



LUNDS UNIVERSITET

Ekonomihögskolan

Räntelägets påverkan på investeringsnivån

*En studie om sambandet mellan räntor och aggregerade investeringar
i OECD-länder*

Lunds Universitet
Nationalekonomiska institutionen
Författare: Felix Bång
Handledare: Andreas Ek
NEKH03 Kandidatkurs HT20

Sammanfattning

Vid genomförandet av företagsinvesteringar anses räntan vara en av de viktigaste faktorerna att ta hänsyn till. Eftersom klassisk makroekonomisk teori antar att en ränteökning kommer att leda till en minskad investeringsnivå var det inte konstigt att många höjde på ögonbrynen när den svenska styrräntan höjdes trots att en ekonomisk nedgång tagit sin början. Samtidigt har det visat sig svårt att upprätthålla en stabil inflation trots omfattande räntesänkningar, och flera undersökningar tyder på att centralbanker haft problem att bidra till en ökad ekonomisk aktivitet trots rekordlåga räntenivåer. Denna studie syftar därför till att undersöka om förändringar i räntenivå signifikant påverkat aggregerade investeringar i OECD-länder under åren 1975-2019 och i så fall i vilken utsträckning.

En kvantitativ forskningsmetod används för studien där samtliga dataunderlag är hämtade från OECD:s statistiska databas. Två regressionsmodeller har estimerats som *pooled OLS* vilket möjliggjort en analys av effekterna av lång respektive kort ränta samt av nio kontrollvariabler. De båda modellerna har sedan korrigerats då både multikollinearitet samt fixerade individspecifika effekter förekommer, vilket mynnat ut i två stycken *one-way error component models*.

Studiens resultat tyder på att det kan finnas ett statistiskt säkerställt negativt samband mellan nivån på långa räntor och förändringar i aggregerade investeringar men bara om hänsyn inte tas till andra förklarande variabler. Däremot finns det inga resultat som kan bekräfta att det finns något samband mellan korta räntor och den aggregerade investeringsnivån. Förslag till framtida forskning på området är att inkludera andra länder än OECD-länder, att analysera olika tidsperioder samt att genomföra en kvalitativ studie.

Nyckelord: Aggregerade investeringar, Ränta, Penningpolitik, OECD, Paneldata

Abstract

When implementing corporate investments, the interest rate is considered to be one of the most important factors to take into account. Since classical macroeconomic theory assumes that an increase in interest rates will lead to a reduced level of investment, it was not surprising that people were shocked when the Swedish policy rate was raised despite an economic downturn. At the same time, it has proved difficult to maintain stable inflation despite extensive interest rate cuts, and several studies suggest that central banks have had problems contributing to increased economic activity despite historically low interest rates. This study therefore aims to investigate whether changes in interest rates significantly affected aggregate investments in OECD countries during the years 1975-2019 and, if so, to what extent.

A quantitative research method is used for the study where all data are taken from the OECD's statistical database. Two regression models have been estimated as *pooled OLS*, which has made it possible to analyze the effects of long and short-term interest rates, respectively, and of nine control variables. The two models were later corrected since both multicollinearity and fixed individual specific effects occur, which has resulted in a *one-way error component model* for both long and short-term interest rates including control variables.

The results of the study indicate that there may be a statistically significant negative relationship between the level of long-term interest rates and changes in aggregate investments, but only if other explanatory variables are not taken into account. However, there are no results that can confirm that there is any connection between short-term interest rates and the aggregate investment level. Proposals for future research in the field are to include countries that are not members of OECD, to analyze different time periods and to perform a qualitative study.

Keywords: Aggregate investments, Interest rate, Monetary policy, OECD, Panel data

Innehållsförteckning

1. Inledning	1
1.1 Bakgrund.....	1
1.2 Problematisering.....	2
1.3 Syfte.....	4
1.4 Frågeställning.....	4
1.5 Avgränsningar	4
1.6 Tidigare forskning.....	5
2. Referensram	6
2.1 Aggregerade investeringar	6
2.1.1 Känslighet för chocker och osäkerhet.....	6
2.1.2 Konjunkturcykelns påverkan	7
2.2 Räntor och penningpolitik	7
2.2.1 Förhållandet mellan ränta och makroekonomisk aktivitet	7
2.2.2 Bankutlåning.....	7
2.2.3 Penningpolitikens effekt på utlåningsräntor och investeringar	8
2.3 Faktorer som styr investeringar	9
2.3.1 Kapitalackumulering	9
2.3.2 Skatt	10
2.3.3 Teknologi	11
2.3.4 Osäkerhet	11
3. Metod	12
3.1 Forskningsmetod.....	12
3.2 Urval	12
3.3 Datainsamlingsmetod.....	13
3.4 Analysmetod	14
3.4.1 Analys av paneldata	14
3.4.2 Multikollinearitet	14
3.4.3 Pooled OLS.....	14
3.4.4 One-way error component model och fixerade effekter	15
3.4.5 Heteroskedasticitet och autokorrelation	15
3.5 Empirisk specifikation.....	16
3.5.1 Modellvariabler.....	16
3.5.2 Regressionsmodeller.....	17
3.6 Trovärdighet.....	19
3.7 Generaliserbarhet	19
4. Resultat och analys	20
4.1 Regressioner med en förklarande variabel.....	20
4.2 Regressionsmodell 1.....	23
4.2.1 Pooled OLS-estimering av regressionsmodell 1.....	23
4.2.2 Test för multikollinearitet i regressionsmodell 1.....	24
4.2.3 Pooled OLS-estimering av regressionsmodell 1.1.....	25
4.2.4 Test för individspecifika fixerade effekter i regressionsmodell 1.1	26
4.2.5 Test för tidsspecifika fixerade effekter i regressionsmodell 1.1.....	27
4.2.6 One-way error component model 1.2	28

4.3 Regressionsmodell 2.....	29
4.3.1 Pooled OLS-estimering av regressionsmodell 2.....	29
4.3.2 Test för multikollinearitet i regressionsmodell 2.....	30
4.3.3 Pooled OLS-estimering av regressionsmodell 2.1.....	31
4.3.4 Test för individspecifika fixerade effekter i regressionsmodell 2.1.....	32
4.3.5 Test för tidsspecifika fixerade effekter i regressionsmodell 2.1.....	33
4.3.6 One-way error component model 2.2.....	34
5. Diskussion och slutsats	35
5.1 Diskussion.....	35
5.2 Slutsats	38
Referenser	39
Bilagor.....	43
Bilaga 1. Länder som inkluderats i studien	43

1. Inledning

Studien inleds med att presentera begreppen investeringar och ränta, och sambandet mellan dessa ligger till grund för studiens forskningsproblem. Vidare presenteras studiens syfte och frågeställning. Kapitlet avrundas med att klarlägga studiens avgränsningar samt med att kort redogöra för tidigare forskning.

1.1 Bakgrund

Det finns många olika variabler som påverkar företag i deras investeringsbeslut. Detta är kanske inte så konstigt, dels eftersom företags förutsättningar skiljer sig åt och dels för att investeringar kan avse vitt skilda faktorer inom ett och samma företag. Det som alla typer av investeringar dock har gemensamt är att det är en handling som genomförs idag och som kommer att ge någon form av resultat någon gång i framtiden. Inom makroekonomisk teori är det dock vanligen investeringar i fysiskt kapital som åsyftas, d.v.s. ageranden av privatpersoner och företag som kommer att ha effekt på den nationella inkomsten (Jones 2020, s. 483). Därmed måste hänsyn tas till bl.a. pengars tidsvärde som ges av räntor (Berk & DeMarzo 2007, s. 51-52) för att det överhuvudtaget ska vara möjligt att förstå sig på vad som ligger bakom företags investeringsbeslut.

Huvudsakligen kan begreppet ränta delas upp i realränta och nominell ränta. Medan realräntan ger det framtida antalet enheter av en viss vara som motsvarar värdet av det nuvarande antalet enheter av samma vara (Jones 2020, s. 614), ger den nominella räntan det framtida värdet i valutaenheter av en viss mängd valuta som innehas idag (Jones 2020, s. 611). I vardagligt tal är det allt som oftast den nominella räntan man talar om, och det är den ränta som påverkar värdet på exempelvis privata sparkonton (Jones 2020, s. 223). Det är centralbanken som styr den nominella räntan genom att öka eller minska utbudet av pengar i samhället (Jones 2020, s. 343). En förändring i nominell ränta kommer att leda till förändringar i realräntan såvida en motsvarande förändring inte sker i inflationstakten. I det här fallet kan det ofta vara mer användbart att titta på förväntad inflation, som i många fall beaktas av företag för att avgöra om en eventuell investering kommer att bli lönsam, snarare än faktisk inflation. Detta eftersom framtida inflation är okänd när beslut om investering och finansiering tas (Jones 2020, s. 321-322).

Liksom i många andra moderna och utvecklade ekonomier så är svenska Riksbankens huvudsakliga verktyg för att bedriva penningpolitik en kort nominell ränta, vilken i det här fallet kallas för reporänta (Söderström & Westermark 2009). Sedan 8 januari 2020 ligger reporäntan på 0 % efter att ha varit negativ under närmare fem års tid (Riksbanken 2020). Syftet med höjningen av reporäntan var enligt Riksbankens (2019) pressmeddelande att upprätthålla en inflation nära målet om 2 % i en tid som präglas av lägre tillväxt efter flera år av högkonjunktur. Kritik mot Riksbankens räntehöjning framfördes från flera håll, däribland av företrädare för Konjunktursinstitutet och Handelsbanken, som i huvudsak syftade på att höjningen av reporäntan skulle vara kontraproduktiv och skicka otydliga signaler med tanke på den begynnande ekonomiska nedgången (SVT 2019). Riksbankens beslut var heller inte enhälligt, exempelvis hade de båda vice riksbankscheferna föredragit att avvakta med räntehöjningen till en tidsperiod med ett mer gynnsamt konjunkturläge (Riksbanken 2019). Reaktionerna mot Riksbankens höjning av styrräntan vid den valda tidpunkten är kanske inte så förvånande ur ett makroekonomiskt teoretiskt perspektiv där en räntehöjning i regel avser att resultera i minskad ekonomisk aktivitet och därmed också i minskade investeringar (Jones 2020, s. 359).

1.2 Problematisering

Som tidigare nämnts strävar Riksbanken efter att upprätthålla en stabil inflation. Faktum är dock att Riksbanken har haft relativt svårt att upprätthålla en inflationstakt som motsvarar målet om 2 % (Ekonomifakta 2020a) även fast flertalet försök med räntesänkningar har gjorts på senare år (Riksbanken 2020). Samtidigt har den svenska ekonomin bedömts vara i högkonjunktur i stort sett hela tiden under perioden november 2013 fram till och med juni 2019, då den ekonomiska aktiviteten har varit högre än normalläget (Ekonomifakta 2020b). Förklaringen till detta kan vara att realräntan, som ges av Fishers välkända ekvation där den är lika med skillnaden mellan den nominella räntan och förväntad inflation (Burda & Wyplosz 2013, s. 327), under flera års tid har varit negativ eftersom den nominella räntan varit negativ. En låg eller negativ realränta medför att det blir mer attraktivt för företag att låna till investeringar medan sparande blir mindre attraktivt då det inte genererar i en hög avkastning (Jones 2020, s. 290). Dessutom har förändringar i nuvarande och förväntade korta räntor påverkan på långa räntor (Jones 2020, s. 349). Eftersom de kontinuerliga sänkningarna av reporäntan med stor sannolikhet

har påverkat förväntade räntor har de därmed också haft effekt på att långa räntor blivit låga.

Studier kring hur räntesänkande penningpolitik misslyckas med att bidra till finansiell stabilitet har gjorts bl.a. av Smith & van Egteren (2005), vilka menar att centralbankernas sänkning av styrräntan kan resultera i större risktagande hos kommersiella banker och andra finansiella institut. Detta eftersom det privata sparandet minskar samtidigt som bankernas likviditetsrisk också minskar. Effekten blir ett ändrat beteende hos bankerna som då kommer att specialisera sig på riskfyllda kortfristiga tillgångar och utlåning, även till både oprövade och riskfyllda branscher (Smith & van Egteren 2005). Därmed riskerar sänkningar av styrräntan att försätta länder i en situation där företagsamheten och investeringar visserligen ökar, men till priset av att dess lönsamhet minskar. Vidare menar Smith & van Egteren (2005) att det förekommer att centralbanker kan ha andra mål som inte harmoniserar med att uppnå finansiell stabilitet men som trots allt bidrar till ekonomisk välfärd på ett eller annat sätt genom en sänkt ränta.

