

# *ERASMUS UNIVERSITEIT ROTTERDAM*

Erasmus School of Economics

Bachelor scriptie [Financial Economics]

De korte en middellange termijneffecten van monetair beleid op de beurskoersen in de Verenigde Staten van 1995 tot 2020.

Naam student: Bas de Koning  
Studentnummer: 468379

Begeleider: Y.S. Gangaram-Panday  
Tweede beoordelaar:

Datum definitieve versie:

Het geschrevene in deze scriptie is de opvatting van de auteur en niet noodzakelijk die van de begeleider, tweede beoordelaar, Erasmus School of Economics of Erasmus Universiteit Rotterdam.

# Inhoudsopgave

<b>I. Introductie</b> .....	<b>1</b>
<b>II. Theoretisch kader</b> .....	<b>3</b>
2.1 Fisher-effect .....	3
2.2 Wisselkoersen .....	4
2.3 Conjunctuurafhankelijkheid .....	6
2.4 Berichtgeving in de media .....	7
2.5 Fiscaal beleid .....	8
<b>III. Data en model</b> .....	<b>9</b>
3.1 Data .....	9
3.2 Model .....	9
3.2.1 Event-study .....	9
3.2.2 Meetperiode .....	9
3.3 Variabelen .....	10
3.3.1 Onderscheid verwachte en verrassingscomponent .....	10
3.3.1 Abnormal returns .....	11
3.3.2 Buy and hold abnormal returns .....	11
<b>IV. Dataonderzoek</b> .....	<b>12</b>
4.1 Fisher-effect .....	12
4.1.1 Effect van monetair beleid op reële rente .....	12
4.1.2 Effect van reële rente op reële beurskoersen .....	13
4.2 Wisselkoersen .....	15
4.2.1 Effect van monetair beleid op wisselkoersen .....	15
4.2.2 Effect van wisselkoersen op beurskoersen .....	15
4.3 Conjunctuurafhankelijkheid .....	16
4.3.1 Kredietbeperkteid .....	16
4.3.2 Cyclische afhankelijkheid .....	17
4.4 Berichtgeving in de media .....	18
4.5 Fiscaal beleid .....	18
<b>V. Discussie</b> .....	<b>19</b>
<b>VI. Conclusie</b> .....	<b>20</b>

<b>Bibliografie .....</b>	<b>22</b>
<b>Appendix I .....</b>	<b>24</b>
<b>Appendix II: Resultaten .....</b>	<b>26</b>

– **Abstract** –

Dit paper onderzoekt welke invloed monetair beleid heeft op beurskoersen en wat hierbij de rol van de reële rente, wisselkoersen, kredietbeperkteid, cyclische afhankelijkheid, de media en fiscaal beleid is. De onderzoeksvraag luidt: “*Wat is het effect van expansief monetair beleid op de beurskoersen op de korte en middellange termijn?*”. Er wordt gebruik gemaakt van financieel economische en macro economische theorieën. De data zijn afkomstig uit de Datastream-database en zijn geherstructureerd ten einde een *event study* toe te kunnen passen. Uit de conclusie volgt dat onverwacht monetair beleid beurskoersen het meest doet fluctueren. Hierbij is een negatief verband gevonden tussen monetair beleid enerzijds, en de reële rente, wisselkoersen, cyclische afhankelijkheid en de media anderzijds. Fiscaal beleid heeft verklarende kracht, maar is praktisch onwerkbaar.

## I. Introductie

“ECB trekt 750 miljard uit voor opkoopprogramma tegen coronacrisis” (NOS, 2020). De ECB voert ter bestrijding van de economische gevolgen van de coronacrisis een expansief monetair beleid. De ECB koopt meerdere obligaties op, maar gaat niet over tot verlaging van de depositorente. De eerste maatregelen zijn minder ingrijpend dan werd verwacht, op de beurs zorgt dit ervoor dat de koersen verder in het rood schieten (NOS, 2020). Niettemin blijken de expansieve monetaire beleidsmaatregelen de beurskoersen positief te beïnvloeden. Vier dagen volgend op de laatste expansieve monetaire beleidsmaatregelen staan de beurskoersen van de AEX weer op groen (Euronext, 2020).

De discussie over de implicaties van een dergelijk beleid is niet onomstreden. De potentie en invloed van monetair beleid staat al sinds de beurskrach van 1929 ter discussie. Tot vlak na de Tweede Wereldoorlog was er unanieme overeenstemming dat monetair beleid irrelevant was, mede door de invloed van Keynes en zijn aanhangers. Zij waren van mening dat rentestanden niet verlaagd kunnen worden door monetair beleid en dat de eventuele invloed van rentestanden op investeringen en consumptie weinig goeds teweegbrengt. Dit leidde tot beleid waarin monetair beleid slechts diende teneinde de rentestanden laag te houden. Dit beleid faalde in meerdere landen, waardoor de potentie van monetair beleid weer steun vond (Friedman, 1968).

De centrale banken voeren restrictief monetair beleid door de nominale rente te verhogen. Hiervoor verkopen zij obligaties en verkleinen zij beschikbare reserves voor banken, teneinde de prijs van obligaties te verlagen en de opbrengsten te verhogen, en de geldhoeveelheid te verkleinen. Restrictief beleid wil economische verstoringen – overwaarderingen van aandelen, *crowding-out* effect, hoge inflatie – voorkomen en zo de conjunctuurgolven verkleinen.

De centrale banken voeren expansief monetair beleid door de nominale rente te verlagen middels het opkopen van obligaties en het verlagen van de depositorente voor banken, om zo de prijs van obligaties te verhogen en opbrengsten te verlagen en tegelijkertijd de geldhoeveelheid te vergroten. Hiermee wordt beoogd de reële rente te verlagen, waardoor de kosten van investeren lager worden en de opbrengsten hoger, met als gevolg dat de beurskoersen stijgen.

Een beurskoers is een prijs waartegen iemand aanspraak krijgt op een aandeel van een bedrijf. De prijzen van aandelen worden gevormd door de opbrengsten die investeerders verwachten te ontvangen. Op de lange termijn is de beurskoers gelijk aan zijn fundamentele waarden, waardoor monetair beleid op de lange termijn irrelevant is voor de reële prijs. Op de korte termijn zorgt monetair beleid echter wel voor fluctuaties van beurskoersen (Boudoukh et al., 1994). De oorzaak en de gevolgen van deze fluctuaties vormen de hoofdonderwerpen van dit paper. De onderzoeksvraag luidt derhalve:

*Wat is het effect van expansief monetair beleid op de beurskoersen op de korte en middellange termijn?*

In tijden van crises, zoals de coronacrisis, wordt beoogd economische schade te voorkomen middels expansief monetair beleid. Hierdoor draagt een bestudering van de effecten daarvan bij aan verdere

besluitvorming en onderzoek. De aandelenmarkt is hiervoor interessant doordat hij de mogelijkheid biedt voor kapitaalaccumulatie voor bedrijven en de bijbehorende economische groei beïnvloedt (Basistha et al., 2008). Monetair beleid heeft een direct effect op financiële markten, waardoor een bestudering van het verband tussen monetair beleid en beurskoersen cruciaal is voor het begrijpen van het beleidstransmissie mechanisme (Bernanke et al., 2005).

Dit paper beoogt bij te dragen aan de evaluatie van het al dan niet toepassen van expansief monetair beleid en een indicatie te geven van welke factoren van belang zijn om hierbij in acht te nemen. Dit paper toont aan welke mechanismen onder andere bijdragen aan de fluctuaties van beurskoersen en welke rol monetair beleid daarin speelt.

Het wetenschappelijk belang van dit paper is dat er beoogd wordt opnieuw bepaalde mechanismen te evalueren en nieuwe mechanismen te onderzoeken. Eerder bevestigde mechanismen kunnen wellicht verouderd zijn door de toename van globalisering, doordat er eerder met name van een gesloten economie werd uitgegaan (Eichengreen, 2007). Daarbij is er nog weinig onderzoek gedaan naar de invloed van de media op de economie, wat een mogelijk nieuw mechanisme vormt.

Dit onderzoek richt zich op de Verenigde Staten van Amerika (VS). Opkomende economieën hebben meer te maken met marktimperfecties en ontoereikende wetgeving, waardoor een dergelijke analyse ingewikkelder wordt. Daarnaast heeft een analyse van de VS het voordeel dat er een grootschalige economie gebruikt wordt met homogene wetgeving. Voor de VS wordt de *S&P Composite 1500* geanalyseerd, aangezien deze index meer dan 90% van de volledige Amerikaanse marktkapitalisatie omvat (S&P Composite 1500, 2020). De beurskoersen worden geanalyseerd door de *rate of return* te nemen op de prijsindex, om dividenden in acht te nemen.

Dit paper vervolgt zich als volgt: in sectie II wordt het theoretisch kader gegeven, in sectie III worden de gebruikte data en methodologie toegelicht, in sectie IV volgt het dataonderzoek, in sectie V de discussie en in sectie VI de conclusie.

## II. Theoretisch kader

### 2.1 Fisher-effect

Expansief monetair beleid vergroot onder andere de geldhoeveelheid. Vergroting van de geldhoeveelheid zet volgens het Fisher-effect de volgende kettingreactie in gang: eerst dalen de rentestanden, hierdoor nemen consumptie en investeringen toe, waardoor prijzen en lonen stijgen en de reële geldhoeveelheid weer afneemt, waarna de rentestanden weer stijgen naar hetzelfde niveau als voor de vergroting van geldhoeveelheid. Dit betekent dat expansief monetair beleid enkel op de korte termijn een positieve invloed heeft op investeringen.

Het Fisher-effect maakt een onderscheid tussen reële rentestanden ( $r$ ), nominale lange termijn rentestanden ( $i_{LT}$ ) en verwachte inflatie ( $\pi^e$ ). De centrale banken beschikken enkel over de controle over de nominale rentestand en inflatie, volgens het Fisher-effect wordt een verandering in de nominale rentestand gecompenseerd door de verwachte inflatie en laat de reële rentestand onveranderd (Krugman et al., 2018).

$$(1) \quad \text{Fisher - effect: } i_{LT} = r + \pi^e$$

Het Fisher-effect kan mogelijk ook een negatief effect van expansief monetair beleid op investeringen verklaren, namelijk: als de prijzen van goederen stijgen dan reageert het grote publiek te sterk en verwacht men dat de prijzen blijven stijgen, waardoor geldverstrekkers hogere rentes eisen en geldleners bereid zijn meer te betalen. Dit betekent dat verlaging van de nominale rente door expansief monetair beleid negatieve gevolgen kan hebben doordat de verwachtingen van marktparticipanten de nominale rente te ver doet toenemen (Friedman, 1968). Er is derhalve theoretische onderbouwing voor zowel een stijging als een daling van de reële rente als gevolg van expansief monetair beleid. Echter, de theoretische onderbouwing van de irrationele reactie van het grote publiek is met name denkbaar bij hoge inflatiestijgingen. De centrale bank van de VS voert een monetair beleid waarbij de doelinflatie gelijk is aan 2%, waardoor het eerste effect reëler is (Federal Reserve, 2020).

Een Fisher-effect is niet op de korte termijn te bewijzen, doordat de empirische analyse waarschijnlijk een vals resultaat geeft. De nominale rente kan op de korte termijn geen onderscheid maken tussen de inflatie en de reële rente, doordat zij sterk negatief gecorreleerd zijn (Söderlind, 2001). Op de lange termijn is dat onderscheid wel mogelijk (Mishkin, 1992). Dit Fisher-effect is echter onderzocht aan de hand van de voorspellende waarde van het niveau van de nominale rente, in dit onderzoek wordt gekeken naar de voorspellende waarde van een verandering van het niveau van de nominale rente, waardoor het endogeniteitsprobleem wordt verkleind. De verandering van de nominale rente staat hierdoor namelijk zeer indirect in verband tot de verandering van de inflatie. De verandering van de nominale rente heeft namelijk eerst invloed op de verwachte inflatie, waarna de verwachte inflatie invloed heeft op de daadwerkelijke inflatie.

