, A. C., Larcker, D. F., & Wang, C. C. Y. (2021). How Much Should We Trust Staggered Difference-In-Differences Estimates? *Harvard Business School, Working Paper 21-112*, 69. https://www.hbs.edu/ris/Publication%20Files/21-112_8a5a4ab3-b9e7-447d-a0fe-a504b3890fb9.pdf
- Bernanke, B. (2014, 16 Januari 2014). *Central Banking After the Great Recession: Lessons Learned and Challenges Ahead* [Interview]. The Brookings Institution.
- Bolin, M., & Österholm, G. (2021). Kvantitativa lättnader och monetär finansiering – lika men ändå olika. *Konjunkturinstitutet, KI 2021:15 ver 2*.
- Bua, G., & Dunne, P. G. (2017). The Portfolio Rebalancing Effects of the ECB's Asset Purchase Programme. Retrieved 3 maj 2022, from
- Callaway, B., & Sant'Anna, P. H. C. (2021). Difference-in-Differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225(2), 200-230. https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407620303948?casa_token=4enDygmSrGYAAAAA:dyXynTPRQ8ox3fjVHdcpYq1Zb4kA5PwpTm0ORUveQ2qgzXPE5OuCeaO0ccmvPmCkbnWZQB6g5A
- European Central Bank. *Asset purchase programmes*. European Central Bank. Retrieved 25 april from <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/app/html/index.en.html>
- European Central Bank. (2022). *Pandemic emergency purchase programme (PEPP)*. European Central Bank. Retrieved 26 april from <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/pepp/html/index.en.html>

- Fawley, B. W., & Neely, C. J. (2013). Four stories of quantitative easing. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 95(1), 51-88.
- Federal Reserve. (2020, 16 juli 2020). *The Fed's Primary Market Corporate Credit Facility*. Federal Reserve. Retrieved 25 april from <https://www.clevelandfed.org/en/newsroom-and-events/infographics-library/pmccf.aspx>
- Fregert, K., & Jonung, L. (2015). *Makroekonomi - Teori, politik och institutioner* (Fjärde ed.). Studentlitteratur.
- Gagnon, J., Raskin, M., Remache, J., & Sack, B. (2011). The Financial Market Effects of the Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchases. *International Journal of Central Banking*, 7 No. 1.
- Goldstein, I., Witmer, J., & Yang, J. (2018). Following the Money: Evidence for the Portfolio Balance Channel of Quantitative Easing. *Bank of Canada Staff Working Paper*, 2018-33.
- Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Economics*, 225(2), 254-277. https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407621001445?casa_token=xpEM_vB9YzcAAAAA:bKWXBwv6-3TEZghwr-JTpFdZ5wak2CqP49fIsF86qEH0m3sHeSG9CaMOTZ7Tu4KBy_6txvZ9gQ
- Grimaldi, M. B., Crosta, A., & Zhang, D. (2021). The Liquidity of the Government Bond Market - What Impact Does Quantitative Easing Have? Evidence from Sweden. *Sveriges Riksbank Working Paper Series*, 402.
- Hausken, K., & Ncube, M. (2013). *Quantitative Easing and Its Impact in the US, Japan, the UK and Europe*. Springer.
- Joyce, M., Tong, M., & Woods, R. (2011). The United Kingdom's quantitative easing policy: design, operation and impact. *Quarterly Bulletin*, 2011 Q3.
- Lind, D. A., Marchal, W. G., & Wathen, S. A. (2012). *Statistical Techniques in Business & Economics* (15th ed.). McGraw-Hill Irwin.
- Melander, O. (2021). Effekter på finansiella marknader av Riksbankens köp av statsobligationer 2015-2017. *Penning- och valutapolitik*, 2021:1, 89-112.
- Neely, C. J. (2015). Unconventional monetary policy had large international effects. *Journal of Banking & Finance*, 52(March 2015), 101-111.
- Olsen, K., Mouland, L., & Cekov, D. (2020). Norges Bank Watch - Preview: Norges Bank will cut by 50bp. *Norges Bank Watch*. Retrieved 7 maj 2022, from