En annan studie som syftar till att belysa komplexiteten i huruvida sänkningar av styrräntan verkligen sätter fart på ekonomin har gjorts av Stawska & Miszczyńska (2017) som menar att penningpolitikens inflytelse på den reala ekonomin påverkas negativt av olika ekonomiska störningar. För att stimulera ekonomin efter finanskrisen 2008 sänkte den europeiska centralbanken (ECB) styrräntan påtagligt för att på så sätt få nivån på långa räntor att minska. Trots denna aktion som resulterade i historiskt låga räntor gav det ingen uppenbar positiv effekt på aggregerade investeringar i euroområdet. Anledningen till detta menar Stawska & Miszczyńska (2017) är att nivån på aggregerade investeringar också förklaras av andra makroekonomiska faktorer som centralbanker inte direkt kan styra över, såsom BNP och inflation. Det är därför svårt att dra några generella slutsatser om hur centralbankens räntesättning påverkar företags investeringar där Stawska & Miszczyńska (2017) pekar på att variationer i såväl antaganden som i undersökt tidsperiod resulterat i olika resultat i olika studier av vilken effekt styrräntor har på investeringsfrekvensen. Något som gör det hela mer komplicerat är att likväl som ränteförändringar antas påverka investeringar så kan också förändringar i investeringsefterfrågan påverka räntorna (Stawska & Miszczyńska 2017).

Även om klassiska makroekonomiska skolboksexempel till stor del är överrens om att det råder ett tydligt negativt samband mellan räntesats och investeringsandel (Berk &

DeMarzo 2007; Burda & Wyplosz 2013; Jones 2020) så visar flertalet exempel från verkligheten att kopplingen inte är lika självklar. Att både räntor och investeringar beror på flera olika variabler gör det inte heller enklare att se något samband. Eftersom Riksbanken och andra centralbanker i många avseenden fortfarande förlitar sig på modeller och teorier som beskriver det negativa sambandet mellan räntor och investeringar som uppenbarligen inte alltid håller i praktiken behövs fler studier på området. Denna studie avser därför att bidra till den fortsatta forskningen och en ökad allmän förståelse för hur ränteförändringar påverkar aggregerad investeringsnivå.

1.3 Syfte

Studiens syfte är att undersöka huruvida förändringar i räntenivå signifikant påverkat förändringar i aggregerade investeringar bland OECD-länder under perioden 1975-2019 och i så fall i vilken utsträckning.

1.4 Frågeställning

Frågeställningen som denna studie avser att besvara för att uppfylla sitt syfte är: Hur påverkar ränteläget den aggregerade investeringsviljan hos företag i OECD-länder?

1.5 Avgränsningar

Studien begränsas till att omfatta aggregerade investeringar och räntor i OECD:s medlemsländer. Anledningen till detta val är framförallt tillgängligheten till harmoniserad data som gör jämförelser mer rättvisa än om fler länder inkluderats i studien. Hur räntan påverkar den aggregerade investeringsviljan i länder som inte är medlemmar i OECD åsidosätts därför helt och hållet i denna studie.

Den tidsperiod som studien innefattar är 1975 – 2019. Valet av tidsperiod motiveras av att det möjliggör en generell analys om hur räntor i allmänhet har påverkat den aggregerade investeringsnivån i OECD-länder.

1.6 Tidigare forskning

Sedan centralbankerna i de flesta utvecklade ekonomierna i början på 1980-talet övergick från att inrikta sig på direkt penningutbud till att främst fokusera på räntesättning i sin penningpolitik (Jones 2020, s. 343) har styrräntan och dess påverkan på den ekonomiska aktiviteten uppmärksammats i ett stort antal studier. Forskningen tycks ha tagit ny fart efter finanskrisen 2008 där effekterna av en lågräntemiljö flitigt har diskuterats.

Ett centralt begrepp som frekvent förekommer i studier där förhållandet mellan räntor och investeringar undersöks är den ”penningpolitiska transmissionsmekanismen”, som enligt Riksbanken (2018) består av ett antal mekanismer som förklarar hur penningpolitiken påverkar den reala ekonomin och inflationen. Räntekanalerna som beskriver vilken effekt ränteförändringar har på företags investeringar är en av dessa mekanismer (Riksbanken 2018). Effekterna av denna transmissionsmekanism mäts vanligen kvantitativt genom att upprätta en makroekonomisk modell. Litteraturen bakom mekanismerna i modellerna är till störst del präglad av neoklassiska antaganden, vilket har skapat problem när det kommer till att specificera viktiga mekanismer och att hitta underliggande empiriska bevis i studier som avser att analysera de ekonomiska effekterna av centralbankernas sänkta räntor. Därmed finns det en utbredd efterfrågan på empirisk och teoretisk utveckling av den makroekonomiska litteraturen (Boivin et al 2010).

Även om tidigare forskning på området huvudsakligen har haft en makroekonomisk inriktning så förekommer det ofta inslag av mikroekonomiskt empiriskt material, framförallt i syfte att förklara vilka faktorer som ligger bakom företags investeringar. Dessutom krävs det oftast någon form av ekonometrisk beräkning för att det ska vara möjligt att få fram ett resultat, åtminstone om det rör sig om en kvantitativ studie. Denna kombination av inriktningar kommer också att präglade denna studie.

2. Referensram

I denna del av uppsatsen presenteras grundläggande teorier som ligger till grund för den empiriska studien om hur räntenivån påverkar investeringar hos företag. Först beskrivs några väsentliga forskningsresultat kring vad som visat sig styra nivån på aggregerade investeringar. Därefter skiftas fokus till att diskutera räntors och penningpolitikens roll. Avslutningsvis följer en skildring av några av de viktigaste faktorerna som enligt teoretiska antaganden och forskningsresultat påverkar företagsinvesteringar.

2.1 Aggregerade investeringar

2.1.1 *Känslighet för chocker och osäkerhet*

Investeringsbegreppet är brett, men det finns ändå ett entydigt svar på frågan om vad som alla typer av investeringar har gemensamt. Detta är att investeringen förväntas ge företaget någon form av vinst i framtiden på bekostnad av de vinstmöjligheter som finns vid tidpunkten för investeringen (Caballero 1999, s. 815). För att en investering ska anses vara lönsam att genomföra behöver företag ofta ta hänsyn till många olika variabler. Bachmann & Zorn (2020) har använt sig av subjektiv data baserade på enkätundersökningar riktade till tyska företag verksamma inom tillverkningsindustri för att undersöka hur försäljning, tekniska faktorer, finans, förväntningar på avkastning och makroekonomisk politik påverkar företagens benägenhet att investera. Det som Bachmann & Zorn (2020) kom fram till i sin studie är att variansen i den aggregerade investeringstillväxten till övervägande störst del förklaras av aggregerad efterfrågan, medan aggregerade tekniska chocker inte har någon större betydelse för förändringar i aggregerade investeringar på årsbasis.

I likhet med det neoklassiska antagandet visar Caballero (1999, s. 857) i sin studie på den amerikanska marknaden att kapitalkostnader har ett betydande negativt samband med investeringar på lång sikt. På kort sikt är dock investeringar relativt okänsliga för förändringar i kapitalkostnader, åtminstone när ekonomin har genomgått en längre period av lågkonjunktur (Caballero 1999, s.857). Enligt en studie av Boyle & Guthrie (2003) kan en anledning till detta vara att det på kort sikt råder ett svagt förhållande mellan investeringar och osäkerhet hos företag, vilket innebär att företag med låg likviditet väljer att genomföra investeringar tidigare än vad som egentligen är ekonomiskt optimalt. Orsaken till ett sådant fenomen är att en ökad risk för framtida finansieringssvårigheter

resulterar i att företag inte anser sig ha tid att vänta på att realisera en planerad investering (Boyle & Guthrie, 2003). Däremot menar Boyle & Guthrie (2003) att en större osäkerhet vad gäller en investerings lönsamhet istället gör att företag avvaktar med investeringar.

2.1.2 Konjunkturcykelns påverkan

Enligt Arif & Lee (2014) råder det bland många ekonomer en uppfattning om att aggregerade investeringar speglar konjunkturcykeln och således att högkonjunkturer motsvarar en period med en hög grad av aggregerade investeringar medan lågkonjunkturer kännetecknas av en period med en lägre grad av aggregerade investeringar. Ett sådant antagande är ganska naturligt då perioder med högkonjunktur ofta förknippas med höga förväntningar på tillväxt och ökade möjligheter för företag att få tillgång till kapital vilket stimulerar investeringar, samtidigt som motsatsen ofta är sann för perioder med lågkonjunktur. Föga förvånande visar Arif & Lees (2014) undersökning att toppar i aggregerade investeringar vanligen föregås av en lågkonjunktur där företag i högre grad har undvikit att genomföra större investeringar.

2.2 Räntor och penningpolitik

2.2.1 Förhållandet mellan ränta och makroekonomisk aktivitet

Inflation och ekonomisk aktivitet är de vanligaste faktorerna som påverkar styrningen av räntan åt en viss riktning. Duffee (2013, s. 923) hävdar därför att modeller för att förklara relationen mellan nominella räntor och makroekonomisk aktivitet rimligtvis bör innehålla en matematisk term baserat på observationer av nominella räntor, ett inflationsmått samt ett mått på ekonomisk aktivitet. Detta innebär dock inte på automatik att inflation och ekonomisk aktivitet är de enda faktorerna som har effekt på ränteförändringar, tvärtom visar Duffees (2013, s. 928) studie att en betydande del av variationen i nominella räntor varken beror på inflation eller tillväxt.

2.2.2 Bankutlåning

Det har enligt Romer & Romer (1990) funnits en allmän uppfattning om att en åtstramning av penningpolitiken direkt påverkar bankers utlåning, vilket leder till att den aggregerade efterfrågan minskar. Genom att analysera förändringar i olika finansiella variabler och real produktion vid tidpunkter med restriktiv penningpolitik finner dock Romer & Romer (1990) inga bevis för ett sådant antagande. Framförallt beror detta på att

banker har fått allt större tillgång till andra finansieringskällor än de reserver från centralbanken som i praktiken avser att få bankutlåningen att avspegla penningpolitiken. Samtidigt kan det till följd av informationsasymmetrier uppstå möjligheter för potentiella låntagare att erhålla ett lån från andra aktörer om de blir nekade av banken, vilket ytterligare förhindrar penningpolitiken från att effektivt påverka den ekonomiska aktiviteten. Däremot finner Romer & Romer (1990) tydliga bevis för att centralbankens påverkan på den reala ekonomin i högre grad har sitt ursprung från penningpolitikens effekter på bankskulder, vilket framförallt beror på att reservkraven på banksparande är betydligt högre än för deras utställda lån.

Förhållandet mellan chocker på penningmarknaden och aggregerade investeringar har ett samband med bankers benägenhet att låna ut till pengar, med anledning av att banklån i många fall ger den enda möjligheten till extern finansiering för företag. Eftersom förfarandet vid såväl kreditgivning som vid krav på återbetalning av lån är tidskrävande hävdar Dell’Ariccia & Garibaldi (1998) att bankers utlåning reagerar asymmetriskt på ränteförändringar. Genom en empirisk undersökning av den mexikanska och amerikanska marknaden visas att en positiv ränteförändring omgående leder till att banklånen minskar på aggregerad nivå medan en ränteminskning leder till att banklånen ökar successivt (Dell’Ariccia & Garibaldi 1998).

2.2.3 Penningpolitikens effekt på utlåningsräntor och investeringar

Även om det tycks finnas en tydlig koppling mellan bankers utlåning och aggregerad investeringsgrad så måste hänsyn också tas till den ränta som företag får betala för sina banklån för att avgöra vilken betydelse räntenivån har för företags investeringar. Vithessonthi et al (2017) har studerat hur penningpolitiken faktiskt påverkar investeringar i tre länder vars penningpolitik huvudsakligen baseras på ett inflationsmål genom att undersöka samband mellan centralbankens styrränta och de kommersiella bankernas utlåningsränta, samt mellan utlåningsräntan och investeringar hos företag. Studien visar som väntat att styrräntan effektivt påverkar utlåningsräntorna som företag lånar till, även om fallet inte alltid är lika självklart i små, öppna och avancerade ekonomier. Samtidigt kommer Vithessonthi et al (2017) fram till att det är bankernas utbud av lån snarare än själva utlåningsräntan som påverkar den aggregerade nivån av företagsinvesteringar. Dessa resultat kan uppfattas som något tvetydiga i fråga om hur styrräntan egentligen påverkar investeringar. I enlighet med Dell’Ariccia & Garibaldi (1998) visar studien av

Vithessonthi et al (2017) att bankers utlåningsgrad till företag ökar då räntenivån minskar vilket bidrar positivt till investeringar, men samtidigt verkar inte storleken på banklårens ränta påverka benägenheten till investeringar. Genom förändringar i styrräntan kan centralbankerna visserligen påverka investeringsnivån genom att bankernas utlåning ökar eller minskar, men samtidigt kan de inte styra utlåningsräntan till en viss optimal nivå med avseende att stimulera eller dämpa investeringar.