Het is van belang vast te stellen of expansief monetair beleid de reële rente beïnvloedt of de verwachte inflatie. Als expansief monetair beleid enkel leidt tot extra inflatie, dan ontstaat er geen extra stimulans voor de economie en dienen de beurskoersen louter als *hedge* (Boudoukh et al., 1994). Boudoukh et al. (1994) hebben aangetoond dat verwachte inflatie op de lange termijn nagenoeg één-op-één wordt doorberekend in de beurskoersen, wat bevestigt dat verwachte inflatie geen economisch voordeel oplevert. Een verlaging van de reële rente daarentegen leidt ertoe dat de kapitaalkosten van bedrijven afnemen, waardoor de netto contante waarde van investeringen stijgen en zodoende de beurskoersen stijgen (Chatziantoniou et al., 2013). Hieruit volgt de hypothese:

*Als expansief monetair beleid wordt gevoerd dan daalt de reële rente, waardoor de beurskoersen van de S&P Composite 1500 stijgen.*

De nominale rente wordt in dit onderzoek bepaald aan de hand van staatsobligaties van tien jaar. Hiervoor wordt de *Yield to interest* gebruikt, aangezien de *Yield to maturity* de tijds waarde van geld in beschouwing neemt, waardoor de verwachte winstgevendheid van andere investeringen wordt mee gerekend en in mindering wordt gebracht op de waarde. Dit is onwenselijk, omdat de huidige rentestand ten tijde van de beleidsvoering van belang is.

De *Yield to interest* van een staatsobligatie is onderhevig aan marktfluctuaties die enkel een verstoring effect veroorzaken. Om dit effect te minimaliseren wordt het gemiddelde over de voorgaande periode gebruikt. De inflatie van de VS is in dit onderzoek gelijk aan de *Consumer Price Index (CPI)*. De reële rente wordt berekend door de inflatie af te trekken van de gemiddelde *Yield to interest*.

Verwachte inflatie en reële rente hebben invloed op de wisselkoersen. Over een internationaal Fisher-effect wordt in de literatuur echter weinig gesproken. Bij een hogere verwachte inflatie en een lagere reële rente depreciert de munt, of dit korte termijn economische groei oplevert hangt af van hoe de handel reageert op de depreciatie (Krugman et al., 2018).

## **2.2 Wisselkoersen**

Expansief monetair beleid onder een vrije wisselkoers leidt tot een depreciatie van de eigen munt (Krugman et al., 2018). Expansief monetair beleid onder een vaste wisselkoers heeft geen effect op de eigen munt. Uit Krugman et al. (2018) blijkt dat centrale banken in ontwikkelde landen een *managed floating* hanteren, dit houdt in dat wisselkoersen mogen fluctueren binnen bepaalde grenzen. De centrale banken kunnen depreciatie compenseren door buitenlandse activa te verkopen tegen binnenlandse valuta. Wanneer centrale banken de ondergrens van buitenlandse activa bereiken dan hebben de centrale banken van onder andere de VS en Europa nog swapovereenkomsten waarmee zij valuta kunnen uitwisselen en zo de wisselkoers kunnen sturen (Europese Centrale Bank, 2020).

De economische impact van depreciatie is onduidelijk. Theoretisch gezien leidt depreciatie tot extra vraag naar export en import-substituerende goederen. Economische stimulans middels

wisselkoersen is echter onderhevig aan meer factoren, namelijk: (i) risico-aversie van investeerders, (ii) internationale *supply chain*, (iii) definitieve investeringen en (iv) onzekerheid (Goldberg, 1993). Uit Goldberg (1993) blijkt dat de aanname dat export baat heeft bij depreciatie niet per definitie juist is. De onverwachte resultaten uit dat onderzoek kunnen verklaard worden doordat de *sample* van dit onderzoek, i.e. 1970-1990, onderhevig is aan een toenemende globalisering, waardoor industrieën in die periode geherstructureerd zijn. Een revaluatie is enkel om die reden al relevant.

In de periode voor 1970 werd in de neoklassieke modellen een gesloten economie verondersteld, waardoor wisselkoersen irrelevant waren (Eichengreen, 2007). Niettemin concluderen Auboin en Ruta (2013) dat er in de literatuur unanieme overeenstemming is dat volatiliteiten van wisselkoersen over het algemeen een negatieve invloed hebben op handel. Volatiliteiten brengen onzekerheid mee voor internationale industrieën, waardoor het productieniveau wordt verlaagd naar gelang het risico. Uit de literatuur volgt hierover echter geen eenduidig empirisch antwoord. (Auboin & Ruta, 2013). De impact van volatiliteiten is mede afhankelijk van *hedging*, swapovereenkomsten en industriële verschillen.

*Hedging* bestaat uit het afsluiten van een contract waarin geregeld staat tegen welke wisselkoers er betaald gaat worden. Praktisch is deze oplossing echter beperkt. Het opstellen van een dergelijk contract is duur, het is niet mogelijk in alle landen en niet toepasbaar voor alle industrieën (Auboin & Ruta, 2013). Een dergelijk contract verhoogt de prijs van export, wat ten nadele komt van economische welvaart. Niettemin kan de beschikbaarheid van *hedging* het risico van volatiliteiten minimaliseren.

Verschillende industrieën worden in verschillende mate beïnvloedt door een wisselkoersverandering. Dit komt door de globale *supply chain* en aanpassingskosten. Wanneer de bedrijven in een industrie halffabricaten importeren en fabricaten exporteren, dan werkt een wisselkoersveranderingen door in zowel de kosten als de omzet. Daarbij komt dat een bedrijf in een industrie in staat moet zijn om zijn productie aan te passen aan verschillende niveaus van vraag en aanbod om wisselkoersveranderingen invloed te laten hebben.

Niettemin leidt een depreciatie van circa 10% tot een toename in de export van 4-7% (Tang & Zhang, 2012). Hierdoor stijgt de verwachte winstgevendheid voor bedrijven die niet afhankelijk zijn van een globale *supply chain* en lage aanpassingskosten hebben bij depreciatie. De gehele economie lijdt als gevolg van depreciatie aan waardevermindering, deze bedrijven kunnen echter kapitaliseren door middel van export, waardoor hun waarde toeneemt ten opzichte van andere bedrijven.

De gevolgen van depreciatie zijn tot nog toe enkel bewezen op basis van bilaterale handelsrelaties (Auboin et al., 2013). De EU en de VS hebben de grootste bilaterale handels- en investeringsrelatie ter wereld met hele lage gemiddelde tarieven (onder 3%), waardoor de handel tussen de EU en de VS weinig tot niet verstoord is (Europese Commissie, 2020). De industrieën die het meest exporteren naar Europa zijn geïdentificeerd en gerapporteerd door Europese Commissie (2020), deze industrieën zijn: Gas en Olie (10,0%), Chemicaliën (10,5%), Medicijnen (12,6%), Agrarische Producten (5,5%), Automotieven (5,1%), Metaal en mijnproducten (3,5%), Machines (21,0%) en Industriële Machines (19,4%). De hypothese luidt:



*Als expansief monetair beleid gevoerd wordt dan deprecieert de US Dollar/Euro wisselkoers, waardoor de beurskoersen van de industrieën op de S&P 1500 die exporteren naar Europa sterker stijgen.*

Noemenswaardig is dat expansief monetair beleid wordt toegepast tijdens recessie, waardoor winsten lager worden ingeschat, i.e. beurskoersen dalen. Om een volledig model te kunnen schatten moet er gecorrigeerd worden voor de mate waarin industrieën afhankelijk zijn van de conjunctuur.

### **2.3 Conjunctuurafhankelijkheid**

Expansief monetair beleid wordt gevoerd om de economie te stimuleren. Uit eerder onderzoek is gebleken dat onverwacht expansief monetair beleid de beurskoersen meer doet stijgen in ‘slechte’ economische omstandigheden dan in ‘goede’ economische omstandigheden (Kontonkas et al., 2013). Basistha en Kurov (2008) verklaren dat dit komt doordat de kredietmarktcondities ten tijde van recessie slecht zijn. Borio et al. (2012) stellen dat de kredietmarktcondities verslechteren doordat de banken door de kredietdrempel moeilijker krediet kunnen verstrekken en doordat liquiditeit afneemt wanneer het verwachte risico toeneemt. In de literatuur is er theoretische en empirische overeenstemming dat expansief monetair beleid ertoe leidt dat banken meer krediet verstrekken (Borio et al., 2012). Hierdoor profiteren kredietbeperkte bedrijven van expansief monetair beleid, doordat een restrictie voor hen wordt opgeheven (Basistha et al., 2008).

Boudoukh et al. (1994) laten zien dat het effect van verwachte inflatie op de beurskoersen verschilt tussen cyclische en acyclische industrieën. Dit bevestigt dat verwachte inflatie als indicator dient voor recessie. Tevens betekent dit dat cyclische industrieën meer profijt hebben van expansief monetair beleid dan acyclische industrieën. Hieruit volgt de hypothese:

*De beurskoersen van cyclische kredietbeperkte industrieën van S&P Composite 1500 stijgen het meest na onverwacht expansief monetair beleid.*

Kredietbeperktheid wordt verondersteld voor *small cap* bedrijven. *Small cap* bedrijven hebben een kleine marktkapitalisatie, waardoor zij beperkt zijn in hun liquiditeit en kapitaalaccumulatie mogelijkheden. Cyclische industrieën zijn de industrieën die niet-essentiële goederen en diensten leveren, waarop bespaard kan worden. De cyclische industrieën staan in Tabel 1 van Appendix I.

De hypothese is volgens de literatuur al één keer als onjuist bewezen. Dit was tijdens de financiële crisis van 2007-2009. Uit het empirisch onderzoek van Kontonkas et al. (2013) blijkt dat financiële markt participanten anders reageren in tijden van verhoogde macro-financiële onzekerheid en rentes die richting de 0% convergeren. Historische lage rentes werden gezien als een teken van wanhoop van bankiers, waardoor de toekomstige winstgevendheid lager werd ingeschat (The Economist, 2010).

De manier waarop het nieuws wordt ontvangen is van grote invloed op de verwachte opbrengsten van aandelen, i.e. beurskoersen.

#### **2.4 Berichtgeving in de media**

De centrale banken hebben slechts in beperkte mate invloed op hoe het nieuws wordt ontvangen. Centrale banken hebben enkel de controle over de nominale rente en moeten hiermee de prijzen van aandelen en de rentestanden van alle financiële producten beïnvloeden. Hierdoor is de manier waarop de doelgroepen worden ingelicht van belang (Berger et al., 2011).

Uit onderzoek van de ECB (2008) en Bernanke en Kenneth (2005) blijkt dat financiële marktparticipanten grotere schattingsfouten maken wanneer de centrale banken het monetaire beleid niet communiceren. Financiële marktparticipanten zijn hierom uiterst sensitief voor berichtgeving van de centrale banken, waardoor er directe communicatie is tussen de centrale banken en de participanten.

Het grote publiek is voor de centrale banken moeilijker te bereiken, waardoor de communicatie via de mediakanalen, zoals kranten en televisie, geschiedt. De media evalueren het beleid van de centrale banken kritisch. De media hebben hierdoor indirect invloed op de ontwikkeling van de daadwerkelijke inflatie. Het grote publiek beïnvloedt namelijk de daadwerkelijke inflatie door hun beslissingen inzake sparen, investeren en consumeren (Berger et al., 2011).

Meer berichtgeving komt ten goede voor de geschatte inflatie, een negatieve toon van de media als reactie op het beleid van de centrale banken echter niet (Lamla et al., 2014). Lamla en Lein (2014) concluderen dat het grote publiek grotere schattingsfouten maken naarmate de toon negatiever is. Berger et al. (2011) vonden dat wanneer de inflatie boven de 2% staat de toon altijd negatief is, doordat inflatie als indicator voor recessie wordt gebruikt (Boudoukh et al., 1994). Hierdoor schat het grote publiek ten tijde van hoge inflatie de verwachte opbrengsten inflatie te negatief in, wat leidt tot de hypothese:

*Negatieve berichtgeving heeft een negatieve correlatie met de beurskoersen van de S&P Compisite 1500.*

Een database met betrekking tot de berichtgeving van de media over het monetaire beleid van de *Federal Reserve (FED)* ontbreekt. De *Pew Economic Journalism News Coverage Index* kan uitkomst bieden, deze index rapporteert waar de media met name over berichten. Deze index dateert echter niet verder terug dan 2007, waardoor deze voor dit onderzoek weinig uitkomst biedt (Binder, 2017).