<https://corporate.nordea.com/article/56239/norges-bank-watch-preview-norges-bank-will-cut-by-50bp>

- Philippe Andrade, Johannes Beckenfelder, Fiorella De Fiore, Peter Karadi, & Tristani, O. (2016). The ECB's asset purchase programme: an early assessment. *ECB Working Paper Series*(No. 1956).
- Rezende, R. B. D. (2017). The interest rate effects of government bond purchases away from the lower bound. *Journal of International Money and Finance*, 74, 165-186.
- Riksbanken. 2015 - *Negativ reporänta införs*. Sveriges Riksbank. Retrieved 4 april from <https://www.riksbank.se/sv/om-riksbanken/historia/historisk-tidslinje/2000-2018/negativ-reporanta-infors/>
- Riksbanken. (2015a, 25 april 2022). *Köp av statsobligationer*. Retrieved 26 april from <https://www.riksbank.se/sv/penningpolitik/penningpolitiska-instrument/kop-av-statsobligationer/>
- Riksbanken. (2015b). *Penningpolitisk rapport Februari 2015*.
- Riksbanken. (2018, 1 Februari 2018). *Vad är penningpolitik?* Retrieved 5 April from <https://www.riksbank.se/sv/penningpolitik/vad-ar-penningpolitik/>
- Riksbanken. (2019). *Fördjupning - Riksbankens erfarenheter av negativ reporänta. Redogörelse för penningpolitiken 2019*, 17-19.
- Riksbanken. (2020, 16 mars 2020). *Riksbanken utökar tillgångsköpen och vidtar åtgärder för att underlätta kreditförsörjningen*
- Riksbanken. (2021). *Betalningssystemet RIX*. Sveriges Riksbank. Retrieved 10 april from <https://www.riksbank.se/sv/betalningar--kontanter/betalningssystemet-rix/>
- Riksbanken. (2022, 1 april 2022). *Riksbankens köp av värdepapper*. Retrieved 21 April from <https://www.riksbank.se/sv/penningpolitik/penningpolitiska-instrument/riksbankens-utokade-kop-av-vardepapper/>
- Roberts, M. R., & Whited, T. M. (2012). Endogeneity in Empirical Corporate Finance. *Simon School Working Paper No. FR 11-29*, 97. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1748604
- Sifma. (2021). *2021 Capital Markets Fact Book*. <https://www.sifma.org/wp-content/uploads/2021/07/CM-Fact-Book-2021-SIFMA.pdf>
- Snow, J. (1855). *On the Mode of Communication of Cholera*. Snowhill. <https://collections.nlm.nih.gov/ext/cholera/PDF/0050707.pdf>

Speigel, M. M. (2006). Did Quantitative Easing by the Bank of Japan "Work"? *Federal Reserve Bank of San Francisco, FRBSF, 2006-28.*

Torres-Reyna, O. (2007). Panel Data Analysis Fixed and Random Effects using Stata. <https://www.princeton.edu/~otorres/Panel101.pdf>

Yu, E. (2016). Did quantitative easing work? *Economic Insights, Federal Reserve Bank of Philadelphia Reseach Department, 1(1), 5-13.*

Appendix

Lista över alla fonder som fann med i de ursprungliga panelerna:

Räntefonder					
Fond	Placeringsinriktning	Fond	Placeringsinriktning	Fond	Placeringsinriktning
Handelsbanken Euro Obligation	Europa	AMF Räntefond Lång	Sverige	SEB Korträntefond SEK	Sverige
Handelsbanken Euro Ränta	Europa	Banco Likviditetsfond	Sverige	SEB Likviditetsfond SEK	Sverige
Swedbank Robur Räntefond Europa	Europa	Catella Likviditetsfond	Sverige	SEB Obligationsfond Flexibel SEK	Sverige
Swedbank Robur Räntefond Flexibel	Europa	Cicero Avkastning	Sverige	SEB Obligationsfond SEK	Sverige
Alfred Berg Ränteallokering Plus	Global	Clients Räntefond Kort	Sverige	SEB Stiftelsefond Obligation SEK	Sverige
AMF Räntefond Mix	Global	Danske Invest Sverige Likviditet	Sverige	Simplicity Likviditet	Sverige
Basfonden	Global	Danske Invest Sverige Obligationer	Sverige	Skandia Kapitalmarknadsfond	Sverige
Capinordic High Yield	Global	Danske Invest Sverige Realräntefond	Sverige	Skandia Likviditetsfond	Sverige
Carnegie Obligationsfond	Global	DNB Obligationsfond SEK	Sverige	Skandia Penningmarknadsfond	Sverige
Catella Avkastningsfond	Global	DNB Realräntefond	Sverige	Skandia Realräntefond	Sverige
Clients Företagsobligationer	Global	DNB Räntefond Koncis	Sverige	Spiltan Räntefond Sverige	Sverige
Danske Invest Horisont Ränta	Global	Enter Cross Credit	Sverige	SPP Korträntefond	Sverige
Ethos Räntefond	Global	Enter Penningmarknadsfond	Sverige	SPP Obligationsfond	Sverige
Evli Likviditetsfond Sverige	Global	Enter Trend Räntefond	Sverige	Swedbank Ethica Obligation Utd	Sverige
Evli Obligationsfond Sverige	Global	Folksam LO Obligation	Sverige	Swedbank Robur Ethica Obligation	Sverige
Handelsbanken Flexibel Ränta	Global	Folksams Obligationsfond	Sverige	Swedbank Robur Ethica Ränta	Sverige
Handelsbanken Institutionell Kortränta Criteria	Global	Folksams Penningmarknadsfond	Sverige	Swedbank Robur IP Räntefond	Sverige
Handelsbanken Kortränta Criteria	Global	Folksams Tjänstemannafond Obligation	Sverige	Swedbank Obligationsfond	Sverige
Optimus High Yield	Global	Handelsbanken Korträntefond Sverige	Sverige	Swedbank Robur Obligationsfond MEGA	Sverige
Swedbank Robur Företagsobligationsfond FRN	Global	Handelsbanken Likviditet	Sverige	Swedbank Robur Penningmarknadsfond	Sverige
Swedbank Robur Realräntefond	Global	Handelsbanken Ränteavkastning Criteria	Sverige	Swedbank Robur Penningmarknadsfond MEGA	Sverige
Swedbank Robur Räntefond Kort Plus	Global	Handelsbankens Avkastningsfond	Sverige	Swedbank Robur Räntefond Pension	Sverige
Öhman Fixed Income Allocation	Global	KPA Etisk Räntefond	Sverige	Swedbank Robur Räntefond Sverige	Sverige
Handelsbanken Høyrente	Norge	Lannebo Likviditetsfond	Sverige	Swedbank Robur Talentent Räntefond Mega	Sverige
Handelsbanken Obligasjon	Norge	Länsförsäkringar Kort Ränta Företag	Sverige	Västernorrlandsfonden Likviditet	Sverige
Alfred Berg Income	Norden	Länsförsäkringar Kort Räntefond	Sverige	Öhman Obligationsfond	Sverige
IKC Avkastningsfond	Norden	Länsförsäkringar Lång Räntefond	Sverige	Öhman Obligationsfond SEK	Sverige
Likviditetsstrategi	Norden	Nordea Likviditetsfond	Sverige	Öhman Penningmarknadsfond	Sverige
Öhman Räntefond Kompass Hållbar	Norden	Nordea Obligationsfond	Sverige	Öhman Realobligationsfond	Sverige
Aktie-Ansvar Avkastningsfond	Sverige	Nordea Private Banking Ränteportfölj	Sverige	Öhman Realräntefond	Sverige
Alfred Berg Obligationsfond Plus Hållbar	Sverige	Nordea Swedish Bond Stars	Sverige	Avkastningsfonden OFR	Sverige
Alfred Berg Penningmarknadsfond Hållbar	Sverige	Nordnet Räntefond Sverige	Sverige	Nordea Bostadsobligationsfond	Sverige
AMF Räntefond Kort	Sverige				