2.3 Faktorer som styr investeringar

2.3.1 Kapitalackumulering

Jones (2020, s. 486) hänvisar till en teori utvecklad av Jorgenson (1963) som i sin tur baseras på neoklassisk teori om optimal ackumulering av kapital för att förklara företags investeringsbeteende. Enligt denna teori är det företags efterfrågan på kapital som kommer att styra dess investeringar. Den optimala investeringsnivån på kapital inträffar då kapitalstockens marginalprodukt är lika stor som kapitalets användningskostnad. Medan marginalprodukten av kapital är den ytterligare produktionen som uppstår till följd av att en enhet av kapital tillsätts i produktionsprocessen är kapitalets användningskostnad den extra kostnad som uppstår av att äga en enhet av kapital (Jones 2020, s. 486). Den fullständiga arbitrageekvationen som Jones (2020, s. 488) utvecklar är således

$$MPK = \frac{R + \bar{d} - \frac{\Delta p_k}{p_k}}{1 - \tau}$$

där R är kapitalkostnaden i form av ränta, \bar{d} är avskrivningsgraden, $\frac{\Delta p_k}{p_k}$ är kapitalvinst eller kapitalförlust och τ är nivån på företagsskatten.

Eftersom kapitalets marginalprodukt är derivatan av ett företags produktionsfunktion med avseende på kapital härleder Jones (2020, s. 490-491) genom kapitalackumuleringsekvationen $K_{t+1} = I_t + (1 - \bar{d})K_t$, som förklarar att förändringen i kapitalstocken K_{t+1} motsvarar nyinvesteringar I_t minskat med avskrivningar $(1 - \bar{d})K_t$, tre faktorer som kommer att vara avgörande för ett företags investeringsnivå i förhållande till total produktion. Dessa faktorer är företagets önskade tillväxt i kapitalstocken och avskrivningsgraden som har tilltagande effekt på investeringsnivån, samt användningskostnaden av kapital som påverkar investeringar negativt. Eftersom

användningskostnaden av kapital som tidigare visats beror på bl.a. skatter avslöjar Jones (2020) förfarande att aggregerade investeringar inte enbart kan förklaras av ränteläget.

2.3.2 Skatt

Enligt Jones (2020, s. 491) antagande kommer investeringar hos företag att öka till följd av skattelättnader. Detta antagande bekräftas genom en undersökning av Zwick & Mahon (2017) som finner att investeringsincitamenten ökar starkt när skattesänkningar genererar ett omedelbart kassaflöde. Ett exempel på sådan investeringsstimulerande skattepolitik som Zwick & Mahon (2017) riktar stort fokus på är när företag tillåts göra bonusavskrivningar som gör att skattepliktiga inkomster kan minskas med kostnader för tidigare investeringar i fysiskt kapital. Däremot menar Zwick & Mahon (2017) att skattereformer som syftar till att påverka kapitalkostnader och som snarare genererar kassaflöden över tid, som exempelvis en sänkning av bolagsskatten, inte påverkar investeringar i samma utsträckning. Samtidigt pekar Zwick & Mahon (2017) på att skattereformer som har direkt påverkan på investeringsnivån kommer att ha begränsad effekt på produktivitet och långsiktiga kapitalinvesteringar.

Hassett & Hubbard (2002, s. 1338) menar att neoklassiska investeringsmodeller är användbara för att förklara vilka effekter såväl personlig beskattning och företagsbeskattning kommer att ha för investeringsefterfrågan. Däremot antar Hassett & Hubbard (2002, s. 1328) att skatteeffekter påverkar investeringar hos ekonomiskt begränsade företag utöver de som kan förklaras med neoklassiska modeller. Trots att det finns starka bevis för hur permanenta skattereformer påverkar investeringar på lång sikt (Hassett & Hubbard 2002, s. 1326) är de dynamiska effekterna på kort sikt inte lika självklara (Hassett & Hubbard 2002, s. 1338). Dessutom kan skatteförändringar komma att påverka de justeringskostnader som uppstår när företag ändrar sin produktionsnivå, vilket Hassett & Hubbard (2002, s. 1338) inte heller kan förklara genom sin studie.

2.3.3 Teknologi

En annan faktor som har påverkat nivån på aggregerade investeringar är de senaste decenniernas teknologiska framgångar. Detta är något som traditionella makroekonomiska metoder för att mäta såväl investeringar som tillväxt inte kan handskas med särskilt väl, vilket gör att analyser på aggregerad nivå har en tendens att underskatta den ekonomiska effekten av sådana innovationer (Brynjolfsson & Hitt 2000). Genom att bidra till minskade kostnader samt mer effektiva affärsprocesser och produktionsätt har informationsteknik enligt Brynjolfsson & Hitt (2000) mycket större påverkan på företags ekonomi i förhållande till hur stor andel sådana tillgångar utgör av företags kapitalstock och investeringar. Med andra ord menar Brynjolfsson & Hitt (2000) att företags ökning i produktivitet delvis kan tolkas som avkastning på immateriellt kapital som tillhandahållits genom investeringar i datorer och liknande högteknologisk utrustning som öppnat för nya organisatoriska möjligheter.

2.3.4 Osäkerhet

Eftersom investeringar i sig innebär att konsumtion skjuts upp för att bygga upp produktiv kapacitet för en okänd framtid är osäkerhet något som måste beaktas för att förklara vad som i praktiken begränsar företags investeringsvilja då det finns ett tydligt negativt samband mellan osäkerhet och investeringar (Baddeley 2018, s. 239). Även Hassett & Hubbard (2002, s. 1303-1304) anser att investeringar inte kommer svara på förändringar i den utsträckning som neoklassiska modeller antar eftersom ett investeringsbeslut per automatik medför frödröjningar med ett osäkert utfall i företags produktivitet. För att få bukt med detta dilemma föreslår Baddeley (2018, s. 240) att modeller som avser att förklara företags investeringsbeslut kombinerar neoklassisk investeringsteori med beteendekonomiska teorier. Genom att ta avsteg från antagandet om rationellt beteende öppnar det för nya möjligheter att genomföra politiska åtgärder som faktiskt stimulerar investeringar enligt Baddeley (2018, s. 240). Bortsett från osäkerhetsaspekten tar beteendekonomiska teorier hänsyn till den optimism som är vanligt förekommande inom vissa branscher och som leder till att ineffektiva investeringsbeslut fattas eftersom fördelarna som kommer med investeringen överskattas och kostnader underskattas (Baddeley 2018, s. 239).

3. Metod

I detta kapitel förklaras och argumenteras det för det metodval som gjorts för att studien ska kunna uppfylla sitt syfte. Därtill presenteras den empiriska specifikationen av studien, där de variabler som ingår i studiens datamaterial förklaras och vilka regressionsmodeller detta leder fram till. Kapitlet avrundas med en diskussion kring studiens trovärdighet och generaliserbarhet.

3.1 Forskningsmetod

Normen för att besvara komplexa makroekonomiska frågor är att använda sig av matematiska modeller för att kunna dra generella slutsatser som gäller för hela ekonomin (Jones 2020, s. 7). Eftersom ett sådant tillvägagångssätt vanligtvis kräver en stor mängd data som måste bearbetas används allt som oftast en kvantitativ forskningsmetod i makroekonomiska studier. Detta var också den absolut vanligaste forskningsmetoden i de studier som utgör referensramen för denna uppsats, även om det förekommer undantag där vissa studier innehåller kvalitativa inslag (exempelvis Bachmann & Zorn 2020). Med anledning av att uppsatsen avser att undersöka hur förändringar i räntenivå påverkar aggregerade investeringar skulle en kvalitativ studie i stort sett vara omöjlig att genomföra, dels med tanke på den begränsade tidsramen och dels eftersom ett sådant tillvägagångssätt inte skulle kunna fånga den exakthet i sambandet mellan ränta och aggregerade investeringar över tid som uppsatsen avser att påvisa. Genom en användning av en kvantitativ forskningsmetod där lättillgänglig rådata bearbetas i ett statistikprogram möjliggörs en objektiv analys på ett någorlunda effektivt sätt.

3.2 Urval

Det urval som ligger till grund för studien innefattar de 24 länder (se bilaga 1) som varit medlemmar i *The Organisation for Economic Co-operation and Development* (OECD) sedan 1975 eller tidigare (OECD 2020a). Anledningen till att de övriga 13 medlemsländerna exkluderats från studien är att det är svårt att undersöka huruvida de tillåtit fria kapitalflöden, vilket är ett krav för att uppfylla medlemskap i OECD (OECD 2021a), under hela tidsperioden 1975-2019 eller inte. Om fria kapitalflöden inte tillåtits kan det ha påverkat OECD:s mått på ränta och studiens resultat skulle därför ha blivit felaktiga.

Att OECD-länder ligger till grund för studiens urval motiveras av flera anledningar. Först och främst står OECD-länderna tillsammans med sina nyckelpartners för ungefär 80 % av världens investeringar (OECD 2020b), vilket gör att studiens resultat bör kunna ge någorlunda generella svar på hur ränteläget påverkar aggregerade investeringar globalt. För det andra har medlemsländerna i OECD anpassat sig till olika standarder och ramverk för att gemensamt bidra till den globala ekonomiska utvecklingen (OECD 2020c). Detta samarbete mellan länderna som också uttrycker sig i form av att politiska beslutsfattare interagerar med varandra över nationsgränserna (OECD 2020d) bör därför ha medfört att det finns stora ekonomiska och politiska likheter inom organisationen, vilket också är en fördel när resultatet av denna studie analyseras. En tredje anledning till studiens urval är att OECD tillhandahåller en stor databas med ekonomiska indikatorer och dess utveckling över tid för samtliga medlemsstater. Detta är en klar fördel eftersom investeringar, som är den beroende variabeln i studiens modell, bortsett från ränta beror på flera andra förklarande kontrollvariabler. Ju fler indikatorer som finns tillgängliga, desto fler förklarande variabler kan inkluderas i modellen och desto mer tillförlitligt resultat om det faktiska sambandet mellan ränta och investeringar kan erhållas.

3.3 Datainsamlingsmetod

Studiens datamaterial har hämtats från OECD:s statistiska databas. Eftersom studien avser att undersöka sambandet mellan räntenivå och aggregerade investeringar behövs data på nationsnivå, vilket finns mest lättillgängligt och välstrukturerat på hemsidorna *data.oecd.org* samt *stats.oecd.org*. En annan fördel med att använda sig av data från OECD är att det finns att tillgå från tämligen långt bak i tiden. I denna studie används data från år 1975 till och med år 2019 för att kunna dra så generella slutsatser som möjligt om hur räntenivå och andra kontrollvariabler påverkar den årliga utvecklingen av aggregerade investeringar. Valet av tidsintervall innebär att 45 observationer per land kan göras för varje variabel. Däremot går det att konstatera att det slutliga antalet observationer per land inte kommer att motsvara det maximala antalet eftersom det finns brist i data för vissa variabler under vissa tidsperioder för en del av länderna i urvalet, och i förekommande fall för samtliga länder.

3.4 Analysmetod

3.4.1 *Analys av paneldata*

Det datorprogram som har använts för att genomföra den ekonometriska analysen av studiens datamaterial är EViews. Eftersom både tvärsnitts- och tidsseriedata förekommer i datamaterialet har det strukturerats och analyserats som paneldata (Dougherty 2011, s. 514). Då det saknas observationer för vissa länder under vissa tidpunkter innebär det att panelen är obalanserad, vilket enligt Dougherty (2011, s. 515) kan tyda på att orsaken bakom det saknade variablerna kan vara endogena för regressionsmodellerna.

3.4.2 *Multikollinearitet*

Korrelationsmatriser har använts för att testa huruvida multikollinearitet förekommer i regressionsmodellerna, d.v.s. att en eller flera förklarande variabler visar på hög korrelation med en eller flera av de resterande förklarande variablerna. Multikollinearitet är någorlunda vanligt förekommande i regressioner bestående av tidsserier och innebär en högre risk för att uppskattningarna av koefficienterna i modellen blir opålitliga p.g.a. hög varians (Dougherty 2011, s. 165-166). För att få bukt på problem med multikollinearitet kan en av de högt korrelerade förklarande variablerna uteslutas från regressionsmodellen såvida den inte har en signifikant koefficient (Dougherty 2011, s. 172-173). Korrelationsmatriserna visade på att multikollinearitet förekom i de båda regressionsmodellerna och att två förklarande variabler kunde utelämnas.