Derhalve worden er primaire data gebruikt. De *proxy* voor negatieve berichtgeving is gelijk aan het aantal artikelen over recessie in de VS dat binnen één maand na de monetair beleidsvoering gepubliceerd wordt, hoe vaker er gesproken wordt over recessie des te negatiever de invloed op het publiek. Uit Blinder (2017) blijkt welke mediakanalen de meeste invloed hebben, namelijk *The New York Times*, *Los Angeles Times*, *CNN*, *USA Today*, *The Wallstreet Journal*, *Fox News* en *ABC News*. Problematisch is echter dat de *Los Angeles Times*, *USA Today*, *CNN*, *Fox News* en *ABC News* het niet

mogelijk maken om te filteren op specifieke datums. Eveneens gaat het archief van *The Wallstreet Journal* niet terug tot 1995, maar tot 1997. Hierdoor kan enkel de invloed van *The New York Times* en *The Wallstreet Journal* geëvalueerd worden in dit onderzoek.

## **2.5 Fiscaal beleid**

Het IS-LM model geeft het interactie-effect tussen monetair en fiscaal beleid op het reëel BBP weer (figuur 1, Appendix I). Het IS-LM model heeft beperkte verklarende waarde, doordat inflatie, rationele verwachtingen en internationale markten buiten beschouwing laat (Hall et al., 1977). Niettemin vullen monetair en fiscaal beleid elkaar in de praktijk aan. De interactie tussen monetair en fiscaal beleid is belangrijk voor het verklaren van beursontwikkelingen, maar weinig onderzocht (Chatziantoniou et al., 2013). Zo kunnen de gevolgen van financiële crises worden beperkt door het eigen vermogen even aantrekkelijk te maken als vreemd vermogen (Nouwen, 2020).

Theoretisch gezien kan fiscaal beleid de beurskoersontwikkeling op drie manier beïnvloeden, i.e.: Keynesiaanse theorie stelt dat fiscaal beleid louter ter stabilisatie van fluctuaties van de economie acyclisch moet worden ingezet en zodoende beurskoersen stabiliseert, Ricardiaanse theorie stelt dat fiscaal beleid geen effect kan hebben doordat elke publieke investering gecompenseerd wordt door privaat sparen en de klassieke economie stelt dat publieke investeringen enkel de ruimte wegneemt voor private investeringen en zodoende een negatieve invloed heeft op beurskoersen. (Bernheim, 1989). Een Keynesiaanse toepassing is echter onwaarschijnlijk, doordat fiscaal beleid wordt bepaald door het politiek economische veld (Chatziantoniou et al, 2013). Uit empirisch onderzoek blijkt dat wanneer een overheid expansief fiscaal beleid voert middels schuldfinanciering de beurskoersen dalen, hetgeen te verenigen is met de Ricardiaanse theorie en de klassieke economie (Darrat, 1988). Bovendien is de interactie met expansief monetair beleid in de empirische onderzoeken buiten beschouwing gelaten. De mate waarin monetair beleid succesvol is, is mede afhankelijk van fiscaal beleid (Jansen et al., 2008). Monetair en fiscaal beleid dienen beide hetzelfde doel, waardoor de twee beleidsvormen elkaar vanzelf complementeren. Daarbij komt dat monetair beleid dient om de staatsschulden te verlagen wanneer overheden moeten lenen door een crisis (Financieel Dagblad, 2020).

De overheidsinvloed bestaat uit zowel de staatsschuld als de staatsinvesteringen. Wanneer de overheid investeert ten tijde van recessie dan verplaatst er inkomen naar consumenten, waardoor er meer geïnvesteerd wordt in de private sector. Hieruit volgt de hypothese:

*Als expansief monetair beleid gecomplementeerd wordt door expansief fiscaal beleid dan stijgen de beurskoersen meer.*

### III. Data en model

#### 3.1 Data

Alle data in dit onderzoek zijn afkomstig van de Datastream database. De data beslaan de periode 1995-2020, doordat de *FED* sinds februari 1994 een consequent beleid voert met betrekking tot het aankondigen van beleidsveranderingen (Bernanke & Kenneth, 2005). Er is besloten 1994 als geheel buiten beschouwing te laten, zodat de reactie van de markt op de aanpassing van de beleidsvoering niet wordt meegenomen.

In lijn met de literatuur is in dit onderzoek het expansieve monetaire beleid van de *FED* op 17 september 2001 buiten beschouwing gelaten (Bernanke et al, 2005). De effecten van het monetaire beleid zijn namelijk verstoord door de terroristische aanslagen van 11 september 2001.

#### 3.2 Model

##### 3.2.1 Event study

In dit onderzoek wordt er gebruik gemaakt van een cross-sectie analyse. Uit de literatuur blijkt dat ingewikkeldere econometrische modellen weinig extra waarde opleveren, waardoor een *event study* toereikend is (Bernanke et al., 2005). Bovendien is een daling van de beurskoersen waarschijnlijk gecorreleerd met het ingrijpen in het monetaire beleid, waardoor er sprake is van een *downward bias*, wat betekent dat de geschatte coëfficiënten onderschat worden. De *event study* bestaat uit het uitvoeren van *Ordinary Least Squares* (OLS) regressies. De basisformule van een OLS-regressie is als volgt, waarin  $y_z$  de onafhankelijke variabele is en  $X$  de interesse variabele is:

$$(2) \quad y_z = \alpha + \beta_1 X + \varepsilon$$

##### 3.2.2 Meetperiode

De korte termijn bestaat uit één periode en de middellange termijn bestaat uit het aantal periodes tussen twee beleidsvoeringen, dit verschil reikt van één tot twaalf periodes. In dit onderzoek loopt elke periode vanaf de 15<sup>e</sup> dag van elke maand tot de 15<sup>e</sup> dag van elke voorgaande maand. De reden hiervoor is dat de gemiddelde inflatie elke maand over deze periode wordt berekend. Wanneer de 15<sup>e</sup> dag van de maand geen werkdag is, dan worden de waardes van de 14<sup>e</sup> dan wel de 16<sup>e</sup> gebruikt, zodat de meest dichtstbijzijnde waarde wordt gebruikt.

In eerder onderzoek werd de maandelijkse *rate of return* berekend over de prijsindex van het begin van de maand en het einde van de maand, waardoor de periode niet overeenkomt met de periode van de gemiddelde inflatie. Hierdoor is de correlatie tussen de gemiddelde inflatie en de *rate of return* verstoord. In dit onderzoek wordt de maandelijkse *rate of return* over de prijsindex berekend van de 15<sup>e</sup> van de elke maand tot op de volgende 15<sup>e</sup> van de maand. Hierdoor is het meetprobleem, zoals aangestipt in Jaffe et al. (1976), in dit onderzoek opgelost.

Een nadeel is echter dat er in de dataset twee keer meer dan één keer expansief monetair beleid is gevoerd in één periode. Om dit op te lossen is de verwachte en onverwachte component van elke beleidsvoering bepaald, en bij elkaar opgeteld. Het eventuele verstoringseffect dat hierdoor ontstaat wordt geëvalueerd door een *dummy*-variabele aan de regressies toe te voegen. Deze *dummy*-variabele is gelijk aan één wanneer er twee keer monetair beleid is gevoerd in één periode.

### 3.3 Variabelen

#### 3.3.1 Onderscheid verwachte en verrassingscomponent

Op beurskoersen is de semisterke efficiënte markthypothese van toepassing, de semisterke efficiënte markthypothese stelt dat alle beschikbare informatie is verwerkt in de prijzen van aandelen (Van der Sar et al., 2014). Derhalve moet er gekeken worden naar onverwachte veranderingen van het monetaire beleid, want het verwachte monetaire beleid is volgens deze hypothese al verwerkt in de prijzen (Kontonkas et al., 2013).

De factor van ‘verrassing’ van expansief monetair beleid is af te leiden door middel van de *front month* prijzen van de *30-Days Federal Funds Futures*. *Futures* zijn contracten die op de laatste werkdag van elke maand ingewisseld worden, waardoor zij de marktverwachtingen van rentes duidelijk weergeven. *Front month* prijzen zijn de prijzen op de markt van alle *futures* die als eerstvolgende verlopen. De *implied futures rate* is gelijk aan de prijs verminderd met honderd. De *implied futures rate* is gebaseerd op de gemiddelde verwachting van de *Federal Funds Rate* van de bijbehorende maand, waardoor het verrassingseffect moet worden opgeschaald om de werkelijke waarde te krijgen. De verrassingsfactor is te kwantificeren middels de volgende formule (Bernanke et al., 2005):

$$(3) \quad \Delta i^u = \frac{D}{D-d} (f_{m,d}^0 - f_{m,d-1}^0)$$

In deze formule is  $\Delta i^u$  de onverwachte renteveranderingen,  $f_{m,d}^0$  de *implied futures rate* op de laatste werkdag van de maand,  $f_{m,d-1}^0$  de *implied futures rate* op de eerste werkdag van de maand,  $D$  het aantal dagen van die maand en  $d$  de dag waarop een beleidsverandering bekend is gemaakt. In lijn met de literatuur wordt er niet opgeschaald wanneer de beleidsvoering binnen de laatste drie dagen van de maand valt (Bernanke et al., 2005).

In eerder onderzoek werden de  $D$  en  $d$  niet aangepast op welke werkdag de maand begint, dit leidt tot een onjuiste opschaling. Wanneer de eerste werkdag van de maand op de derde dag van de maand valt, dan wordt de mate van verrassing overschat. In dit onderzoek is gecorrigeerd voor welke dag de eerste werkdag van de maand is en welke dag de laatste werkdag van de maand is. Weekenddagen dienen binnen een periode wel meegewogen te worden, doordat renteverwachtingen zich ook ontwikkelen tijdens het weekend. Echter, weekenddagen die tussen twee *future* contracten invallen worden niet meegenomen.

Een ander probleem ontstond wanneer er twee keer in één maand monetair beleid is gevoerd. In de *sample* heeft elke tweede beleidsvoering plaatsgevonden binnen de laatste drie dagen van de maand, waardoor deze beleidsvoering niet hoeft te worden opgeschaald. De onverwachte factor van de eerste beleidsvoering wordt berekend door de *front month* prijs van de dag voor de tweede beleidsvoering af te trekken van de eerste *front month* prijs van de maand, waarna er wordt opgeschaald tegen het aantal dagen dat er tussenin zit. De onverwachte factor van de twee beleidsvoering wordt berekend door de *front month* prijs van de dag voor de tweede beleidsvoering af te trekken van de laatste *front month* prijs van de maand. Als het verrassingselement bepaald is dan kan uit de volgende formule de verwachte rentetoeename worden afgeleid, waarin  $\Delta i^e$  vertelt hoeveel renteverandering de markt verwachtte,  $\Delta i$  geeft de doelrenteverandering.

$$(4) \quad \Delta i^e = \Delta i - \Delta i^u$$

### 3.3.1 Abnormal returns

De *abnormal return* (*AR*) van een industrie is gelijk aan de *rate of return* van de exporterende industrie verminderd met de *benchmark*. In deze formule staat  $ror_x$  voor de *rate of return* van de exporterende industrie over de periode waarin de beleidsvoering heeft plaats gevonden,  $ror_{BM}$  voor de *rate of return* van de *benchmark*. Hieruit volgt de formule:

$$(5) \quad AR = ror_x - ror_{BM}$$

### 3.3.2 Buy and hold abnormal returns

De *buy and hold abnormal returns* (*BHAR*) worden berekend door de *buy and hold abnormal returns* van de betreffende industrie af te trekken van de *buy and hold abnormal returns* van de *benchmark*. *Buy and hold abnormal returns* worden berekend door te veronderstellen dat een investeerder vlak voor de beleidsvoering 1.000 US Dollar heeft geïnvesteerd in de betreffende industrie en 1.000 US Dollar in de *benchmark*. De investeerder haalt elke maand rendement, die hij door investeert in dezelfde aandelen. De *buy and hold abnormal returns* is dan gelijk aan het verschil in rendement tussen de twee investeringen. Het rendement van een investering is gelijk aan het totaal aan rendement wat de investeerder hiermee heeft behaald over de periode vanaf vlak voor de beleidsvoering tot aan de volgende beleidsvoering, met een maximum van twaalf periodes.

Doordat er bij de *abnormal returns* en de *buy and hold abnormal returns* wordt gekeken naar het verschil in de beurskoersen als gevolg van monetair beleid, wordt de doelrenteverandering toegepast in de regressie en niet de verwachte factor en de verrassingsfactor. De semisterke efficiënte markthypothese is namelijk voor het verklaren van het verschil tussen beurskoersen niet van belang, aangezien het gaat om de onderliggende processen die het verschil veroorzaken.