Blandfonder					
Fond	Placeringsinriktning	Fond	Placeringsinriktning	Fond	Placeringsinriktning
Handelsbanken Balanserad 50	Europa	KollektivaBästa 70-talister	Global	Zmart Optimal	Global
SPP EMU Blandfond	Europa	KollektivaBästa 80-talister	Global	Banco Optimal Norden	Norden
Swedbank Robur Stiftelsefond	Europa	Länsförsäkringar Trygghetsfond	Global	Carnegie Strategifond	Norden
Swedbank Robur Stiftelsefond Utd	Europa	Naventia Balanserad Flex	Global	AMF Balansfond	Sverige
Cicero World 0-100	Global	Naventia Balanserad Flex 2	Global	Cliens Mixfond	Sverige
Cicero World 0-40	Global	Naventia Defensiv Flex	Global	DNB Stiftelsefond	Sverige
Cicero World 0-50	Global	Nordea Stabil	Global	Enter Preserve	Sverige
Cicero World 0-80	Global	Nordea Stratega 10	Global	Folksam's Förvaltningsfond	Sverige
Cicero World Wide	Global	Nordea Stratega 100	Global	Handelsbanken Stabil 25	Sverige
Danske Invest Horisont Balanserad	Global	Nordea Stratega 30	Global	Handelsbankens Flermarknadsfond	Sverige
Danske Invest Horisont Försiktig	Global	Nordea Stratega 50	Global	IKC Sverige Flexibel	Sverige
Danske Invest Horisont Offensiv	Global	Nordea Stratega 70	Global	IKC Tre Euro Balanserad	Sverige
Evli Global Tactical Asset Allocation	Global	Pacific Global Dynamic	Global	IKC Tre Euro	Sverige
FBP Pension Variabel	Global	SEB Världenfond	Global	KPA Etisk Blandfond 1	Sverige
Fondbytesprogrammet 0-100	Global	Skandia Allt i Ett Balanserad	Global	KPA Etisk Blandfond 2	Sverige
Fondbytesprogrammet 0-50	Global	Skandia Balanserad	Global	Lannebo Mixfond	Sverige
Handelsbanken Kapitalförvaltning 50	Global	Skandia Försiktig	Global	Master Aggressiv	Sverige
Handelsbanken Potential 75	Global	Skandia SMART Balanserad	Global	Master Flex 100	Sverige
Handelsbanken Multi Asset 75	Global	Skandia SMART Försiktig	Global	Master Flex 40	Sverige
Handelsbanken Multi Asset 25	Global	Skandia SMART Offensiv	Global	Master Flex 70	Sverige
Handelsbankens Stiftelsefond	Global	Swedbank Robur Access Mix	Global	Nordea Avtalspensionsfond Midi	Sverige
IKC 0-100	Global	Swedbank Robur Bas Mix	Global	Nordea Donationsmedelsfond	Sverige
IKC 0-50	Global	Swedbank Robur Etik Balanserad	Global	SEB Trygg Placeringsfond	Sverige
IKC Taktisk Allokering 0-100	Global	Swedbank Robur Etik Stiftelse	Global	SEB Trygghetsfond Ekorren	Sverige
IKC Taktisk Allokering 0-50	Global	Swedbank Robur Kapitaltrygg	Global	Swedbank Robur NorrMix	Sverige
IKC Taktisk Allokering Opportunities	Global	Swedbank Robur Mixfond MEGA	Global	Öhman Mixturfond - Aktiv Förmögenhets- förvaltning	Sverige
KollektivaBästa 50-talister	Global	Swedbank Robur Mixfond Pension	Global	Öhman Stiftelsefond	Sverige
KollektivaBästa 60-talister	Global	Zmart Balanserad	Global		