3.4.3 *Pooled OLS*

Det finns flera olika metoder för att analysera stationärt obalanserad paneldata. *Pooled OLS* är en metod som innebär att samtliga observationer för alla inkluderade tidsperioder hanteras som ett enda urval, och bortser därmed från det faktum att det rör sig om paneldata (Dougherty 2011, s. 518). Genom att anpassa regressionsmodeller som *pooled OLS* antas det att det inte existerar några relevanta oobserverade effekter α_i som är individuellt specifika för de länder som studien omfattar (Dougherty 2011, s. 517-518).

3.4.4 One-way error component model och fixerade effekter

Om det däremot är rimligt att anta att det finns individspecifika egenskaper α_i kan det oftast vara bättre att använda sig av regressioner som tar hänsyn till antingen slumpmässiga eller fixerade effekter. För att avgöra huruvida eventuella individspecifika egenskaper α_i är slumpmässiga eller fixerade i förhållande till de förklarande variablerna har ett Hausman-test genomförts. Hausman-testet för de båda regressionsmodellerna visade på att det finns signifikanta skillnader i koefficienterna, vilket tyder på att signifikanta individspecifika fixerade effekter förekommer och att α_i därmed korrelerar med förklarande variabel (Dougherty 2011, s. 525), d.v.s. $E(\alpha_i/x_{i,t,j}) \neq 0$. Därför har en *one way error component model* med fixerade individspecifika effekter α_i som fångas upp av interceptet ($\beta_1 + \alpha_i$) (Jochumzen 2017a) upprättats för vardera regressionsmodellen. I denna typ av modell ges feltermerna enbart av slumpmässiga komponenter $\mu_{i,t}$ (Jochumzen 2017b).

3.4.5 Heteroskedasticitet och autokorrelation

Efter att White-test genomförts går det att konstatera att heteroskedasticitet förekommer i de båda regressionsmodellerna. Detta innebär att variansen i feltermen inte är konstant, vilket medför att regressionernas koefficienter blir ineffektiva och att dess standardfel underskattas (Dougherty 2011, s. 281-283). Ett sätt att komma runt denna problematik är att använda sig av robusta standardfel som är konsekventa trots heteroskedastiska feltermen, vilket bidrar till att de uppskattningar som ges av regressionsmodellerna blir nästintill korrekta förutsatt att antalet observationer är stort (Jochumzen 2017c). Robusta standardfel kan också användas för att få bukt på autokorrelation (Jochumzen 2017d) som förekommer då en observations felterm korrelerar med feltermen i den nästkommande observationen i en tidsserieanalys (Dougherty 2011, s. 429). Därför används robusta standardfel i studiens samtliga regressionsanalyser genom att koefficient kovariansmetoden *White period* används i EViews.

3.5 Empirisk specifikation

3.5.1 Modellvariabler

Beroende variabel i regressionsmodellerna är årlig procentuell förändring i aggregerade bruttoinvesteringar i fasta tillgångar räknat i konstanta priser under tidsperioden 1975-2019. Anledningen till detta val av beroende variabel är att det är bättre anpassat för jämförelser över tid än alternativet att använda sig av aggregerade investeringar i nuvarande priser i amerikanska dollar vars utveckling också beror på andra faktorer än real tillväxt (OECD 2021b).

Som förklarande variabler används räntemåtten total årlig procentuell lång ränta under 1975-2019 som avser statsobligationer med ett förfalldatum om 10 år (OECD 2021c), samt total årlig procentuell kort ränta under 1975-2019 som baseras på penningmarknadsräntor under en 3-månaders period (OECD 2021d). Utöver räntemåtten används 9 kontrollvariabler som på ett eller annat sätt beskrivs i studiens referensram och som kan tänkas påverka nivån på aggregerade investeringar. Dessa kontrollvariabler är förväntad inflation i form av årlig procentuell förändring i inflationsprognosen under 1975-2019 (OECD 2021e), total årlig skuldkvot hos icke-finansiella företag under 1995-2019 (OECD 2021f), årlig procentuell förändring i prognostiserad inrikes aggregerad efterfrågan under 1975-2019 (OECD 2021g), årlig finansiellt sparande/nettoupplåning hos företag i procent av BNP under 1975-2019 (OECD 2021h), årlig procentuell förändring i prognostiserad real BNP under 1975-2019 (OECD 2021i), total årlig skuldsättningsgrad hos finansiella företag under 1995-2019 (OECD 2021j), total årlig beskattning på företags nettovinster i procent av BNP under 1975-2019 (OECD 2021k), totala årliga investeringar i intellektuell egendom i procent av totala bruttoinvesteringar under 1975-2019 (OECD 2021l), samt årlig nettokapitalstock med utgångspunkt från basår 2015 under 1975-2019 (OECD 2021m).

3.5.2 Regressionsmodeller

I sin helhet blir de linjära regressionsmodellerna som analyseras i den här studien, där data struktureras som *pooled OLS*, således:

$$(1) \text{ Investeringstillväxt}_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \text{Lång ränta}_{i,t,2} + \beta_3 \text{Förväntad inflation}_{i,t,3} + \beta_4 \text{Företags skuldkvot}_{i,t,4} + \beta_5 \text{Förväntad aggregerad efterfrågan}_{i,t,5} + \beta_6 \text{Företags finansiella sparande/nettoupplåning}_{i,t,6} + \beta_7 \text{Förväntad real BNP-tillväxt}_{i,t,7} + \beta_8 \text{Finansiella instituts skuldsättningsgrad}_{i,t,8} + \beta_9 \text{Företags vinstskatt}_{i,t,9} + \beta_{10} \text{Investeringsgrad i intellektuell egendom}_{i,t,10} + \beta_{11} \text{Kapitalstock}_{i,t,11} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(2) \text{ Investeringstillväxt}_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \text{Kort ränta}_{i,t,2} + \beta_3 \text{Förväntad inflation}_{i,t,3} + \beta_4 \text{Företags skuldkvot}_{i,t,4} + \beta_5 \text{Förväntad aggregerad efterfrågan}_{i,t,5} + \beta_6 \text{Företags finansiella sparande/nettoupplåning}_{i,t,6} + \beta_7 \text{Förväntad real BNP-tillväxt}_{i,t,7} + \beta_8 \text{Finansiella instituts skuldsättningsgrad}_{i,t,8} + \beta_9 \text{Företags vinstskatt}_{i,t,9} + \beta_{10} \text{Investeringsgrad i intellektuell egendom}_{i,t,10} + \beta_{11} \text{Kapitalstock}_{i,t,11} + \varepsilon_{i,t}$$

Då båda modellerna konstaterats lida av multikollinearitet har de förklarande variablerna sedermera reducerats:

$$(1.1) \text{ Investeringstillväxt}_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \text{Lång ränta}_{i,t,2} + \beta_3 \text{Förväntad inflation}_{i,t,3} + \beta_4 \text{Företags skuldkvot}_{i,t,4} + \beta_5 \text{Förväntad aggregerad efterfrågan}_{i,t,5} + \beta_6 \text{Företags finansiella sparande/nettoupplåning}_{i,t,6} + \beta_7 \text{Finansiella instituts skuldsättningsgrad}_{i,t,7} + \beta_8 \text{Företags vinstskatt}_{i,t,8} + \beta_9 \text{Investeringsgrad i intellektuell egendom}_{i,t,9} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(2.1) \text{ Investeringstillväxt}_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \text{Kort ränta}_{i,t,2} + \beta_3 \text{Förväntad inflation}_{i,t,3} + \beta_4 \text{Företags skuldkvot}_{i,t,4} + \beta_5 \text{Förväntad aggregerad efterfrågan}_{i,t,5} + \beta_6 \text{Företags finansiella sparande/nettoupplåning}_{i,t,6} + \beta_7 \text{Finansiella instituts skuldsättningsgrad}_{i,t,7} + \beta_8 \text{Företags vinstskatt}_{i,t,8} + \beta_9 \text{Investeringsgrad i intellektuell egendom}_{i,t,9} + \varepsilon_{i,t}$$

Slutligen har Hausman-test indikerat att hänsyn måste tas till individspecifika fixerade effekter (α_i) i regressionsmodellernas koefficienter:

$$(1.2) \quad \text{Investeringsstillväxt}_{i,t} = \beta_1 + \alpha_i + \beta_2 \text{Lång ränta}_{i,t,2} + \beta_3 \text{Förväntad inflation}_{i,t,3} + \beta_4 \text{Företags skuldkvot}_{i,t,4} + \beta_5 \text{Förväntad aggregerad efterfrågan}_{i,t,5} + \beta_6 \text{Företags finansiella sparande/nettoupplåning}_{i,t,6} + \beta_7 \text{Finansiella instituts skuldsättningsgrad}_{i,t,7} + \beta_8 \text{Företags vinstskatt}_{i,t,8} + \beta_9 \text{Investeringsgrad i intellektuell egendom}_{i,t,9} + \mu_{i,t}$$

$$(2.2) \quad \text{Investeringsstillväxt}_{i,t} = \beta_1 + \alpha_i + \beta_2 \text{Kort ränta}_{i,t,2} + \beta_3 \text{Förväntad inflation}_{i,t,3} + \beta_4 \text{Företags skuldkvot}_{i,t,4} + \beta_5 \text{Förväntad aggregerad efterfrågan}_{i,t,5} + \beta_6 \text{Företags finansiella sparande/nettoupplåning}_{i,t,6} + \beta_7 \text{Finansiella instituts skuldsättningsgrad}_{i,t,7} + \beta_8 \text{Företags vinstskatt}_{i,t,8} + \beta_9 \text{Investeringsgrad i intellektuell egendom}_{i,t,9} + \mu_{i,t}$$

3.6 Trovärdighet

Eftersom studien är kvantitativ och dess datamaterial uteslutande har inhämtats direkt från OECD:s egen databas utan någon bearbetning råder det inga tvivel om att studiens resultat är objektiva och inte präglas av personliga åsikter och värderingar. Genom en användning av en och samma datakälla bör mätproblemen i data minimeras, vilket ökar tillförlitligheten till studien då kompletterande och eventuellt mindre trovärdiga källor eventuellt skulle skapa ännu större obalans i panelen. Då hög transparens förekommer vad gäller urval, datainsamlingsmetod och analysmetod kan studien upprepas av vem som helst och när som helst och resultera i precis samma utfall. De ekonometriska testerna och analyserna av datamaterialet är allmänt vedertagna metoder och är helt oberoende av vilket statistiskt datorprogram som används, vilket också är till gagn för studiens trovärdighet.

3.7 Generaliserbarhet

Studien är begränsad till att omfatta de 24 länder som varit medlemmar i organisationen OECD från år 1975 eller tidigare. De resultat och slutsatser som ges av studien kan därför anses vara generella åtminstone för OECD-länder, och svarar därmed på frågan om hur investeringar i industrialiserade ekonomier i genomsnitt svarar på ränteförändringar under perioden 1975-2019. Urvalet är däremot litet i förhållande till det totala antalet suveräna stater i världen, vilket bland annat nämns av Dougherty (2011, s. 525). Det innebär att studien inte kan tillämpas för att förklara hur ränteläget påverkar aggregerade investeringar för hela populationen. Det kan dessutom vara bra att ha i åtanke att OECD:s medlemsländer har många ekonomiska och strukturella likheter samt är begränsade till ett fåtal världsdelar, och därför är det ytterst tveksamt huruvida en liknande studie med ett helt slumpmässigt urval skulle generera liknande resultat.

4. Resultat och analys

Här presenteras och analyseras resultaten av studien. Inledningsvis har enkla regressionsanalyser med endast en förklarande variabel gjorts för samtliga förklarande variabler med avseende på beroende variabel investeringstillväxt. Därefter presenteras utfallen för regressionsmodellerna med flera förklarande variabler samt resultaten av multikollinearitetstest och Hausman-test.

4.1 Regressioner med en förklarande variabel

Tabell 1 – Regressionsmodell: $Investeringstillväxt_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 x_{i,t,2} + \varepsilon_{i,t}$

Variabel	β	p-värde	Antal observationer N
Lång ränta (long_interest)	-0,158757	0,0854*	854
Kort ränta (short_interest)	-0,044077	0,5845	855
Förväntad inflation (inflation_forecast)	-0,017358	0,5314	831
Företags skuldkvot (debt_ratio)	-0,303939	0,1337	518
Förväntad aggregerad efterfrågan (demand_forecast)	1,954887	0,0000***	1011
Företags finansiella sparande/nettoupplåning (net_lending)	-0,372086	0,0179**	677
Förväntad real BNP- tillväxt (gdp_forecast)	2,134934	0,0000***	1026
Finansiella instituts skuldsättningsgrad (financial_debtratio)	-0,616432	0,0028***	540
Företags vinstskatt (tax_corporate)	0,524810	0,0049***	1061
Investeringsgrad i intellektuell egendom (intellectual_invest)	0,095586	0,4549	847
Kapitalstock (capitalstock)	-0,046301	0,0001***	623

(* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$)

Precis som förväntat har en ökning i både lång och kort ränta negativ inverkan på förändringar i aggregerade investeringar ($\beta = -0,159$ respektive $\beta = -0,044$). Av de båda räntemåtten är det dock bara långa räntor som har signifikant effekt på förändringar i aggregerade investeringar på en 10 % -signifikansnivå ($p < 0,1$) när hänsyn enbart tas till en förklarande variabel i regressionsmodellen.