## IV. Dataonderzoek

### 4.1 Fisher-effect

#### 4.1.1 Effect van monetair beleid op reële rente

De eerste hypothese veronderstelt dat de beurskursen stijgen, doordat de reële rente daalt als gevolg van expansief monetair beleid. Hiervoor moet eerst worden bewezen dat expansief monetair beleid leidt tot een lagere reële rente, derhalve wordt de volgende regressie geschat:

$$(6) \quad y_{\delta r_{real}} = \alpha + \beta_1 \delta r_{FED} + \varepsilon$$

In deze formule staat  $\delta r_{real}$  gelijk aan het verschil in de reële rente in één periode voorafgaand aan het monetaire beleid en één periode erna.  $\delta r_{FED}$  staat gelijk aan de beleidsverandering. Ten einde de correcte controle variabelen te vinden zijn er meerdere regressies geschat (Tabel 1, Appendix II).

Uit model vier blijkt dat als de *dummy*-variabele met betrekking tot de financiële crisis ( $D_{Fincri}$ ) aan het model wordt toegevoegd dat  $\delta r_{FED}$  dan aanzienlijk stijgt, wat betekent dat er sprake was van een *downward bias*. Tijdens de financiële crisis kon monetair beleid de reële rente minder sturen. Uit model tien blijkt dat een interactie-effect tussen de financiële crisis en de doelrenteverandering erg insignificant is en de verklarende waarde doet afnemen, derhalve wordt de interactieterm niet opgenomen in het model.

Kontonkas et al. (2013) suggereerde dat monetair beleid tijdens de financiële crisis een ongebruikelijk effect had, doordat het niveau van de doelrente laag lag. Uit model twee volgt dat de doelrentestand ( $r_{FED}$ ) als controle variabele dient, omdat de interesse variabele verandert en de *adjusted R<sup>2</sup>* toeneemt.

De centrale banken beogen hun doelrente te behalen door onder andere de geldhoeveelheid aan te passen. Uit Chatziantoniou et al. (2013) volgt eveneens dat de geldhoeveelheid erg significant is voor het bepalen van het effect van fiscaal en monetair beleid op aandelen. Hierom wordt de procentuele verandering in de geldhoeveelheid ( $\delta MS$ ) toegevoegd aan het model, waardoor de coëfficiënt van  $\delta r_{FED}$  verandert en de verklarende kracht sterk toeneemt (Tabel 1, Appendix II).

Zowel monetair beleid als de reële rente is gecorreleerd met de stand van de conjunctuur. Een variabele hiervoor bestaat echter niet, waardoor er *proxy's* gebruikt moeten worden, i.e.: de werkloosheidsgraad, het BBP en het marktrendement. Het marktrendement is gelijk aan de *rate of return* over de S&P 500, doordat deze index het meest gebruikt wordt als *benchmark* (Mackinley, 1997). Het BBP en de werkloosheidsgraad worden omgerekend naar de procentuele verandering.

Betrouwbare data over de invloed van monetair beleid van de *FED* op de reële dan wel de nominale wisselkoers van de US Dollar ontbreken, waardoor de procentuele verandering van de export quotum als *proxy* is gebruikt ( $\delta Q$ ). De export quotum is gelijk aan de procentuele verandering van de totale export minus de totale import, welke is berekend door het handelsvolume maal de bijbehorende

prijs te doen. Uit model acht van Tabel 1 (Appendix II) blijkt dat de *adjusted R*<sup>2</sup> toeneemt met bijna 20% en dat de coëfficiënt van  $\delta r_{FED}$  met 0,082 afneemt.

Uit model vijf, zes en zeven van Tabel 1 (Appendix II) blijkt dat de werkloosheidsgraad ( $\delta U_{ne}$ ), het marktrendement ( $r_{or_{S\&P500}}$ ) en het BBP ( $\delta GDP$ ) erg sterk gecorreleerd zijn met de verandering van de doelrente en de reële rente, waardoor de coëfficiënt van de interesse variabele verandert en zowel de aangepaste verklarende waarde als de significantie stijgen. Uit model acht volgt de regressieformule:

$$(7) \quad y_{\delta r_{real}} = \alpha + \beta_1 \delta r_{FED} + \beta_2 r_{FED} + \beta_3 \delta MS + \beta_4 D_{Fincri} + \beta_5 \delta U_{ne} + \beta_6 \delta GDP + \beta_7 r_{or_{S\&P500}} + \beta_8 \delta Q + \varepsilon$$

De significantie van  $\delta r_{FED}$  valt net buiten het significantieniveau van 5% ( $P > |1,98| = 0,053$ ), maar dat is geen absolute *threshold* om de coëfficiënt te kunnen interpreteren. Een belangrijke kanttekening bij dit onderzoek is dat de *sample* maar uit 62 observaties bestaat, waardoor de *power* van de *t-test* lager ligt en het moeilijker is om een significante coëfficiënt te schatten. Derhalve wordt het teken van de coëfficiënt wel geïnterpreteerd: uit de regressie volgt dat de relatie tussen de verandering van de doelrente en de reële rente positief is, wat betekent dat de reële rente daalt bij expansief monetair beleid en stijgt bij restrictief monetair beleid.

#### 4.1.2 Effect van reële rente op reële beurskoersen

Deze factoren worden vervolgens toegevoegd in een regressie op de reële *rate of return* van de S&P 1500 ( $real - r_{or_{S\&P1500}}$ ). De *rate of return* wordt reëel gemaakt door de inflatie ervan af te trekken. Er wordt verwacht dat het effect van monetair beleid groter is naarmate de verrassingsfactor groter is, waardoor er een kwadratisch verband wordt verwacht (Stock & Watson, 2014). Hieruit volgt de regressie:

$$(8) \quad y_{real-r_{or_{S\&P1500}}} = \alpha + \beta_1 \Delta i^e + \beta_2 \Delta i^u + \beta_3 (\Delta i^u)^2 + \beta_4 \delta r_{real} + \varepsilon$$

Doordat de reële rente eveneens een interesse variabele is in deze regressie, zullen dezelfde controle variabelen als bij de vorige regressie worden geëvalueerd. Uit de modellen één tot en met zeven in Tabel 2 (Appendix II) blijkt dat de coëfficiënten van elke interesse variabelen significant verandert door het toevoegen van elke variabele, i.e.: *money supply*, *financial crisis*, *unemployment* en *GDP*. Ook het effect van de procentuele verandering van de Euro/Dollar wisselkoers ( $\delta \frac{\$}{\text{€}}$ ) blijkt significant. Door deze variabele toe te voegen wordt de *sample* echter beperkt van 1999 tot 2020, doordat de Euro pas in 1999 is ingevoerd. Hierdoor ligt de *power* nog lager, maar de *adjusted R*<sup>2</sup> stijgt, wat betekent dat de variabele van betekenis is.



Eveneens zijn er controle variabelen aangemaakt voor wanneer er twee keer monetair beleid is gevoerd in één maand ( $D_{twom}$ ) en voor wanneer er twee keer monetair beleid is gevoerd in één periode ( $D_{twop}$ ). Door het toevoegen van deze twee *dummy*-variabelen veranderen de coëfficiënten van de interesse variabelen niet en verlaagt de *adjusted R*<sup>2</sup>, de twee verstoringen hebben geen significant effect gehad op de interesse variabelen en zijn derhalve irrelevant.

Om de invloed van de financiële crisis correct te kwantificeren zijn er interactie-effecten tussen de *dummy*-variabele van de financiële crisis met de verwachte verandering, de onverwachte verandering en de onverwachte verandering in het kwadraat getoetst. Door het toevoegen van deze interactietermen neemt de *adjusted R*<sup>2</sup> toe met 18%, en de coëfficiënten van de interesse variabelen veranderen sterk (Tabel 2, Appendix II). Hieruit blijkt dat de interactietermen relevant zijn, derhalve is de regressie formule:

$$(9) y_{real-ror_{S\&P1500}} = \alpha + \beta_1 \Delta i^e + \beta_2 \Delta i^u + \beta_3 (\Delta i^u)^2 + \beta_4 \delta r_{real} + \beta_5 \delta MS + \beta_6 D_{Fincr} + \beta_7 \delta U_{ne} + \beta_8 \delta GDP + \beta_9 \delta Q + \beta_{10} \delta \frac{\$}{\epsilon} + \beta_{11} (D_{Fincri} * \Delta i^e) + \beta_{12} (D_{Fincr} * \Delta i^u) + \beta_{13} (D_{Fincr} * (\Delta i^u)^2) + \varepsilon$$

De coëfficiënt van  $\Delta i^e$  is niet significant ( $P > |-1,38| = 0,173$ ), deze was enkel in de regressie van model acht en negen significant bij significantieniveau van 10%. Dit suggereert dat de invloed van de verwachte component van de doelrenteverandering weinig tot geen invloed heeft op de beurskoersen en al was verwerkt in de prijsindices, wat in lijn is met de semesterke efficiënte markthypothese.

De coëfficiënt van  $\Delta i^u$  was daarentegen in model elf significant bij een significantieniveau van 5% en de coëfficiënt van  $(\Delta i^u)^2$  is significant bij een significantieniveau van 1%. De coëfficiënten van zowel  $\Delta i^u$  als  $(\Delta i^u)^2$  zijn erg negatief, wat betekent dat de reële *rate of return* over de beursgenoteerde Amerikaanse economie stijgt wanneer de *FED* onverwacht de doelrente verlaagt en dat deze stijging toeneemt naarmate het verrassingseffect groter is. Omgekeerd betekent dit ook dat de reële *rate of return* sterker daalt wanneer de *FED* onverwacht restrictief monetair beleid voert.

De invloed van de verandering van de reële rente op beursfluctuaties is in geen enkel model significant geschat. Niettemin is de variabele wel gecorreleerd met de andere interesse variabelen en is er sprake van een *upward bias* voor de andere interesse variabelen in de modellen twee en drie, waardoor de reële rente fungeert als controle variabele. De eerste hypothese wordt deels bevestigend beantwoord: door het voeren van onverwacht expansief monetair beleid daalt de reële rente en stijgen de reële beurskoersen, maar het empirische bewijs voor een causaal verband tussen de daling van de reële rente en de stijging van de reële beurskoersen ontbreekt.

## 4.2 Wisselkoersen

### 4.2.1 Effect van monetair beleid op wisselkoersen

Om te toetsen of expansief monetair beleid leidt tot hogere beurskoersen van exporterende sectoren door depreciatie moet er eerst gekeken worden of de wisselkoersen worden beïnvloed door monetair beleid.

Uit Tabel 3 (Appendix II) volgt dat het BBP, de export quotum, de reële rente, de werkeloosheid, netto buitenlandse investeringen, de *rate of return* van de S&P 500 en de financiële crisis allemaal invloed hebben op de coëfficiënt van  $\delta r_{FED}$  en moeten derhalve worden toegevoegd aan het model. Van de netto buitenlandse investeringen (*NFI*) wordt de procentuele verandering gebruikt. Uit Tabel 3 (Appendix II) volgt dat model negen het juiste model is, en deze formule is gelijk aan:

$$(10) \quad y_{\frac{\$}{\epsilon}} = \alpha + \beta_1 \delta r_{FED} + \beta_2 \delta r_{real} + \beta_3 \delta MS + \beta_4 \delta Une + \beta_5 \delta GDP + \beta_6 \delta Q + \beta_7 NFI + \beta_8 Ror_{S\&P500} + \varepsilon$$

Uit deze regressie volgt dat  $\delta r_{FED}$  een positieve relatie heeft met de Dollar/Euro wisselkoers. De coëfficiënt van  $\delta r_{FED}$  is gelijk aan 2,112. Dit betekent dat wanneer de doelrenteverandering met één eenheid toeneemt, de wisselkoersverandering met 2,112 toeneemt, *ceteris paribus*. Expansief monetair beleid van de *FED* leidt er derhalve toe dat de US Dollar deprecieert ten opzichte van de Euro. Dit verband is echter niet significant bij een significantieniveau van 5%. Deze is namelijk gelijk aan ( $P > |1,77| = 0,084$ ), dit komt wederom door de lage *power*.