En ökning i förväntad inflation borde i allmänhet ha en positiv effekt på förändringar i aggregerade investeringar, men av tabellen framgår att effekten snarare varit negativ ($\beta = -0,017$) när ingen hänsyn tagits till andra förklarande variabler. Den negativa effekten är dock inte signifikant sett till en 10 % -signifikansnivå ($p > 0,1$).

Överlag förväntas en ökning i företags skuldkvot innebära en minskning i aggregerade investeringar eftersom det i större utsträckning medför att företag har svårt att få nya lån. När ingen hänsyn tas till andra förklarande variabler visar det sig också att effekten är negativ ($\beta = -0,304$), men däremot inte signifikant med hänsyn till signifikansnivå om 10 % ($p > 0,1$).

En ökning i förväntad aggregerad efterfrågan har som förväntat en positiv effekt på förändringar i aggregerade investeringar ($\beta = 1,955$). Effekten är dessutom signifikant med 1 % - signifikansnivå ($p < 0,01$) när inga andra förklarande variabler används i regressionen.

Ett ökat finansiellt sparande hos företag borde rimligtvis leda till att investeringsnivån ökar eftersom det innebär ett ökat finansiellt saldo. Dock så visas motsatsen med en negativ effekt ($\beta = -0,372$) i tabellen som redovisar utfallen med enbart en förklarande variabel i regressionen. Denna negativa effekt är också signifikant med hänsyn till en signifikansnivå om 5 % ($p < 0,05$).

Om den förväntade reala BNP-tillväxten ökar förväntas det också ske en ökning i aggregerade investeringar. Denna uppfattning kan också bekräftas av utfallet av regressionen med endast en förklarande variabel ($\beta = 2,135$) och effekten är dessutom signifikant med 1 % - signifikansnivå ($p < 0,01$).

En ökning i finansiella instituts skuldsättningsgrad innebär en minskad andel utgivna lån och krediter vilket borde leda till en minskning i aggregerade investeringar. Detta är också något som faktiskt kan utläsas av tabellen ($\beta = -0,616$) och effekten är signifikant sett till 1 % - signifikansnivå ($p < 0,01$) då regressionen inte består av några andra förklarande variabler.

En ökning i företags vinstskatt förväntas i teorin minska aggregerade investeringar. I själva fallet har dock företags vinstskatt haft en positiv effekt på förändringar i aggregerade investeringar ($\beta = 0,525$) om ingen hänsyn tas till andra förklarande variabler, och dessutom är effekten signifikant med 1 % -signifikansnivå ($p < 0,01$).

En ökad grad av investeringar i intellektuell egendom förväntas ha positiva effekter på företags ekonomi och borde leda till större möjligheter för företag att genomföra investeringar. Av tabellen framgår att en ökning i investeringsgrad i intellektuell egendom har en positiv effekt på förändringar i aggregerade investeringar ($\beta = 0,096$), men denna effekt är dock inte signifikant sett till en signifikansnivå om 10 % ($p > 0,1$) när inga andra förklarande variabler inkluderas i regressionen.

En ökning i kapitalstock anses i teorin ha positiv effekt på förändringar i aggregerade investeringar, men då ingen hänsyn tas till andra förklarande variabler tycks effekten istället vara negativ ($\beta = -0,046$). Den negativa effekten är dessutom signifikant med en signifikansnivå om 1 % ($p < 0,01$).

4.2 Regressionsmodell 1

4.2.1 Pooled OLS-estimering av regressionsmodell 1

Tabell 2 – Regressionsmodell 1: $Investeringstillväxt_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \text{Lång ränta}_{i,t,2} + \beta_3 \text{Förväntad inflation}_{i,t,3} + \beta_4 \text{Företags skuldkvot}_{i,t,4} + \beta_5 \text{Förväntad aggregerad efterfrågan}_{i,t,5} + \beta_6 \text{Företags finansiella sparande/nettoupplåning}_{i,t,6} + \beta_7 \text{Förväntad real BNP-tillväxt}_{i,t,7} + \beta_8 \text{Finansiella instituts skuldsättningsgrad}_{i,t,8} + \beta_9 \text{Företags vinstskatt}_{i,t,9} + \beta_{10} \text{Investeringsgrad i intellektuell egendom}_{i,t,10} + \beta_{11} \text{Kapitalstock}_{i,t,11} + \varepsilon_{i,t}$

Dependent Variable: INVESTMENT_GROWTH
 Method: Panel Least Squares
 Date: 01/18/21 Time: 21:16
 Sample (adjusted): 1995 2019
 Periods included: 25
 Cross-sections included: 18
 Total panel (unbalanced) observations: 423
 White period standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.657006	1.864481	-0.888723	0.3747
LONG_INTEREST	-0.086300	0.109796	-0.786007	0.4323
INFLATION_FORECAST	0.207344	0.119776	1.731105	0.0842
DEBT_RATIO	-0.135492	0.040834	-3.318098	0.0010
DEMAND_FORECAST	2.227553	0.205177	10.85672	0.0000
NET_LENDING	0.091776	0.025647	3.578495	0.0004
GDP_FORECAST	-0.214090	0.185844	-1.151989	0.2500
FINANCIAL_DEBTRATIO	-0.017234	0.031596	-0.545455	0.5857
TAX_CORPORATE	-0.211361	0.063706	-3.317753	0.0010
INTELLECTUAL_INVEST	0.039072	0.030063	1.299659	0.1944
CAPITALSTOCK	0.007086	0.015707	0.451124	0.6521
Root MSE	2.582488	R-squared		0.757338
Mean dependent var	2.357210	Adjusted R-squared		0.751448
S.D. dependent var	5.248696	S.E. of regression		2.616736
Akaike info criterion	4.787393	Sum squared resid		2821.091
Schwarz criterion	4.892644	Log likelihood		-1001.534
Hannan-Quinn criter.	4.828981	F-statistic		128.5834
Durbin-Watson stat	2.128008	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabell 2 visar utfallet av en *pooled OLS*-estimering av regressionsmodell 1. Enligt regressionsanalysen har den långa räntan en negativ effekt på förändringar i aggregerade investeringar ($\beta = -0,086$), men effekten kan inte anses vara signifikant med hänsyn till en signifikansnivå om 10 % ($p > 0,1$).

4.2.2 Test för multikollinearitet i regressionsmodell 1

Tabell 3 – Korrelationsmatris för förklarande variabler i regressionsmodell 1

	LONG_I	INFLAT	DEBT_R	DEMAN	NET_LE	GDP_FC	FINANC	TAX_CC	INTELLE	CAPITA
LONG_INT	1									
INFLATION	0,39	1								
DEBT_RAT	-0,296	-0,065	1							
DEMAND_	0,113	0,06	-0,069	1						
NET_LEND	-0,131	-0,272	-0,09	-0,234	1					
GDP_FORI	0,17	0,098	-0,042	0,864	-0,198	1				
FINANCIA	0,055	-0,181	-0,137	-0,143	0,044	-0,161	1			
TAX_CORP	0,073	0,141	0,011	0,312	-0,209	0,236	0,094	1		
INTELLECT	-0,314	-0,298	-0,037	-0,155	0,446	-0,169	-0,012	-0,411	1	
CAPITALS	-0,689	-0,245	0,204	-0,406	0,097	-0,43	0,087	-0,305	0,389	1

Korrelationsmatrisen visar på att regressionsmodell 1 lider av multikollinearitet. Det finns en hög positiv korrelation ($\text{corr} = 0,864$) mellan förväntad aggregerad efterfrågan och förväntad real BNP-tillväxt, samt en hög negativ korrelation ($\text{corr} = -0,689$) mellan lång ränta och kapitalstock. De förklarande variablerna förväntad real BNP-tillväxt och kapitalstock kommer därför exkluderas från modellen hädanefter eftersom deras koefficienter inte är signifikanta med beaktande av en 10 % -signifikansnivå ($p > 0,1$).

4.2.3 Pooled OLS-estimering av regressionsmodell 1.1

Tabell 4 – Regressionsmodell 1.1: $Investeringstillväxt_{i,t} = \beta_1 + \beta_2Lång\ r\ddot{a}nta_{i,t,2} + \beta_3F\ddot{o}rv\ddot{a}ntad\ inflation_{i,t,3} + \beta_4F\ddot{o}retags\ skuldkvot_{i,t,4} + \beta_5F\ddot{o}rv\ddot{a}ntad\ aggregerad\ efterfr\ddot{a}gan_{i,t,5} + \beta_6F\ddot{o}retags\ finansiella\ sparande/nettouppl\ddot{a}ning_{i,t,6} + \beta_7Finansiella\ instituts\ skulds\ddot{a}ttningsgrad_{i,t,7} + \beta_8F\ddot{o}retags\ vinstskatt_{i,t,8} + \beta_9Investeringsgrad\ i\ intellektuell\ egendom_{i,t,9} + \varepsilon_{i,t}$

Dependent Variable: INVESTMENT_GROWTH
 Method: Panel Least Squares
 Date: 01/18/21 Time: 22:07
 Sample (adjusted): 1995 2019
 Periods included: 25
 Cross-sections included: 21
 Total panel (unbalanced) observations: 501
 White period standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.898258	1.110383	-2.610142	0.0093
LONG_INTEREST	-0.012359	0.076332	-0.161907	0.8714
INFLATION_FORECAST	0.102640	0.101042	1.015808	0.3102
DEBT_RATIO	-0.083656	0.066660	-1.254965	0.2101
DEMAND_FORECAST	2.227962	0.098968	22.51189	0.0000
NET_LENDING	0.082591	0.029406	2.808627	0.0052
FINANCIAL_DEBTRATIO	0.007661	0.037705	0.203175	0.8391
TAX_CORPORATE	-0.233886	0.098314	-2.378972	0.0177
INTELLECTUAL_INVEST	0.099767	0.028259	3.530404	0.0005
Root MSE	3.028148	R-squared		0.833854
Mean dependent var	2.649301	Adjusted R-squared		0.831152
S.D. dependent var	7.436450	S.E. of regression		3.055719
Akaike info criterion	5.089707	Sum squared resid		4594.009
Schwarz criterion	5.165455	Log likelihood		-1265.972
Hannan-Quinn criter.	5.119428	F-statistic		308.6558
Durbin-Watson stat	2.071746	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabell 4 visar en *pooled OLS*-estimering av regressionsmodell 1.1 där de förklarande variablerna förväntad real BNP-tillväxt och kapitalstock har utelämnats p.g.a. hög korrelation till andra förklarande variabler. Det kan konstateras att koefficienten för finansiella företags skuldsättningsgrad därmed har gått från att vara negativ ($\beta = -0,017$) till att bli positiv ($\beta = 0,008$) dock fortfarande utan signifikant effekt ($p > 0,1$). I övrigt kan det konstateras att den positiva effekten av förväntad inflation på beroende variabel inte längre är signifikant ($p > 0,1$) vilket också gäller den negativa effekten av företags skuldkvot på beroende variabel, samtidigt som den positiva effekten av investeringsgrad i intellektuell egendom på beroende variabel har blivit signifikant med en signifikansnivå om 1 % ($p < 0,01$) i den reducerade

regressionsmodellen. Därtill har hela regressionsmodellens förklaringsgrad i form av determinationskoefficient R^2 ökat från ett värde om 0,757 till 0,834.

4.2.4 Test för individspecifika fixerade effekter i regressionsmodell 1.1

Tabell 5 – Hausman-test för individspecifika effekter i regressionsmodell 1.1

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	28.352034	8	0.0004

** WARNING: estimated cross-section random effects variance is zero.

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LONG_INTEREST	0.051713	-0.012359	0.001758	0.1265
INFLATION_FORECAST	0.270530	0.102640	0.002261	0.0004
DEBT_RATIO	-0.051792	-0.083656	0.011150	0.7628
DEMAND_FORECAST	2.283044	2.227962	0.000602	0.0247
NET_LENDING	0.122819	0.082591	0.001349	0.2734
FINANCIAL_DEBTRATIO	0.029057	0.007661	0.004017	0.7357
TAX_CORPORATE	-0.324166	-0.233886	0.022088	0.5436
INTELLECTUAL_INVEST	0.208763	0.099767	0.000609	0.0000

Hausman-testet för individspecifika effekter i regressionsmodell 1.1 indikerar att det finns signifikanta skillnader ($p < 0,01$) i koefficienterna, och därmed att det finns en signifikant fixerad individuell effekt i feltermerna. I övrigt visar Hausman-testet att det finns signifikanta fixerade effekter i de förklarande variablerna förväntad inflation ($\beta = 0,271$) med en signifikansnivå om 1 % ($p < 0,01$), förväntad aggregerad efterfrågan ($\beta = 2,283$) med 5 % - signifikansnivå ($p < 0,05$) samt investeringsandel i intellektuell egendom ($\beta = 0,209$) med 1 % -signifikansnivå ($p < 0,01$). För resterande förklarande variabler kan inga signifikanta fixerade individuella effekter påvisas ($p > 0,1$).