### 4.2.2 Effect van wisselkoersen op beurskoersen

Om te toetsen of de export profijt heeft van depreciatie moet er voor de korte termijn de *abnormal returns* berekend worden en voor de middellange termijn de *buy and hold abnormal returns*. Als benchmark wordt de S&P 1500 gebruikt. Zowel de *abnormal returns* als de *buy and hold abnormal returns* van alle industrieën van Tabel 1 Appendix I worden bij elkaar opgeteld en gewogen naar gelang hun aandeel in de export. Het regressiemodel van de *abnormal returns* staat in Tabel 4 (Appendix II), i.e. model tien. De regressieformule van model tien is als volgt:

$$(11) \quad y_{AR} = \alpha + \beta_1 \delta \frac{\$}{\epsilon} + \beta_2 \delta r_{FED} + \beta_3 \delta Une + \beta_4 \delta GDP + \beta_5 \delta Q + \beta_6 D_{Fincri} + \varepsilon$$

Uit model tien volgt dat de coëfficiënt van  $\delta \frac{\$}{\epsilon}$  gelijk is aan 0,4641, deze coëfficiënt is significant bij een significantieniveau van 1%. Dit betekent dat de *abnormal returns* met 0,4641 toenemen wanneer de wisselkoersverandering met één eenheid toeneemt, *ceteris paribus*. Bij een wisselkoersstijging van de Dollar/Euro-wisselkoers nemen de *abnormal returns* namelijk toe. Dit betekent dat als de Dollar deprecieert ten opzichte van de Euro, het rendement van de exporterende toeneemt ten op zichten van de andere industrieën.

De resultaten van de regressie van de *buy and hold abnormal returns* staan in Tabel 5 (Appendix II), waaruit blijkt dat er in geen enkel model een significante coëfficiënt van de wisselkoers is geschat. Op de middellange termijn is er derhalve geen verband gevonden tussen de veranderingen van de wisselkoers en de winstgevendheid van exporterende industrieën. Dit is te verklaren door onder andere *hedging* en doordat bedrijven contracten opstellen tegen welke prijs er in Dollars betaald gaat worden, waardoor depreciatie niet per definitie leidt tot een hogere prijs.

In conclusie betekent dit dat op de korte termijn de beurskoersen van de industrieën die het meest exporteren naar Europa sneller stijgen. Op de middellange termijn is dit verband niet significant.

### 4.3 Conjunctuurafhankelijkheid

#### 4.3.1 Kredietbeperkteid

Zoals gesteld wordt kredietbeperkteid verondersteld groter te zijn voor bedrijven met een lagere marktkapitalisatie. Als *benchmark* wordt hierom de S&P 500 genomen, want deze index omvat de bedrijven met de grootste marktkapitalisatie. Als kredietbeperkte bedrijven worden de S&P 400 en de S&P 600 genomen, aangezien deze indices de middelgrote en de kleinste marktkapitalisatie omvatten.

Tabel 6 en 7 (Appendix II) geven de regressieresultaten voor de *abnormal returns*. Door het toevoegen van de Euro/Dollar wisselkoers worden de interesse variabelen een stuk significanter. De regressieformule komt voort uit model tien en is als volgt:

$$(12) y_{CAR} = \alpha + \beta_1 \delta r_{FED} + \beta_2 \delta r_{nominal} + \beta_3 \delta MS + \beta_4 \delta Une + \beta_5 \delta GDP + \beta_6 \delta Q + \beta_7 D_{Fincri} + \beta_8 \delta \frac{\$}{\epsilon} + \beta_9 \delta NFI + \varepsilon$$

$\delta r_{FED}$  is in beide regressies negatief en significant bij een significantieniveau van 5%, wat betekent dat een investeerder die investeert in de S&P 600 dan wel de S&P 400 wanneer de doelrente verlaagd wordt winst maakt ten opzichte van wanneer hij geïnvesteerd zou hebben in de S&P 500. De coëfficiënt van  $\delta r_{FED}$  voor de *abnormal returns* van de *small cap* is gelijk -3,266 en van de *mid cap* -2,066. Wanneer de doelrente wordt verlaagd met één eenheid, dan nemen de beurskoersen van *small cap* bedrijven gemiddeld met 3,266 meer toe dan de beurskoersen van *large cap* bedrijven, *ceteris paribus*. Dit betekent dat de kredietbeperkteid op de korte termijn wordt verlicht door expansief monetair beleid.

In Tabel 8 en 9 (Appendix) staan de regressieresultaten van de *buy and hold abnormal results* van de S&P 600 en de S&P 400 ten opzichte van de S&P 500. De coëfficiënt van  $\delta r_{FED}$  is bij de regressie van de *small cap* gelijk aan -57,84 en is significant bij een significantieniveau van 5%. Dit betekent dat een investeerder op de middellange termijn 57,84 Dollar meer verdient als hij belegt in de S&P 600 in plaats van de S&P 500, wanneer doelrente wordt verlaagd met één eenheid. De coëfficiënt van  $\delta r_{FED}$  is bij de regressie van de *mid cap* gelijk aan -37,31 en is significant bij een significantieniveau van 10%.

Problematisch bij de *buy and hold abnormal results* is dat de *adjusted R<sup>2</sup>* negatief is in Tabel 9 en nabij nul in Tabel 8, wat betekent dat de interesse variabelen in dit model weinig tot geen verklarende kracht hebben. Dit komt eveneens doordat de *power* van de steekproef laag is. Een verband tussen de *buy and hold abnormal returns* en de kredietbeperkteid is in deze steekproef derhalve moeilijk te bewijzen.

#### 4.3.2 Cyclische afhankelijkheid

Het effect van de cyclische afhankelijkheid wordt getoetst door de *abnormal returns* en *buy and hold abnormal returns* te berekenen over de industrieën van Tabel 1 Appendix I. Hiervoor worden de prijsindices van de S&P 1500 gebruikt, de *benchmark* is de prijsindex van de S&P 1500 index. Zoals gesteld wordt enkel de doelrente verandering gebruikt.

Uit Tabel 10 (Appendix II) volgt het juiste regressiemodel voor de *abnormal returns*, i.e. model tien. De coëfficiënt van  $\delta r_{FED}$  is significant bij een significantieniveau van 1% en is gelijk aan -79,27, dit betekent dat de *abnormal returns* van de cyclische industrieën stijgen met 79,27 wanneer de doelrente verandering met één eenheid wordt verlaagd, *ceteris paribus*. De regressie formule is als volgt:

$$(13) \quad y_{AR(Cyclisch)} = \alpha + \beta_1 \delta r_{FED} + \beta_2 \delta r_{nominal} + \beta_3 \delta MS + \beta_4 \delta U_{ne} + \beta_5 \delta GDP + \beta_6 \delta Q + \beta_7 D_{Fincr} + \beta_9 \delta \frac{\$}{\epsilon} + \beta_{10} \delta NFI + \beta_{11} \delta \pi + \varepsilon$$

Uit Tabel 11 Appendix (II) volgt het juiste regressiemodel voor de *buy and hold abnormal returns*, i.e. model tien. Uit dit model volgt dat wanneer doelrente met één eenheid wordt verlaagd, de *buy and hold abnormal returns* per investering van 1.000 US Dollar toeneemt met 1.255,70 US Dollar. Deze coëfficiënt is bij een significantieniveau van 1% significant. De regressie formule is als volgt:

$$(14) \quad y_{CAR(Cyclisch)} = \alpha + \beta_1 \delta r_{FED} + \beta_2 \delta r_{nominal} + \beta_3 \delta MS + \beta_4 \delta U_{ne} + \beta_5 \delta GDP + \beta_6 \delta Q + \beta_7 D_{Fincr} + \beta_9 \delta \frac{\$}{\epsilon} + \beta_{10} \delta NFI + \beta_{11} \delta \pi + \varepsilon$$

De uitkomsten van de *abnormal returns* en de *buy and hold abnormal returns* waren beide erg groot. Hierbij moet meegewogen worden dat de *power* van de populatie laag ligt, waardoor de uitkomsten in werkelijkheid lager kunnen liggen. Niettemin is er op zowel de korte als middellange termijn bewezen dat de beurskoersen van cyclische industrieën sterker stijgen door monetair beleid. De *FED* dient hier mee rekening mee te houden wanneer er besloten wordt om al dan niet monetair beleid te voeren. De cyclische industrieën worden namelijk hard geraakt door restrictief beleid.

#### **4.4 Berichtgeving in de media**

De *rate of return* van de S&P 500 is geregresseerd tegen het aantal artikelen van de *New York Times* en de *Wall Street Journal*. Uit Tabel 12 (Appendix II) volgen de juiste modellen, i.e. model zes en zeven. Uit de Tabel volgt dat de *rate of return* met  $-0,0329$  afneemt wanneer de *New York Times* een artikel publiceert over recessie, en dat de *rate of return* met  $-0,0248$  afneemt wanneer de *Wall Street Journal* publiceert over een recessie, beide coëfficiënten zijn significant bij een significantieniveau van 1%.

Problematisch bij de regressie van model één tot en met vijf is de simultane causaliteit: als de beurskoersen dalen dan zullen de media publiceren over een recessie, waardoor de beurskoersen verder dalen. De media berichten wanneer bepaalde economische indicatoren een recessie aangeven, waardoor consumenten minder investeren en consumeren. De stand van de economie is mede afhankelijk van de verwachtingen van het grote publiek, waardoor enkel een opvatting werkelijkheid kan worden.

Om de simultane causaliteit te verhelpen zijn er in model zeven en acht de verwachte doelrenteverandering, het verrassingseffect, de inflatie en het BBP opgenomen als instrumentele variabelen in een *Two Stage Least Squares*. Deze methode beoogt het probleem van simultane causaliteit te bestrijden door eerst een *Ordinary Least Squares* regressie te maken van de instrumentele variabele op de interesse variabele en daarna een regressie van de interesse variabele op de afhankelijke variabele. Door vervolgens de coëfficiënt van de tweede regressie te delen door de coëfficiënt van de eerste regressie, wordt een coëfficiënt verkregen die zuiverder is. Niettemin zijn er nog steeds variabelen die nog ontbreken in deze regressie, zo blijkt uit de lage  $R^2$ .

De hypothese is bevestigd, wanneer de media negatieve berichtgeving publiceert met betrekking tot de economie, dan dalen de beurskoersen. Dit impliceert dat de media rekening moet houden met het versterkende effect dat zij hebben. Wanneer de *FED* de doelrente verlaagt, dan betekent dit dat economie een impuls nodig heeft. De media kunnen hier melding over maken, maar de media moeten tevens bewust zijn van de impact die zij daarmee hebben. Zo blijkt dat zowel de *Wall Street Journal* als de *New York Times* beide minstens 50 keer spraken over een recessie binnen één maand volgend op de monetaire beleidsvoering, met een maximum van 417 keer. Dit is tussen de 1,5 tot 14 keer per dag. Een optimaal evenwicht tussen informeren en economische verstoring ligt waarschijnlijk lager.

#### **4.5 Fiscaal beleid**

Uit model twee en drie van Tabel 13 (Appendix II) blijkt dat overheidsinvesteringen weinig gecorreleerd zijn met monetair beleid. Dit komt doordat fiscale beleidsvoering niet enkel plaats vindt wanneer de economie gestimuleerd dan wel geremd moet worden, zoals bij monetair beleid het geval is. Uit Tabel 13 volgt eveneens dat model tien het juiste model is. De coëfficiënt van de procentuele verandering van de overheidsinvestering is gelijk aan  $1,3847$  en is significant bij een significantieniveau van 5%. Dit betekent dat de *rate of return* met  $1,3847$  toeneemt wanneer de procentuele verandering van de overheidsinvesteringen met één eenheid toeneemt, *ceteris paribus*.

Een stijging van de procentuele verandering van de overheidsinvesteringen met één eenheid staat gelijk aan een toename van 38,13 miljard US Dollar op 31 december 2019. Het theoretische positieve verband is empirisch bewezen en de hypothese is daar mee bevestigd. Echter, voor de keuze van de overheid omtrent fiscaal beleid zal een eventuele stijging van de beurskoersen niet van doorslaggevend belang zijn.

## V. Discussie

Er is een negatieve relatie tussen de reële rente en gevoerd monetair beleid. Deze relatie is in dit onderzoek net niet significant bij een significantieniveau van 5%, wat verklaard wordt door de klein steekproefgrootte in dit onderzoek. Eveneens is bewezen dat onverwacht expansief monetair beleid leidt tot een stijging van de reële beurskoersen en dat verwacht expansief monetair beleid geen significant effect heeft op de reële beurskoersen. Uit eerder empirisch onderzoek is gebleken dat de onverwachte factor van expansief monetair beleid het meest invloed heeft op de beurskoersen (Kontonkas et al, 2013; Bernanke et al, 2005). In dit onderzoek is gebleken dat enkel de onverwachte factor invloed heeft op beurskoersen, wat in lijn is met Van der Sar et al. (2014).