4.2.5 Test för tidsspecifika fixerade effekter i regressionsmodell 1.1

Tabell 6 – Hausman-test för tidsspecifika effekter i regressionsmodell 1.1

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test period random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Period random	4.843419	8	0.7742

Period random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LONG_INTEREST	0.040756	0.012743	0.001260	0.4301
INFLATION_FORECAST	0.176647	0.152107	0.002730	0.6386
DEBT_RATIO	-0.095524	-0.092742	0.000043	0.6713
DEMAND_FORECAST	2.282253	2.261951	0.000438	0.3319
NET_LENDING	0.107637	0.100621	0.000028	0.1827
FINANCIAL_DEBTRATIO	0.005243	0.004464	0.000050	0.9127
TAX_CORPORATE	-0.211879	-0.216461	0.000123	0.6793
INTELLECTUAL_INVEST	0.087236	0.091250	0.000024	0.4093

Hausman-testet för tidsspecifika effekter i regressionsmodell 1.1 indikerar att det inte finns signifikanta skillnader ($p > 0,1$) i koefficienterna, och därmed finns det ingen signifikant fixerad effekt i feltermen. Vidare visar testet att inga av de förklarande variablerna har några signifikanta fixerade tidsspecifika effekter ($p > 0,1$).

4.2.6 One-way error component model 1.2

Tabell 7 – Regressionsmodell 1.2 korrigerad med individspecifika fixerade effekter:

$$\text{Investeringsstillväxt}_{i,t} = \beta_1 + \alpha_i + \beta_2 \text{Lång ränta}_{i,t,2} + \beta_3 \text{Förväntad inflation}_{i,t,3} + \beta_4 \text{Företags skuldkvot}_{i,t,4} + \beta_5 \text{Förväntad aggregerad efterfrågan}_{i,t,5} + \beta_6 \text{Företags finansiella sparande/nettoupplåning}_{i,t,6} + \beta_7 \text{Finansiella instituts skuldsättningsgrad}_{i,t,7} + \beta_8 \text{Företags vinstskatt}_{i,t,8} + \beta_9 \text{Investeringsgrad i intellektuell egendom}_{i,t,9} + \mu_{i,t}$$

Dependent Variable: INVESTMENT_GROWTH

Method: Panel Least Squares

Date: 01/19/21 Time: 10:47

Sample (adjusted): 1995 2019

Periods included: 25

Cross-sections included: 21

Total panel (unbalanced) observations: 501

White period standard errors & covariance (d.f. corrected)

WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.501075	1.672747	-3.288647	0.0011
LONG_INTEREST	0.051713	0.084377	0.612881	0.5403
INFLATION_FORECAST	0.270530	0.110292	2.452846	0.0145
DEBT_RATIO	-0.051792	0.132510	-0.390854	0.6961
DEMAND_FORECAST	2.283044	0.091778	24.87572	0.0000
NET_LENDING	0.122819	0.057721	2.127791	0.0339
FINANCIAL_DEBTRATIO	0.029057	0.045050	0.644998	0.5192
TAX_CORPORATE	-0.324166	0.225400	-1.438178	0.1510
INTELLECTUAL_INVEST	0.208763	0.031823	6.560094	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Root MSE	2.910303	R-squared	0.846534
Mean dependent var	2.649301	Adjusted R-squared	0.837430
S.D. dependent var	7.436450	S.E. of regression	2.998375
Akaike info criterion	5.090160	Sum squared resid	4243.400
Schwarz criterion	5.334235	Log likelihood	-1246.085
Hannan-Quinn criter.	5.185926	F-statistic	92.98558
Durbin-Watson stat	2.207537	Prob(F-statistic)	0.000000

I tabell 7 visas utfallet av regressionsmodell 1.2 där koefficienterna korrigerats med hänsyn till fixerade individspecifika effekter i feltermerna. Resultatet tyder på att en ökning i den långa räntan har positiv effekt ($\beta = 0,052$) på förändringar i aggregerad efterfrågan, däremot är inte effekten signifikant ($p > 0,1$). Vidare har R^2 ökat något i förhållande till när ingen hänsyn togs till individspecifika effekter (från 0,834 till 0,847).

4.3 Regressionsmodell 2

4.3.1 Pooled OLS-estimering av regressionsmodell 2

Tabell 8 – Regressionsmodell 2: $Investeringstillväxt_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \text{Kort ränta}_{i,t,2} + \beta_3 \text{Förväntad inflation}_{i,t,3} + \beta_4 \text{Företags skuldkvot}_{i,t,4} + \beta_5 \text{Förväntad aggregerad efterfrågan}_{i,t,5} + \beta_6 \text{Företags finansiella sparande/nettoupplåning}_{i,t,6} + \beta_7 \text{Förväntad real BNP-tillväxt}_{i,t,7} + \beta_8 \text{Finansiella instituts skuldsättningsgrad}_{i,t,8} + \beta_9 \text{Företags vinstskatt}_{i,t,9} + \beta_{10} \text{Investeringsgrad i intellektuell egendom}_{i,t,10} + \beta_{11} \text{Kapitalstock}_{i,t,11} + \varepsilon_{i,t}$

Dependent Variable: INVESTMENT_GROWTH
 Method: Panel Least Squares
 Date: 01/19/21 Time: 14:46
 Sample (adjusted): 1995 2019
 Periods included: 25
 Cross-sections included: 18
 Total panel (unbalanced) observations: 415
 White period standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.060143	1.363039	-0.777779	0.4372
SHORT_INTEREST	-0.142994	0.098242	-1.455531	0.1463
INFLATION_FORECAST	0.238312	0.110063	2.165230	0.0310
DEBT_RATIO	-0.054913	0.062886	-0.873219	0.3831
DEMAND_FORECAST	2.252132	0.196731	11.44779	0.0000
NET_LENDING	0.086887	0.029689	2.926576	0.0036
GDP_FORECAST	-0.257904	0.198681	-1.298083	0.1950
FINANCIAL_DEBTRATIO	-0.006403	0.042018	-0.152382	0.8790
TAX_CORPORATE	-0.188787	0.069784	-2.705302	0.0071
INTELLECTUAL_INVEST	0.036893	0.033160	1.112588	0.2665
CAPITALSTOCK	-0.004861	0.013215	-0.367879	0.7132
Root MSE	2.626232	R-squared		0.756159
Mean dependent var	2.407952	Adjusted R-squared		0.750123
S.D. dependent var	5.324799	S.E. of regression		2.661745
Akaike info criterion	4.821989	Sum squared resid		2862.294
Schwarz criterion	4.928763	Log likelihood		-989.5628
Hannan-Quinn criter.	4.864211	F-statistic		125.2815
Durbin-Watson stat	2.111632	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabell 8 visar utfallet av *pooled OLS*-estimeringen av regressionsmodell 2. Av tabellen framgår att den korta räntan har negativ effekt på förändringar i aggregerade i investeringar ($\beta = -0,143$). Effekten är däremot inte signifikant ($p > 0,1$).

4.3.2 Test för multikollinearitet i regressionsmodell 2

Tabell 9 - Korrelationsmatris för förklarande variabler i regressionsmodell 2

	SHORT_IN	INFLAT	DEBT_R	DEMAN	NET_LE	GDP_F	FINANC	TAX_CC	INTELLE	CAPITA
SHORT_IN	1									
INFLATION	0,448	1								
DEBT_RATIO	-0,264	-0,016	1							
DEMAND	0,292	0,074	-0,084	1						
NET_LEND	-0,266	-0,249	-0,13	-0,199	1					
GDP_FORT	0,31	0,101	-0,063	0,857	-0,162	1				
FINANCIA	0,149	-0,078	-0,323	-0,116	0,013	-0,131	1			
TAX_CORP	0,227	0,162	0,05	0,294	-0,219	0,21	0,104	1		
INTELLECT	-0,323	-0,322	-0,092	-0,138	0,459	-0,142	0,007	-0,399	1	
CAPITALS	-0,691	-0,262	0,153	-0,394	0,1	-0,409	0,048	-0,278	0,368	1

Enligt korrelationsmatrisen lider regressionsmodell 2 av multikollinearitet. Det finns en hög positiv korrelation ($\text{corr} = 0,857$) mellan förväntad aggregerad efterfrågan och förväntad real BNP-tillväxt, samt en hög negativ korrelation ($\text{corr} = -0,691$) mellan kort ränta och kapitalstock. Hädanefter kommer därför de förklarande variablerna förväntad real BNP-tillväxt samt kapitalstock uteslutas från modellen eftersom deras koefficienter inte är signifikanta ($p > 0,1$).

4.3.3 Pooled OLS-estimering av regressionsmodell 2.1

Tabell 10 – Regressionsmodell 2.1: $Investeringstillväxt_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \text{Kort ränta}_{i,t,2} + \beta_3 \text{Förväntad inflation}_{i,t,3} + \beta_4 \text{Företags skuldkvot}_{i,t,4} + \beta_5 \text{Förväntad aggregerad efterfrågan}_{i,t,5} + \beta_6 \text{Företags finansiella sparande/nettoupplåning}_{i,t,6} + \beta_7 \text{Finansiella instituts skuldsättningsgrad}_{i,t,7} + \beta_8 \text{Företags vinstskatt}_{i,t,8} + \beta_9 \text{Investeringsgrad i intellektuell egendom}_{i,t,9} + \varepsilon_{i,t}$

Dependent Variable: INVESTMENT_GROWTH
 Method: Panel Least Squares
 Date: 01/19/21 Time: 16:01
 Sample (adjusted): 1995 2019
 Periods included: 25
 Cross-sections included: 21
 Total panel (unbalanced) observations: 495
 White period standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.070697	0.973195	-3.155274	0.0017
SHORT_INTEREST	-0.068690	0.094931	-0.723582	0.4697
INFLATION_FORECAST	0.099343	0.129936	0.764556	0.4449
DEBT_RATIO	-0.007813	0.077418	-0.100916	0.9197
DEMAND_FORECAST	2.231079	0.103223	21.61414	0.0000
NET_LENDING	0.078869	0.025963	3.037713	0.0025
FINANCIAL_DEBTRATIO	0.009901	0.057292	0.172821	0.8629
TAX_CORPORATE	-0.203680	0.105167	-1.936726	0.0534
INTELLECTUAL_INVEST	0.089288	0.024296	3.675074	0.0003
Root MSE	3.071781	R-squared	0.831937	
Mean dependent var	2.711313	Adjusted R-squared	0.829171	
S.D. dependent var	7.500561	S.E. of regression	3.100092	
Akaike info criterion	5.118755	Sum squared resid	4670.739	
Schwarz criterion	5.195202	Log likelihood	-1257.892	
Hannan-Quinn criter.	5.148766	F-statistic	300.7224	
Durbin-Watson stat	2.090626	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tabell 10 visar utfallet av en *pooled OLS*-estimering av regressionsmodell 2.1 där de förklarande variablerna förväntad real BNP-tillväxt och kapitalstock har utelämnats p.g.a. hög korrelation med andra förklarande variabler. Koefficienten för finansiella instituts skuldsättningsgrad har gått från att vara negativ till att bli positiv ($\beta = 0,01$) i den reducerade modellen, däremot är effekten fortfarande inte signifikant ($p > 0,1$). I övrigt är den positiva effekten av förväntad inflation på beroende variabel inte längre signifikant med en signifikansnivå om 10 % ($p > 0,1$). Samtidigt har den positiva effekten av investeringsgrad i intellektuell egendom på beroende variabel gått från att inte vara signifikant till att bli signifikant med hänsyn till 1 % -signifikansnivå i den nya modellen ($p < 0,01$). Dessutom har R^2 ökat från 0,756 till 0,832.