Een daling van de reële rente betekent dat de munt deprecieert. Tevens blijkt dat enkel onverwacht beleid invloed heeft op wisselkoersen, mede door *hedging*. Tang & Zhang (2014) vonden dat de export tussen de 4-7% toenam bij een depreciatie van circa 10%. In dit onderzoek is eveneens gebleken dat depreciatie ertoe leidt dat de *abnormal returns* van de exporterende industrieën toenemen. Dit betekent echter niet dat de absolute beurskoersen stijgen en de *buy and hold abnormal returns* ondervonden geen significante invloed van de veranderingen van de wisselkoers. De toename van de *abnormal returns* is erg laag en voor de *buy and hold abnormal returns* is er geen significant verband. Monetair beleid als middel om de export te stimuleren blijkt inadequaat.

Monetair beleid kan echter de bedrijven stimuleren doordat het kredietmarktcondities verbetert (Basistha et al., 2009; Borio et al., 2012). Dit onderzoek heeft aangetoond dat met name kredietbeperkte bedrijven profiteren van monetair beleid op de korte en middellange termijn, wat een dergelijk verband tussen de kredietmarktcondities en het monetaire beleid bevestigt.

Cyclische bedrijven ondervinden ook veel meer invloed van monetair beleid. Dit betekent dat de economische invloed van monetair beleid onder andere de consumptie beïnvloedt. Met name bij de toepassing van restrictief beleid moet hiermee rekening gehouden worden, doordat cyclische industrieën hierdoor hard worden geraakt. In lijn met Kontonkas et al. (2013) was de financiële crisis van significante invloed, waardoor de berichtgeving van belang is.

Zo volgt uit dit onderzoek dat wanneer de media berichten over een recessie de beurskoersen dalen. Niettemin moeten de financiële marktparticipanten geïnformeerd worden over het beleid van de centrale banken (ECB, 2008; Bernanke et al., 2005). Echter, de nieuwskranten die zijn gebruikt in dit onderzoek schoten hierin door. De media moeten bewuster zijn van de invloed die zij hebben op de

economie. Een probleem bij dit onderzoek is echter dat er maar van twee kranten genoeg data waren om een regressie te maken. Hierdoor zijn de resultaten niet direct toepasbaar op de populatie. Hiervoor moet dit onderzoek later herhaald worden, wanneer er meer data beschikbaar zijn.

Uit dit onderzoek blijkt dat fiscaal beleid kan worden gezien als een verklarende variabele, tevens is gebleken dat fiscaal beleid een te omslachtig middel is voor stimulering van de beurskoersen. De Keynesiaanse theorie is derhalve niet van toepassing. De Ricardiaanse theorie is eveneens ontkracht, doordat fiscaal beleid wel verklarende waarde heeft voor beursontwikkelingen, waardoor fiscaal beleid wel een effect heeft op de beurskoersen. De theorie van de klassieke economie, welke het *crowding-out* effect pretendeert, is ook ontkracht, doordat er een positief verband is gevonden tussen de overheidsinvesteringen en de beurskoersen.

Een beperking van dit onderzoek is dat fiscaal beleid gereduceerd is tot overheidsinvesteringen, zo kunnen bepaalde belastingconstructies allerlei gevolgen hebben voor de verhouding tussen eigen vermogen en vreemd vermogen (Nouwen, 2020). Dit is echter niet kwantificeerbaar, waardoor het moeilijk te onderzoeken is. Voor vervolgonderzoek met betrekking tot de invloed van fiscaal beleid is kennis van de fiscale belastingstelsels van toegevoegde waarde.

## VI. Conclusie

Dit paper beoogt antwoord te geven op de vraag: “*Wat is het effect van expansief monetair beleid op de beurskoersen op de korte en middellange termijn?*”. Factoren die hierbij een rol spelen zijn de reële rente, de wisselkoersen, de conjunctuurafhankelijkheid van bedrijven, de berichtgeving in de media en het gevoerde fiscale beleid van de overheid.

Er is gebleken dat met name de onverwachte factor van monetair beleid fluctuaties veroorzaakt. Voor de reële rente en de wisselkoersen was de verwachte factor van weinig invloed. Onverwacht expansief beleid leidt tot een stijging van de beurskoersen, vooral voor de cyclische industrieën. Dit betekent dat onder andere consumptie gestimuleerd wordt. Media informeren de consumenten en spelen hierin zodoende een rol. Het is de taak van de media om te informeren over de stand van de economie, maar op dit moment wordt daarin doorgeschoten en dient er een betere afweging gemaakt te worden tussen het belang van informeren en de bijbehorende economische verstoring. De overheid kan in elk geval middels fiscale investeringen weinig teweegbrengen, doordat alleen grote investeringen iets teweeg kunnen brengen.

Voor vervolgonderzoek zijn meer data vereist met betrekking tot de invloed van de media, waardoor er een meer valide conclusie getrokken kan worden. De invloed van de media is in dit onderzoek beperkt tot slechts twee nieuwskranten, doordat de resterende mediakanalen het niet mogelijk maakte om primaire data te genereren op hun website. Daarbij komt dat er een *proxy* is gebruikt voor de toon van de media, in tegenstelling tot de database die is gebruikt door Berger et al. (2011). Een dergelijke database ontbreekt namelijk voor de VS. Voor vervolgonderzoek wordt het aangeraden om

een uitgebreidere dataset te genereren die gebruik maakt van meerdere mediakanalen en die direct ingaat op de toon van de media.

De steekproefgrootte was beperkt in dit onderzoek, voor vervolgonderzoek kan er gekeken worden wat het precieze effect was van de verandering van de communicatie van de *FED* over monetair beleid, om zo de steekproefgrootte uit te breiden voor 1995. Daarnaast kan in vervolgonderzoek een vergelijking gemaakt worden met Europa, waarbij er gecorrigeerd wordt voor de invloed die de nationale centrale banken hebben naast de invloed van de Europese Centrale Bank.

Wat betreft de invloed van fiscaal beleid is voor vervolgonderzoek een verdergaande kennis van verschillende fiscale stelsels vereist om een alomvattende invloed van fiscaal beleid te kunnen kwantificeren. Alleen staatsschuld en overheidsinvesteringen zijn op dat gebied ontoereikend en kunnen slechts leiden tot een beperkte conclusie, waarmee fluctuaties verklaard kunnen worden en niet gestuurd.

Dit onderzoek geeft desalniettemin wel praktische implicaties voor beleidmakers. Zo dient een centrale bank zich niet te laten leiden door exportgroei middels monetair beleid en dienen de media bewuster om te gaan met de invloed die zij hebben. Tevens dient een centrale bank onderscheid te maken tussen cyclische en acyclische industrieën met betrekking tot het besluit om monetair beleid al dan niet te voeren, cyclische industrieën zullen bijvoorbeeld restrictief beleid veel sterker ervaren.



## Bibliografie

- Auboin, M., & Ruta, M. (2013). The relationship between exchange rates and international trade: A literature review. *World Trade Review*, *XII*(3), 577-605.
- Basistha, A., & Kurov, A. (2008). Macroeconomic cycles and the stock bigmarket's reaction to monetary policy. *Journal of Banking & Finance*(32), 2606-2616.
- Berger, H., Ehrmann, M., & Fratzscher, M. (2011). Monetary Policy in the Media. *Journal of Money, Credit and Banking*, *XLIII*(4), 659-708.
- Bernanke, B. S., & Kenneth, K. N. (2005). What Explains the Stock Bigmarket's Reaction to Federal Reserve Policy? *The Journal of Finance*, *LX*(3), pp. 1221-1254.
- Bernheim, B. D. (1989). A neoclassical perspective on budget deficits. *Journal of Economic Perspectives*(3), 55-72.
- Borio, C., & Zhu, H. (2012). Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism? *Journal of Financial Stability*(8), 236-251.
- Boudoukh, J., Richardson, M., & Whitelaw, R. F. (1994). Industry Returns and the Fisher Effect. *The Journal of Finance*, *XLIX*(5), 1595-1614.
- Charles, E. L., & Kuttner, K. N. (1998). Can VARs describe monetary policy? *Working Paper 98-19*.
- Chatziantoniou, I., Duffy, D., & Filis, G. (2013). Stock bigmarket response to monetary and fiscal policy shocks: Multi-country evidence. *Economic Modelling* (30), 745-769.
- Darrat, A. (1988). On fiscal policy and the stock bigmarket. *Journal of Money, Credit and Banking*(20), 353-363.
- Eichengreen, B. (2007). The real exchange rate and economic growth. *Social and Economic Studies*, *56*(4), 7-20.
- Euronext. (2020, maart 2020). *Euronext Amsterdam*. Opgeroepen op maart 2020, van Euronext: <https://live.euronext.com/nl/bigmarkets/amsterdam>
- European Commission. (2020). *European Union, Trade in Goods with USA*. European Commission. Opgehaald van European Com.
- Europese Centrale Bank. (2020, april ). *Wat is een valuta swapovereenkomst?* Opgehaald van Europese Centrale Bank: [https://www.ecb.europa.eu/explainers/tell-me-more/html/currency\\_swap\\_lines.nl.html](https://www.ecb.europa.eu/explainers/tell-me-more/html/currency_swap_lines.nl.html)
- Europese Commissie. (2020). *Trade Policy Countries and regions: United States*. Opgehaald van European Commission: <https://ec.europa.eu/trade/policy/countries-and-regions/countries/united-states/>
- Ferrero, G., & Nobili, A. (2008). Futures contract rates as monetary policy forecasts. *Working paper series*(979), 1-26.
- Financieel Dagblad. (2020, mei 11). AEX op weg naar lager slot. *Financieel Dagblad*.
- Financieel Dagblad. (2020, mei 11). ECB koopt voor 34 mrd aan obligaties voor noodopkoopprogramma. *Financieel Dagblad*.
- Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *The American Economic Review*(58(1)), 11-17.

- Goldberg, L. S. (1993). Exchange Rates and Investment in United States Industry. *The Review of Economics and Statistics*, LXXV(4), 575-588.
- Hall, R., Sims, C., Modigliani, F., & Brainard, W. (1977). Investment, Interest Rates, and the Effects of Stabilization Policies. *Brooking Papers on Economic Activity*(1), 61-121.
- Jansen, D. W., Li, Q., Wang, Z., & Yang, J. (2008). Fiscal policy and asset bigmarkets: A semiparametric analysis. *Journal of Econometrics*(147), 141-150.
- Koller, T., Goedhart, M., & Wessels, D. (2015). Valuation: measuring and managing the value of companies. John Wiley and Sons.
- Kontonkas, A., MacDonald, R., & Saggiu, A. (2013). Stock Bigmarket Reaction to Fed Funds Rate Surprises: State Dependence and the Financial Crisis. *Journal of Banking & Finance*, 37(11), 4025-4037.
- Krugman, P. R., Obstfeld, M., & Melitz, M. J. (2018). International Economics: Theory and Policy. Harlow: Pearson.
- Lamla, M. J., & Lein, S. M. (2014). The role of media for consumers' inflation expectation formation. *Journal of Economic Behavior & Organization*(106), 62-77.
- Linda S., G. (1993). Exchange Rates and Investment in United States Industry. *The Review of Economics and Statistics*, 75(4), 575-588.
- Mishkin, F. S. (1992). Is the Fisher effect for real? A reexamination of the relationship between inflation and interest rates. *Journal of Monetary Economics*(30), 195-215.
- NOS. (2020, maart 12). *ECB pompt extra geld in economie, maar renteverlaging blijft uit*. Opgeroepen op maart 2020, van NOS: <https://nos.nl/artikel/2326859-ecb-pompt-extra-geld-in-economie-maar-renteverlaging-blijft-uit.html>
- NOS. (2020, maart 19). *ECB trekt 750 miljard uit voor opkoopprogramma tegen coronacrisis*. Opgeroepen op maart 2020, van NOS: <https://nos.nl/artikel/2327582-ecb-trekt-750-miljard-uit-voor-opkoopprogramma-tegen-coronacrisis.html>
- NOS. (2020, maart 19). *Megaoperatie ECB heeft al effect: rentes overheden dalen*. Opgeroepen op maart 2020, van NOS: <https://nos.nl/artikel/2327620-megaoperatie-ecb-heeft-al-effect-rentes-voor-overheden-dalen.html>
- Nouwen, M. (2020, April 30). Crisis vraagt om fiscale prikkel ter versterking eigen vermogen bedrijven.
- OEC. (2020). *Duitsland*. Opgeroepen op april 2020, van OEC: <https://oec.world/nl/profile/country/deu/>
- Raad van de Europese Unie. (2020, februari 1). *Infographic - Handel EU-VS*. Opgehaald van Europese Raad Raad van de Europese Unie: <https://www.consilium.europa.eu/nl/infographics/eu-us-trade/>
- Söderlind, P. (2001). Monetary policy and the fisher effect. *Journal of Policy Modeling* (23), 491-495.
- Tang, H., & Zhang, Y. (2012). Exchange Rates and the Margins of Trade: Evidence from Chinese Exporters. *CESifo Economic Studies*, 58(4), 671-702.
- The Economist. (2010, September 18). Buttonwood: Another paradox of thrift, Why low interest rates could also encourage savings. *The Economist*.
- Van der Sar, N. L., Schauten, M. B., & Van den Assem, M. J. (2014). Finance 1.