4.3.4 Test för individspecifika fixerade effekter i regressionsmodell 2.1

Tabell 11 - Hausman-test för individspecifika effekter i regressionsmodell 2.1

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	32.099995	8	0.0001

** WARNING: estimated cross-section random effects variance is zero.

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
SHORT_INTEREST	0.083084	-0.068690	0.001098	0.0000
INFLATION_FORECAST	0.192362	0.099343	0.001723	0.0250
DEBT_RATIO	0.089990	-0.007813	0.012581	0.3832
DEMAND_FORECAST	2.268670	2.231079	0.000582	0.1191
NET_LENDING	0.138788	0.078869	0.001325	0.0998
FINANCIAL_DEBTRATIO	0.042437	0.009901	0.003269	0.5693
TAX_CORPORATE	-0.286286	-0.203680	0.022320	0.5803
INTELLECTUAL_INVEST	0.210233	0.089288	0.000769	0.0000

Hausman-testet för individspecifika effekter i regressionsmodell 2.1 visar på att det finns signifikanta skillnader ($p < 0,01$) i koefficienterna och att det därför finns en signifikant fixerad individspecifik effekt i feltermerna. Av tabellen framgår att det finns signifikanta fixerade effekter i de förklarande variablerna kort ränta ($\beta = 0,083$) med en signifikansnivå om 1 % ($p < 0,01$), förväntad inflation ($\beta = 0,192$) med 5 % -signifikansnivå ($p < 0,05$), företags finansiella sparande/nettoupplåning ($\beta = 0,139$) med 10 % -signifikansnivå ($p < 0,1$) samt investeringsgrad i intellektuell egendom ($\beta = 0,21$) med en signifikansnivå om 1 % ($p < 0,01$). Hos övriga förklarande variabler kan det inte påvisas några signifikanta fixerade individuella effekter ($p > 0,1$).

4.3.5 Test för tidsspecifika fixerade effekter i regressionsmodell 2.1

Tabell 12 - Hausman-test för tidsspecifika effekter i regressionsmodell 2.1

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test period random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Period random	4.416877	8	0.8177

Period random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
SHORT_INTEREST	-0.058574	-0.072404	0.006469	0.8635
INFLATION_FORECAST	0.086632	0.096847	0.004459	0.8784
DEBT_RATIO	-0.026702	-0.020737	0.000060	0.4410
DEMAND_FORECAST	2.270716	2.257605	0.000365	0.4926
NET_LENDING	0.101035	0.094999	0.000034	0.3011
FINANCIAL_DEBTRATIO	-0.018761	-0.009580	0.000102	0.3638
TAX_CORPORATE	-0.169991	-0.177528	0.000438	0.7186
INTELLECTUAL_INVEST	0.075703	0.080159	0.000025	0.3756

Hausman-testet för tidsspecifika effekter i regressionsmodell 2.1 indikerar att det inte finns några signifikanta skillnader ($p > 0,1$) i koefficienterna och det finns därför ingen signifikant fixerad effekt i feltermerna. Av tabellen framgår att inga signifikanta tidsspecifika effekter kan påvisas i någon av de förklarande variablerna ($p > 0,1$).

4.3.6 One-way error component model 2.2

Tabell 13 - Regressionsmodell 2.2 korrigerad med individspecifika fixerade effekter:

$$\text{Investeringsstillväxt}_{i,t} = \beta_1 + \alpha_i + \beta_2 \text{Kort ränta}_{i,t,2} + \beta_3 \text{Förväntad inflation}_{i,t,3} + \beta_4 \text{Företags skuldkvot}_{i,t,4} + \beta_5 \text{Förväntad aggregerad efterfrågan}_{i,t,5} + \beta_6 \text{Företags finansiella sparande/nettoupplåning}_{i,t,6} + \beta_7 \text{Finansiella instituts skuldsättningsgrad}_{i,t,7} + \beta_8 \text{Företags vinstskatt}_{i,t,8} + \beta_9 \text{Investeringsgrad i intellektuell egendom}_{i,t,9} + \mu_{i,t}$$

Dependent Variable: INVESTMENT_GROWTH

Method: Panel Least Squares

Date: 01/19/21 Time: 17:01

Sample (adjusted): 1995 2019

Periods included: 25

Cross-sections included: 21

Total panel (unbalanced) observations: 495

White period standard errors & covariance (d.f. corrected)

WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.299890	1.318716	-4.777292	0.0000
SHORT_INTEREST	0.083084	0.076082	1.092029	0.2754
INFLATION_FORECAST	0.192362	0.136967	1.404443	0.1609
DEBT_RATIO	0.089990	0.112634	0.798960	0.4247
DEMAND_FORECAST	2.268670	0.092532	24.51758	0.0000
NET_LENDING	0.138788	0.049973	2.777260	0.0057
FINANCIAL_DEBTRATIO	0.042437	0.040957	1.036130	0.3007
TAX_CORPORATE	-0.286286	0.202698	-1.412379	0.1585
INTELLECTUAL_INVEST	0.210233	0.031720	6.627809	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Root MSE	2.949667	R-squared	0.845034
Mean dependent var	2.711313	Adjusted R-squared	0.835723
S.D. dependent var	7.500561	S.E. of regression	3.040064
Akaike info criterion	5.118434	Sum squared resid	4306.766
Schwarz criterion	5.364761	Log likelihood	-1237.812
Hannan-Quinn criter.	5.215133	F-statistic	90.75388
Durbin-Watson stat	2.233307	Prob(F-statistic)	0.000000

I tabell 13 visas utfallet av regressionsmodell 2.2 där koefficienterna korrigerats med hänsyn till fixerade individspecifika effekter i feltermerna. Det framgår att en ökning i den korta räntan har positiv effekt ($\beta = 0,083$) på förändringar i aggregerad efterfrågan, dock så är effekten inte signifikant med beaktande av en signifikansnivå på 10 % ($p > 0,1$). R^2 har ökat något jämfört med när ingen hänsyn togs till individspecifika effekter (från 0,832 till 0,845).

5. Diskussion och slutsats

I studiens avslutande del diskuteras först de erhållna resultaten och hur de förhåller sig till den teori och forskning som ges i studiens referensram, varpå slutsatser dras som besvarar studiens frågeställning. Här kommer även studiens bidrag och begränsningar lyftas fram, samtidigt som förslag ges till framtida forskning.

5.1 Diskussion

Resultatet av regressionsanalyserna där ingen hänsyn tas till de 9 kontrollvariablerna (se tabell 1) tyder på att ett negativt samband mellan nivån på långa räntor och förändringar i aggregerade investeringar kan bekräftas, dock bara vid en signifikansnivå motsvarande 10 %. För korta räntor däremot går det inte att bekräfta något samband med förändringar i aggregerade investeringar, även om råkorrelationen precis som för långa räntor är negativ vilket ligger i linje med traditionell investeringsteori. Detta resultat tyder på att det framförallt är långa räntor som är av betydelse när beslut om investeringar fattas, och överensstämmer med Caballeros (1999) studie där ett signifikant negativt samband mellan kapitalkostnader och investeringar endast kunde påvisas på lång sikt.

När samtliga kontrollvariabler inkluderas i regressionerna och ingen hänsyn tas till oobserverade individspecifika effekter är koefficienten för långa räntor fortfarande negativ, men däremot blir sambandet till förändringar i aggregerade investeringar inte längre uppenbart (se tabell 2). För korta räntor innebär inkludandet av kontrollvariabler i regressionsmodellen inga större förändringar jämfört med den initiala regressionsanalysen, något negativt samband till förändringar i aggregerade investeringar kan inte heller då bekräftas (se tabell 8). Exkludandet av kontrollvariablerna förväntad real BNP-tillväxt och kapitalstock ökar visserligen förklaringsgraden R^2 marginellt i de båda modellerna men får ingen effekt varken på långa eller korta räntor i relation till förändringar i aggregerade investeringar (se tabell 4 och 10).

I de regressionsanalyser där fixerade individspecifika effekter beaktas har koefficienten för både långa och korta räntor ett positivt tecken (se tabell 7 och 13), men någon större vikt bör inte läggas på detta eftersom inget samband med förändringar i aggregerade investeringar kan bekräftas för något av räntemåtten. Sammanfattningsvis går det att konstatera utifrån de genomförda regressionerna att det inte finns några generella samband

mellan ränteläget och aggregerade investeringar när hänsyn också tas till andra variabler som kan påverka den aggregerade investeringsnivån, och i likhet med studien av Stawska & Miszczyńska (2017) går det att anta att resultatet kan skilja sig åt beroende på vilka empiriska antaganden som görs och vilka tidsperioder som studeras.

Bland de kontrollvariabler som ingår i studien visar förändring i aggregerad efterfrågan starkast samband till förändringar i aggregerade investeringar, där en stor positiv signifikant effekt med beaktande av en signifikansnivå på 1 % kan påvisas i samtliga regressioner. Att detta är fallet är inte särskilt överraskande eftersom liknande resultat ges i studien av Bachmann & Zorn (2020). Även finansiellt sparande har en bekräftad positiv effekt på förändringar i aggregerade investeringar i samtliga regressionsanalyser med flera förklarande variabler, dock med en något högre signifikansnivå ($p < 0,05$) i regressionsmodell 1.2 som betraktar fixerade individspecifika effekter (se tabell 7).

I motsats till vad råkorrelationen visar (se tabell 1) kan det inte bekräftas att varken förväntad real BNP-tillväxt eller kapitalstock har något samband med förändringar i aggregerade investeringar vid kontroll med flera förklarande variabler. Anledningen till detta beror med stor sannolikhet dels på den höga positiva korrelationen mellan förväntad real BNP-tillväxt och förväntad aggregerad efterfrågan (se tabell 3 och 9) som kan förklaras av att de båda mer eller mindre är mått på ekonomisk tillväxt, och dels på den höga negativa korrelationen mellan kapitalstock och de båda räntemåtten (se tabell 3 och 9) vilket inte heller är särskilt konstigt med hänsyn till den arbitrageekvation som beskrivs i avsnitt 2.3.1 om optimal kapitalackumulering. Enligt Jones (2020) förutsätter en ökning i kapitalstocken en ökning i investeringsnivå, men för att kunna testa denna hypotes mer utförligt hade räntemåtten fått exkluderas från regressionerna vilket hade medfört att studien inte hade uppfyllt sitt syfte.

Vad gäller kontrollvariablerna förväntad inflation, företags skuldkvot, företags vinstskatt och investeringsgrad i intellektuell egendom finns det flera modeller som talar för att ett samband till förändringar i aggregerade investeringar kan bekräftas med de tecken på koefficienterna som de förväntas ha sett till den teoretiska referensramen, åtminstone när kontroll görs för flera variabler. När hänsyn tas till fixerade effekter så kan dock inget statistiskt säkerställt negativt samband mellan företags vinstskatt och förändringar i aggregerade investeringar påträffas i något fall (se tabell 7 och 13), vilket liknar de

resultat som gavs av Zwick & Mahon (2017) som istället lyfter fram betydelsen av andra skattesatser som genererar ett omedelbart kassaflöde.

Den enda kontrollvariabel där ett samband till förändringar i aggregerade investeringar inte kan påvisas i någon av studiens regressionsanalyser, bortsett från råkorrelationen (se tabell 1), är finansiella instituts skuldsättningsgrad. Förutsatt att en ökad skuldsättningsgrad hos finansiella institut innebär att utställda banklån minskar, kan inte regressionsanalyserna bevisa något negativt samband mellan finansiella instituts skuldsättningsgrad och förändringar i aggregerade investeringar. Att det inte finns något uppenbart samband mellan finansiella instituts skuldsättningsgrad och förändringar i aggregerade investeringar skulle åtminstone delvis kunna förklaras av de informationsasymmetrier som Romer & Romer (1990) förklarar och/eller av tidsasymmetrier som beskrivs av Dell'Ariccia & Garibaldi (1998).

De råkorrelationer som ges i tabell 1 i avsnitt 4.1 visar på några förvånansvärda resultat i form av att det finns ett bekräftat negativt samband mellan finansiellt sparande och förändringar i aggregerade investeringar samt mellan kapitalstock och förändringar i aggregerade investeringar, och även att en ökning i företags vinstskatt skulle leda till en ökning i investeringsnivån. Dessa resultat ska dock beaktas med stor försiktighet eftersom ingen hänsyn tas till några andra förklarande variabler, vilket gör de estimerade resultaten partiska eftersom de fångar upp effekten av utelämnade variabler som förklarar förändringar i aggregerade investeringar (Dougherty 2011, s. 250-252).

Att samtliga regressionsanalyser där flera förklarande variabler inkluderas har höga determinationskoefficienter R^2 kan betyda att modellerna är väl-specificerade och har en mycket hög förklaringsgrad, men det behöver nödvändigtvis inte vara fallet eftersom även dåliga modellspecificeringar kan ha ett högt R^2 (Dougherty 2011, s. 184). En viktig aspekt som framförs av såväl Baddeley (2018) som Hasset & Hubbard (2002) men som inte kunnat mätas i regressionerna är osäkerhet, som av förklarliga skäl är svårt att mäta på ett enhetligt sätt och där någon form av data inte finns att tillgå i OECD:s databas. Av Boyles & Guthries (2003) studie framgår det dock att det är ytterst tveksamt om en osäkerhetsvariabel överhuvudtaget skulle ha någon signifikant effekt på förändringar i aggregerade investeringar.

5.2 Slutsats

Den generella slutsatsen som kan dras av denna studie är att det inte finns något uppenbart samband mellan ränteläget och aggregerade investeringar i OECD-länder under perioden 1975-2019. Visserligen kan det bekräftas att långa räntor har en statistiskt signifikant negativ effekt på förändringar i aggregerade investeringar där en enhetsökning i den långa räntan förväntas minska den årliga förändringen i aggregerade investeringar med 0,159 procentenheter, men enbart vid beaktande av en signifikansnivå på 10 % och när hänsyn inte tas till andra variabler som kan påverka aggregerade investeringar. Eftersom det enbart är långa räntor som visar på någon form av effekt på aggregerade investeringar går det också att dra slutsatsen att långa räntor är av större betydelse vid investeringsbeslut än korta räntor.

Studien blir ett ytterligare bidrag till den forskning som på senare år kommit fram till att räntan inte är ett lika effektivt verktyg för att stimulera eller dämpa investeringar som den en gång ansetts vara. Detta är också något som det behövs en större allmän förståelse för eftersom det fortfarande verkar finnas en utbredd uppfattning om att en ränteökning automatiskt bidrar till ökade investeringar och vice versa vid räntesänkningar.

En av studiens begränsningar är att den beaktar en längre tidsperiod där det möjligtvis kan finnas stora skillnader i huruvida det finns tydliga samband mellan ränta och aggregerade investeringar eller inte. En annan begränsande faktor är att studien endast omfattar OECD-länder. Ett förslag till framtida forskning är därför att studera fler och kortare tidsperioder, vilket möjliggör jämförelser i trender över tid och kan öppna för en diskussion om hur perioder med högre räntor påverkade aggregerade investeringar kontra dagens lågräntemiljö. Förslagsvis kan framtida studier också innefatta ett större antal länder, alternativt att begränsning görs till länder i Afrika, Asien och Sydamerika där få eller inga länder är medlemmar i OECD. En annan intressant aspekt för att undersöka vilken betydelse ränteläget faktiskt har för att investeringar genomförs skulle kunna vara att utföra en kvalitativ studie inriktad på företag och dess beslutsfattare.

Referenser

- Arif, S., & Lee, C.M.C. (2014). "Aggregate Investment and Investor Sentiment", *Review of Financial Studies* vol. 27(11), s. 3241-3279.
- Bachmann, R., & Zorn, P. (2020). "What drives aggregate investment? Evidence from German survey data", *Journal of Economic Dynamics & Control* vol. 115, s. 1-28.
- Baddeley, M. (2018). "*Behavioural Economics and Finance*". 2 uppl. London: Routledge.
- Berk, J., & DeMarzo, P. (2007). "*Corporate Finance*". Boston: Pearson Education.
- Boivin, J., Kiley, M.T., & Mishkin, F.S. (2010). "How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time?", (NBER Working Paper No. 15879). Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Boyle, G.W., & Guthrie, G.A. (2003). "Investment, Uncertainty, and Liquidity", *The Journal of Finance* vol. 58(5), s. 2143-2166.
- Brynjolfsson, E., & Hitt, L.M. (2000). "Beyond Computation: Information Technology, Organizational Transformation and Business Performance", *The Journal of Economic Perspectives* vol. 14(4), s. 23-48.
- Burda, M., & Wyplosz, C. (2013). "*Macroeconomics: A European Text*". 6 uppl. Oxford: Oxford University Press.
- Caballero, R.J. (1999). "Aggregate investment". I Taylor, J.B., & Woodford, M. (Red). "*Handbook of Macroeconomics*" vol. 1. Amsterdam: Elsevier.
- Dell'Ariccia, G., & Garibaldi, P. (1998). "Bank Lending and Interest Rates Changes in a Dynamic Matching Model", (IMF Working Paper No. 98/93). Washington: International Monetary Fund.
- Dougherty, C. (2011). "*Introduction to Econometrics*". 4 uppl. Oxford: Oxford University Press.
- Duffee, G.R. (2013). "Bond Pricing and the Macroeconomy". I Constantinides, G., Harris, M., & Stulz, R. (Red). "*Handbook of the Economics of Finance*". New York: Elsevier.
- Ekonomifakta. (2020a). *Inflationstakten*. Finansiell utveckling och inflation. (Elektronisk). <https://www.ekonomifakta.se/fakta/ekonomi/finansiell-utveckling/inflationen/?graph=/15497/1,2/all/>. Hämtdatum 2020-11-12.
- Ekonomifakta. (2020b). *Barometerindikatorn*. Tillväxt och BNP. (Elektronisk). <https://www.ekonomifakta.se/fakta/ekonomi/tillvaxt/konjunkturen---barometerindikatorn/?graph=/23686/1/all/>. Hämtdatum 2020-11-12.

- Hassett, K.A., & Hubbard, R.G. (2002). "Tax Policy and Business Investment". I Auerbach, A.J., & Feldstein, M. (Red.) "*Handbook of Public Economics*" vol. 3. New York: Elsevier.
- Jochumzen, P. (2017a). *Random effects versus fixed effects*. (Video). Youtube, 2017-05-11. <https://www.youtube.com/watch?v=80LfcYKmTNo>. Hämtdatum 2021-01-20.
- Jochumzen, P. (2017b). *Error component model*. (Video). Youtube, 2017-05-09. <https://www.youtube.com/watch?v=d5YUALtKQok>. Hämtdatum 2021-01-20.
- Jochumzen, P. (2017c). *Robust standard errors with heteroscedasticity*. (Video). Youtube, 2017-04-19. <https://www.youtube.com/watch?v=qrv0nrAyENc>. Hämtdatum 2021-01-20.
- Jochumzen, P. (2017d). *Robust standard errors with autocorrelation*. (Video). Youtube, 2017-05-04. <https://www.youtube.com/watch?v=VSW91QqoZF0>. Hämtdatum 2021-01-20.
- Jones, C.I. (2020). "*Macroeconomics*". 5 uppl. New York: W.W. Norton & Company.
- Jorgenson, D.W. (1963). "Capital Theory and Investment Behavior", *American Economic Review* vol. 53(2), s. 247-259.
- OECD. (2020a). *Member countries*. Our global reach. (Elektronisk). <https://www.oecd.org/about/members-and-partners/>. Hämtdatum 2020-12-21.
- OECD. (2020b). *History*. OECD Home. (Elektronisk). <https://www.oecd.org/about/history/>. Hämtdatum 2020-12-21.
- OECD. (2020c). *OECD and enlargement*. Content. (Elektronisk). <http://www.oecd.org/about/document/enlargement.htm>. Hämtdatum 2020-12-21.
- OECD. (2020d). *How we work*. About. (Elektronisk). <https://www.oecd.org/about/how-we-work/>. Hämtdatum 2020-12-21.
- OECD. (2021a). *The Experience of the OECD with the OECD Code of Liberalisation of Capital Movements*. International investment. (Elektronisk). <http://www.oecd.org/daf/inv/investment-policy/theexperienceoftheoecdwiththeoecdcodeofliberalisationofcapitalmovements.htm>. Hämtdatum 2021-01-19.
- OECD. (2021b). *Investment (GFCF)*. OECD Data. (Elektronisk). <https://data.oecd.org/gdp/investment-gfcf.htm>. Hämtdatum 2021-01-11.
- OECD. (2021c). *Long-term interest rates*. OECD Data. (Elektronisk). <https://data.oecd.org/interest/long-term-interest-rates.htm>. Hämtdatum 2021-01-11.
- OECD. (2021d). *Short-term interest rates*. OECD Data. (Elektronisk). <https://data.oecd.org/interest/short-term-interest-rates.htm>. Hämtdatum 2021-01-11.

- OECD. (2021e). *Inflation forecast*. OECD Data. (Elektronisk).
<https://data.oecd.org/price/inflation-forecast.htm>. Hämtdatum 2021-01-11.
- OECD. (2021f). *Non-Financial corporations debt to surplus ratio*. OECD Data. (Elektronisk). <https://data.oecd.org/corporate/non-financial-corporations-debt-to-surplus-ratio.htm>. Hämtdatum 2021-01-11.
- OECD. (2021g). *Domestic demand forecast*. OECD Data. (Elektronisk).
<https://data.oecd.org/gdp/domestic-demand-forecast.htm>. Hämtdatum 2021-01-11.
- OECD. (2021h). *Net lending/borrowing by sector*. OECD Data. (Elektronisk).
<https://data.oecd.org/natincome/net-lending-borrowing-by-sector.htm>. Hämtdatum 2021-01-11.
- OECD. (2021i). *Real GDP forecast*. OECD Data. (Elektronisk).
<https://data.oecd.org/gdp/real-gdp-forecast.htm>. Hämtdatum 2021-01-11.
- OECD. (2021j). *Financial corporations debt to equity ratio*. OECD Data. (Elektronisk).
<https://data.oecd.org/corporate/financial-corporations-debt-to-equity-ratio.htm>. Hämtdatum 2021-01-11.
- OECD. (2021k). *Tax on corporate profits*. OECD Data. (Elektronisk).
<https://data.oecd.org/tax/tax-on-corporate-profits.htm>. Hämtdatum 2021-01-11.
- OECD. (2021l). *Investment by asset*. OECD Data. (Elektronisk).
<https://data.oecd.org/gdp/investment-by-asset.htm>. Hämtdatum 2021-01-11.
- OECD. (2021m). *Capital*. National Accounts at a Glance. (Elektronisk).
<https://stats.oecd.org/Index.aspx?QueryId=28231>. Hämtdatum 2021-01-11.
- Riksbanken. (2018). *Så påverkar penningpolitiken inflationen*. Penningpolitik. (Elektronisk). <https://www.riksbank.se/sv/penningpolitik/vad-ar-penningpolitik/sa-paverkar-penningpolitiken-inflationen/>. Hämtdatum 2020-11-18.
- Riksbanken. (2019). *Reporäntan höjs till noll procent*. Pressmeddelande. 2019-12-19. (Elektronisk). <https://www.riksbank.se/sv/press-och-publicerat/nyheter-och-pressmeddelanden/pressmeddelanden/2019/reporant-an-hojs-till-noll-procent/>. Hämtdatum 2020-11-11.
- Riksbanken. (2020). *Reporänta, in- och utlåningsränta*. Statistik. (Elektronisk).
<https://www.riksbank.se/sv/statistik/sok-rantor--valutakurser/reporanta-in--och-utlaningsranta/>. Hämtdatum 2020-11-11.
- Romer, C.D., & Romer, D.H. (1990). "New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism", *Brookings Papers on Economic Activity* 1990(1), s. 149-213.
- Smith, T.R., & van Egteren, H. (2005). "Interest rate smoothing and financial stability", *Review of Financial Economics* vol. 14(2), s. 147-171.

Stawska, J., & Miszczyńska, K. (2017). "The Impact of the European Central Bank's Interest Rates on Investments in the Euro Area", *Gospodarka Narodowa. The Polish Journal of Economics* vol. 291(5), s. 51-72.

SVT Nyheter. (2019). "Fel att höja när andra centralbanker sänker". Nyhetsartikel. 2019-12-19. (Elektronisk). <https://www.svt.se/nyheter/inrikes/fel-att-hoja-nar-andra-centralbanker-sanker>. Hämtdatum 2020-11-11.

Söderström, U., & Westermark, A. (2009). "Penningpolitik när styrräntan är noll", *Penning- och valutapolitik* 2009(2), s. 5-30.

Vithessonthi, C., Schwaninger, M., & Müller, M.O. (2017). "Monetary policy, bank lending and corporate investment", *International Review of Financial Analysis* vol. 50, s. 129-142.

Zwick, E., & Mahon, J. (2017). "Tax Policy and Heterogeneous Investment Behavior", *American Economic Review* vol. 107(1), s. 217-248.

Bilagor

Bilaga 1. Lander som inkluderas i studien

<u>Land:</u>	<u>Medlem i OECD sedan ar:</u>
Australien	1971
osterrike	1961
Belgien	1961
Canada	1961
Danmark	1961
Finland	1969
Frankrike	1961
Tyskland	1961
Grekland	1961
Island	1961
Irland	1961
Italien	1962
Japan	1964
Luxemburg	1961
Nederlanderna	1961
Nya Zeeland	1973
Norge	1961
Portugal	1961
Spanien	1961
Sverige	1961
Schweiz	1961
Turkiet	1961
Storbritannien	1961
USA	1961