## Appendix I

Tabel 1: Exporterende industriën naar Europa volgende Europese Commissie

<i>Airlines</i>
<i>Department stores</i>
<i>Household appliances</i>
<i>Household durables</i>
<i>Household products</i>
<i>Apparel &amp; Accessories</i>
<i>Consumer Durables &amp; Appliances</i>
<i>Consumer Electronics</i>
<i>Leisure Products</i>
<i>Real estate</i>
<i>Automobiles</i>
<i>Capital Goods</i>
<i>Casino and Gaming</i>
<i>Consumer Finance</i>
<i>Construction Machine &amp; Heavy Trucks</i>
<i>Construction Materials</i>
<i>Home furnishing</i>
<i>Home building</i>
<i>HR</i>
<i>Investment banking</i>
<i>Machinery</i>
<i>Office Services and Supplies</i>

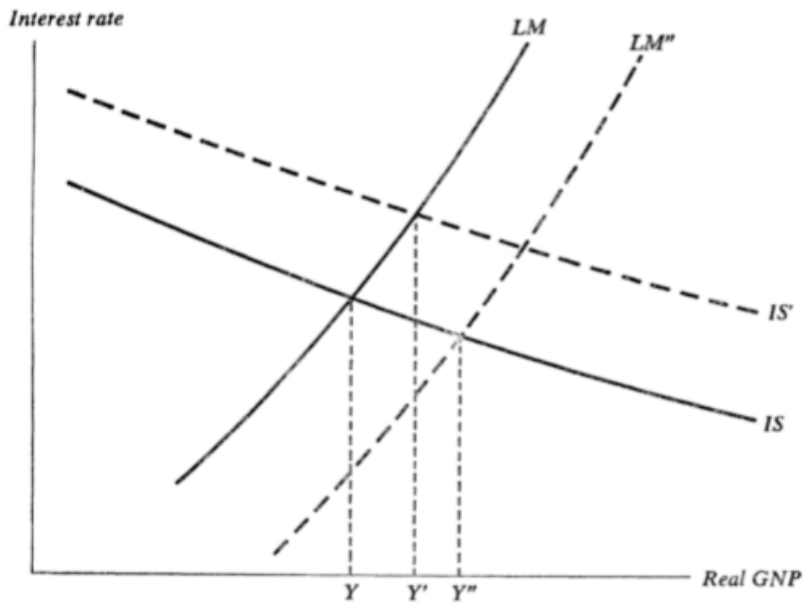
Tabel 2: industrieën verwijderd doordat data niet reikt tot 01-01-1995 te weinig data

Industrieën	S&P 1500	S&P 1500	S&P 400	S&P 600
<i>Real Estate</i>	X	X	X	X
<i>Investment Banking &amp; Brokerage</i>	X	X	X	X
<i>Consumer Finance</i>	X	X	X	X

<i>Construction Materials</i>		X		
<i>HR&amp; Employment</i>		X		
<i>Department Stores</i>			X	
<i>Consumer Electronics</i>			X	X
<i>Household Appliances</i>			X	

Deze industrieën zijn verwijderd doordat de data niet terugging tot 01-01-1995 voor alle indices.

Figuur 1: IS-LM model (Hall, Sims, Modigliani, & Brainard, 1977)



## Appendix II: Resultaten

Tabel 1: Fisher-effect van expansief monetair beleid op de reële rente

Model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Doelrenteverandering	0,0596 (0,24)	0,085 (0,36)	0,089 (0,4)	0,127 (0,62)	0,233 (1,2)	0,452** (2,06)	0,472* (1,91)	0,390* (1,98)	0,319 (1,66)
Doelrente niveau		-0,066 (-1,54)	-0,0568 (-1,50)	-0,0548 (-1,53)	-0,0434 (-1,25)	-0,0105 (-0,28)	-0,0106 (-0,27)	-0,0132 (-0,39)	-0,0173 (-0,50)
Geldhoeveelheid			0,0969 (1,66)	0,0968* (1,67)	0,117* (1,97)	0,122** (2,14)	0,122** (2,14)	0,105** (2,51)	0,0947** (2,24)
Financiële crisis				0,0809 (0,24)	-0,0137 (-0,04)	-0,259 (-1,11)	-0,256 (-1,09)	-0,238 (-1,10)	0,0177 (0,05)
Werkeloosheid					0,0564** (2,13)	0,0419* (1,86)	0,0418* (1,86)	0,0386* -1,83	0,0276 (1,17)
BBP						-0,336** (-2,32)	-0,354* (-1,96)	-0,184 (-1,52)	-0,209 (-1,66)
Rate of return S&P 500							0,00461 (0,27)	-0,014 (-0,96)	-0,0133 (-0,90)
Export Quota								-0,0419*** (-3,52)	-0,0412*** (-3,47)
Financiële crisis * doelrenteverandering									0,532 (0,87)
Constante	0,0011 5 (0,02)	0,222 (1,22)	0,163 (1,07)	0,146 (1,07)	0,0794 (0,63)	0,205 (1,4)	0,215 (1,41)	0,12 (0,88)	0,161 (1,12)
R <sup>2</sup>	0,002	0,043	0,111	0,113	0,187	0,317	0,318	0,482	0,489
Adjusted R <sup>2</sup>	-0,015	0,011	0,066	0,051	0,114	0,242	0,23	0,404	0,401

\*\*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,01$ , \*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,05$ , \* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,10$

Tabel 2: regressie effect van reële rente op reële beurskoersen

Model	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Verwachte	-1,44	-1,015	-1,592	-1,546	-3,205	-3,891	-5,911*	-4,701*	-4,532*	-4,332	-3,659
Verandering	(-0,83)	(-0,56)	(-0,76)	(-0,73)	(-1,27)	(-1,23)	(-1,85)	(-1,69)	(-1,77)	(-1,63)	(-1,38)
Verrassingseffect	-0,409	-1,054	-1,34	-1,323	-3,211**	-3,766*	-6,555***	-5,668***	-5,725***	-5,362**	-4,992**
	(-0,27)	(-0,55)	(-0,79)	(-0,78)	(-2,03)	(-1,91)	(-3,33)	(-3,10)	(-3,06)	(-2,58)	(-2,55)
Verrassingseffect <sup>2</sup>		-0,423	-0,562*	-0,565*	-0,505	-0,572*	-0,662**	-0,692**	-0,446	-0,499	-2,483***
		(-1,01)	(-1,74)	(-1,72)	(-1,46)	(-1,71)	(-2,09)	(-2,67)	(-1,35)	(-1,31)	(-2,82)
Reële rente			-2,098	-2,189	-1,912	-1,721	0,247	-1,613	-1,231	-1,284	-0,985
			(-1,02)	(-1,06)	(-1,04)	(-0,99)	(0,16)	(-0,99)	(-0,81)	(-0,83)	(-0,87)
Geldhoeveelheid				0,123	0,127	0,0327	-0,188	-0,0697	-0,0358	-0,046	0,205
				(0,28)	(0,28)	(0,07)	(-0,42)	(-0,20)	(-0,10)	(-0,13)	(0,5)
Financiële crisis					-4,356	-3,97	-1,126	-1,420	-1,608	-1,492	-11,50**
					(-1,43)	(-1,39)	(-0,45)	(-0,56)	(-0,63)	(-0,57)	(-2,53)
Werkeloosheid						-0,186	-0,0931	-0,031	0,0159	0,0187	0,148
						(-0,61)	(-0,40)	(-0,13)	(0,07)	(0,08)	(0,7)
BBP							3,746***	3,867***	3,263***	3,162***	4,232***
							(2,95)	(3,25)	(2,96)	(2,77)	(3,69)
Export Quota								0,324**	0,346***	0,341**	0,207**
								(2,51)	(2,72)	(2,64)	(2,04)
Twee in één maand									-4,733	-4,608	-1,646
									(-1,46)	(-1,39)	(-0,88)
Twee in één periode										1,229	3,414
										(0,34)	(1,48)
Financiële crisis* Verwachte verandering											-38,82***
											(-3,96)
Financiële crisis* Verrassingseffect											-19,18**
											(-2,09)

Financiële crisis* Verrassingseffect <sup>2</sup>											4,392***
											(3,05)
Constante	-2,736***	-2,573***	-2,540***	-2,575***	-2,075***	-1,955***	-4,468***	-4,629***	-4,082***	-4,064***	-4,686***
	(-4,44)	(-3,57)	(-3,63)	(-3,71)	(-3,40)	(-3,03)	(-4,27)	(-4,74)	(-4,45)	(-4,40)	(-4,74)
R <sup>2</sup>	0,009	0,022	0,07	0,071	0,135	0,143	0,314	0,415	0,447	0,448	0,621
Adjusted R <sup>2</sup>	-0,024	-0,027	0,004	-0,012	0,04	0,032	0,21	0,314	0,338	0,326	0,508

\*\*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,01$ , \*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,05$ , \* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,10$

Tabel 3: regressie op de Euro/Dollar wisselkoers

Model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Doelrente <span>verandering</span>	1,658* (1,99)	1,659* (1,85)	0,735 (0,68)	1,900* (1,85)	1,658 (1,50)	1,478 (1,30)	1,951 (1,67)	2,237* (1,89)	2,112* (1,77)
Geldhoeveelheid		0,194 (0,76)							
BBP			0,693 (1,25)	-0,111 (-0,20)	-0,162 (-0,31)	-0,180 (-0,35)	-0,288 (-0,57)	-0,681 (-1,00)	-0,770 (-1,03)
Reële rente				-2,048*** (-3,66)	-1,951*** (-3,18)	-1,611** (-2,52)	-1,710*** (-2,80)	-1,621** (-2,66)	-1,674** (-2,62)
Werkeloosheid					-0,103 (-0,81)	-0,103 (-0,81)	-0,0890 (-0,71)	-0,103 (-0,84)	-0,0953 (-0,75)
Export Quota						-0,0637 (-0,89)	-0,0698 (-0,97)	-0,0871 (-1,23)	-0,0861 (-1,22)
Netto buitenlandse investeringsen							0,00348*** (2,71)	0,00303** (2,27)	0,00335** (2,15)
Rate of return S&P 1500								0,0996 (1,44)	0,0962 (1,37)
Financiële crisis									-0,574 (-0,50)
Constante	-0,169 (-0,49)	-0,242 (-0,69)	-0,549 (-1,15)	-0,0861 (-0,18)	0,0309 (0,07)	0,0532 (0,12)	0,0903 (0,20)	0,349 (0,71)	0,469 (0,77)
Observaties	55	55	55	55	55	55	55	55	55
Adjusted R <sup>2</sup>	0,063	0,073	0,090	0,252	0,263	0,275	0,306	0,326	0,330
R <sup>2</sup>	0,046	0,037	0,055	0,208	0,204	0,201	0,219	0,226	0,213

\*\*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,01$ , \*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,05$ , \* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,10$



Tabel 4: Abnormal returns exporterende industrieën naar Europa

<b>Model (AR)</b>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Wisselkoers	0,246 (1,44)	0,327** (2,15)	0,321** (2,06)	0,309* (1,89)	0,333** (2,27)	0,464*** (2,95)	0,456*** (2,78)	0,461** * (2,95)	0,464*** (2,92)	0,464*** (2,94)
Doelrenteverandering		-2,191** (-2,23)	-2,192** (-2,21)	-2,392** (-2,58)	-1,549 (-1,18)	-1,712 (-1,54)	-1,607 (-1,32)	-1,699 (-1,58)	-1,591 (-1,21)	-1,797 (-1,44)
Geldhoeveelheid			0,0875 (0,31)							
Werkeloosheid				-0,0769 (-0,46)	-0,105 (-0,62)	-0,120 (-0,71)	-0,118 (-0,70)	-0,120 (-0,71)	-0,113 (-0,67)	-0,118 (-0,69)
BBP					-0,711 (-0,79)	-0,339 (-0,41)	-0,358 (-0,42)	-0,353 (-0,44)	-0,335 (-0,40)	-0,378 (-0,45)
Export Quota						0,199*** (3,11)	0,195*** (2,94)	0,201** (2,64)	0,201*** (3,05)	0,199*** (3,10)
Netto buitenlandse investeringen							0,000854 (0,44)			
Inflatie								0,0538 (0,06)		
Nominale rente									-0,314 (-0,24)	
Financiële crisis										-0,269 (-0,26)
Constante	0,0462 (0,12)	-0,0334 (-0,08)	-0,0651 (-0,16)	0,0310 (0,07)	0,445 (0,59)	0,226 (0,32)	0,231 (0,32)	0,234 (0,34)	0,217 (0,30)	0,283 (0,38)
Observaties	55	55	55	55	55	55	55	55	55	55
R <sup>2</sup>	0,047	0,123	0,125	0,128	0,150	0,261	0,263	0,261	0,262	0,262
Adjusted R <sup>2</sup>	0,029	0,090	0,074	0,077	0,082	0,186	0,171	0,169	0,170	0,170

\*\*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,01$ , \*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,05$ , \* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,10$

Tabel 5: Buy and hold abnormal returns exporterende industrieën

Model(BHAR)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Wisselkoers	2,065 (0,61)	2,955 (0,93)	2,723 (0,88)	2,002 (0,62)	2,170 (0,72)	4,643 (1,48)	4,192 (1,29)	5,285 (1,53)	5,394 (1,57)	5,163 (1,55)
Doelrente <span>verandering</span>		-28,94* (-1,86)	-27,35* (-1,82)	-36,40** (-2,22)	-29,95 (-1,26)	-32,05 (-1,47)	-26,30 (-1,22)	-30,80 (-1,46)	-35,34 (-1,46)	-37,76 (-1,58)
Geldhoeveelheid			6,628 (1,09)	5,646 (0,88)	4,972 (0,81)	1,894 (0,38)	2,070 (0,41)	0,927 (0,18)	0,581 (0,11)	1,435 (0,27)
Werkeloosheid				-3,712 (-1,43)	-3,927 (-1,59)	-4,430* (-1,82)	-4,385* (-1,81)	-4,504* (-1,82)	-4,766* (-1,77)	-4,283 (-1,61)
BBP					-6,082 (-0,34)	-1,416 (-0,10)	-1,525 (-0,11)	3,494 (0,25)	3,615 (0,25)	0,505 (0,04)
Export Quota						3,631** (2,41)	3,383** (2,26)	2,815 (1,58)	2,746 (1,53)	2,644 (1,50)
Netto buitenlandse investeringen							0,0499 (1,04)	0,0497 (1,18)	0,0473 (1,09)	0,0650 (1,48)
Inflatie								-16,80 (-1,07)	-17,98 (-1,12)	-17,02 (-1,01)
Nominale rente									10,31 (0,47)	0,985 (0,04)
Financiële crisis										-25,34 (-1,22)
Constante	10,71 (1,58)	9,928 (1,48)	7,213 (1,03)	10,55 (1,48)	14,48 (1,00)	13,20 (1,07)	12,76 (1,06)	10,41 (0,83)	10,75 (0,84)	14,97 (1,14)
Observaties	54	54	54	54	54	54	54	54	54	54
R <sup>2</sup>	0,011	0,057	0,088	0,126	0,131	0,256	0,272	0,286	0,287	0,304
Adjusted R <sup>2</sup>	-0,008	0,020	0,034	0,055	0,041	0,161	0,161	0,159	0,142	0,142

\*\*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,01$ , \*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,05$ , \* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,10$

Tabel 6: Abnormal returns van small cap (i.e. S&P 600) ten opzichte van benchmark (i.e. S&P 500)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Doelrente <span>verandering</span>	-0.767 (-0.76)	-0.615 (-0.66)	-1.037 (-1.00)	-1.585 (-1.21)	-1.077 (-0.83)	-1.050 (-0.68)	-1.115 (-0.74)	-2.591** (-2.19)	-2.171* (-1.82)	-3.226** (-2.18)
Geldhoeveelheid		-0.646* (-1.95)	-0.666** (-2.04)	-0.658* (-1.99)	-0.593* (-1.89)	-0.593* (-1.87)	-0.576* (-1.88)	-0.475 (-1.67)	-0.329 (-1.08)	-0.477 (-1.45)
Nominale rente			1.313 (0.58)	1.106 (0.49)	0.408 (0.17)	0.401 (0.17)	0.595 (0.25)	1.381 (0.65)	0.774 (0.36)	0.925 (0.44)
Financiële crisis				-1.275 (-1.16)	-1.642 (-1.36)	-1.674 (-1.49)	-1.686 (-1.53)	-1.098 (-0.82)	-1.330 (-1.03)	-1.616 (-1.21)
Werkeloosheid					0.166 (0.93)	0.164 (0.92)	0.164 (0.94)	0.0764 (0.46)	0.115 (0.70)	0.0716 (0.40)
BBP						-0.0395 (-0.06)	-0.166 (-0.28)	0.355 (0.66)	-0.0498 (-0.09)	0.309 (0.50)
Export Quota							-0.0567 (-0.94)	-0.0285 (-0.47)	0.0273 (0.40)	0.0349 (0.42)
Netto buitenlandse investeringen								-0.00515*** (-2.96)	-0.00502*** (-3.17)	-0.00384 (-1.37)
Inflatie									1.569* (1.74)	1.017 (0.97)
Wisselkoers										0.173 (0.84)
Constante	0.111 (0.28)	0.361 (1.03)	0.385 (1.09)	0.533 (1.24)	0.446 (1.03)	0.474 (0.82)	0.560 (0.98)	0.334 (0.56)	0.535 (0.92)	0.621 (0.91)
Observaties	62	62	62	62	62	62	62	62	62	55
R <sup>2</sup>	0.009	0.107	0.116	0.131	0.150	0.150	0.161	0.278	0.317	0.270
Adjusted R <sup>2</sup>	-0.007	0.077	0.070	0.070	0.074	0.057	0.052	0.169	0.199	0.104

\*\*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,01$ , \*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,05$ , \* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,10$ .

Tabel 7: Abnormal Returns medium cap (i.e. S&P 400) ten opzichte van benchmark (i.e. S&P 500)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Doelrente <span>verandering</span>	-1.158*	-0.968	-1.170	-1.174	-1.181	-1.345*	-1.324*	-1.886**	-1.497*	-2.066**
	(-1.68)	(-1.53)	(-1.48)	(-1.45)	(-1.65)	(-1.70)	(-1.69)	(-2.41)	(-1.93)	(-2.15)
Geldhoeveelheid		-0.486**	-0.496**	-0.496**	-0.496**	-0.498**	-0.503**	-0.465*	-0.330	-0.419*
		(-2.11)	(-2.17)	(-2.15)	(-2.14)	(-2.09)	(-2.10)	(-1.94)	(-1.43)	(-1.69)
Nominale rente			0.626	0.624	0.634	0.674	0.613	0.912	0.351	0.615
			(0.49)	(0.47)	(0.53)	(0.56)	(0.51)	(0.80)	(0.29)	(0.50)
Financiële crisis				-0.00972	-0.00470	0.191	0.195	0.419	0.204	0.404
				(-0.01)	(-0.00)	(0.23)	(0.23)	(0.49)	(0.25)	(0.41)
Werkeloosheid					-0.00227	0.00876	0.00876	-0.0248	0.0110	-0.00911
					(-0.02)	(0.09)	(0.08)	(-0.24)	(0.12)	(-0.09)
BBP						0.238	0.278	0.477	0.103	0.319
						(0.49)	(0.55)	(0.91)	(0.22)	(0.61)
Export Quota							0.0179	0.0286	0.0802	0.111*
							(0.40)	(0.65)	(1.56)	(1.71)
Netto buitenlandse investeringen								-0.00196*	-0.00184**	-0.00325*
								(-2.00)	(-2.23)	(-1.71)
Inflatie									1.452**	1.166
									(2.22)	(1.57)
Wisselkoers										0.147
										(1.12)
Constance	0.267	0.388*	0.400*	0.401	0.402	0.232	0.205	0.118	0.305	0.257
	(1.14)	(1.72)	(1.72)	(1.58)	(1.66)	(0.57)	(0.49)	(0.28)	(0.76)	(0.55)
Observaties	62	62	62	62	62	62	62	62	62	55
R <sup>2</sup>	0.049	0.167	0.171	0.171	0.171	0.177	0.179	0.219	0.297	0.332
Adjusted R <sup>2</sup>	0.034	0.139	0.129	0.113	0.097	0.087	0.073	0.101	0.175	0.181

\*\*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,01$ , \*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,05$ , \* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,10$

Tabel 8: Buy and hold abnormal returns small cap (i.e. S&P 600) ten opzichte van benchmark (i.e. S&P 500)

Model(BHAR)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Doelrente <span>verandering</span>	-18,21 (-1,09)	-19,74 (-1,20)	-26,69 (-1,33)	-31,33 (-1,47)	-27,08 (-1,18)	-37,60 (-1,58)	-38,70* (-1,68)	-51,50* (-1,92)	-51,59* (-1,96)	-46,37* (-1,73)	-46,39* (-1,72)	-57,84** (-2,18)
Geldhoeveelheid		-4,274 (-0,82)	-4,673 (-0,89)	-4,388 (-0,81)	-3,890 (-0,72)	-3,336 (-0,60)	-2,942 (-0,54)	-2,220 (-0,40)	-2,205 (-0,40)	-0,810 (-0,14)	-0,813 (-0,15)	-3,352 (-0,57)
Nominale rente			20,92 (0,82)	18,56 (0,68)	12,71 (0,47)	14,34 (0,51)	17,45 (0,60)	24,45 (0,87)	24,23 (0,85)	17,91 (0,57)	17,96 (0,62)	22,31 (0,92)
Financiële crisis				-12,49 (-0,53)	-15,39 (-0,73)	-4,210 (-0,19)	-4,646 (-0,21)	0,788 (0,03)				
Werkeloosheid					1,427 (0,45)	2,108 (0,65)	2,104 (0,66)	1,346 (0,43)	1,361 (0,43)	1,798 (0,54)	1,796 (0,55)	-0,854 (-0,26)
BBP						16,65 (1,57)	14,74 (1,30)	18,97 (1,44)	18,85 (1,61)	13,60 (1,22)	13,60 (1,23)	21,21* (1,74)
Export Quota							-0,955 (-0,72)	-0,699 (-0,49)	-0,701 (-0,50)	0,0114 (0,01)		
Netto buitenlandse investeringen								-0,0447* (-1,76)	-0,0445* (-1,83)	-0,0439* (-1,83)	-0,0439** (-2,06)	-0,0464* (-1,75)
Inflatie										19,14 (0,93)	19,07 (1,44)	7,256 (0,45)
Wisselkoers												-0,273 (-0,07)
Constance	2,357 (0,30)	3,807 (0,48)	4,251 (0,52)	5,532 (0,65)	4,808 (0,53)	-7,261 (-0,56)	-6,009 (-0,44)	-7,719 (-0,54)	-7,578 (-0,60)	-4,927 (-0,43)	-4,925 (-0,44)	2,076 (0,19)
Observaties	61	61	61	61	61	61	61	61	61	61	61	54
R <sup>2</sup>	0,014	0,025	0,031	0,035	0,039	0,068	0,076	0,100	0,100	0,116	0,116	0,165
Adjusted R <sup>2</sup>	-0,003	-0,008	-0,020	-0,034	-0,049	-0,036	-0,046	-0,038	-0,018	-0,020	-0,001	0,016

\*\*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,01$ , \*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,05$ , \* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,10$

Tabel 9: Buy and hold abnormal returns medium cap (S&P 400) ten opzichte van benchmark (i.e. S&P 500)

Model (BHAR)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Doelrente <span>verandering</span>	-9,780 (-0,76)	-9,957 (-0,78)	-13,33 (-0,83)	-19,03 (-1,20)	-30,39** (-2,04)	-34,79* (-2,00)	-31,28* (-1,70)	-31,64* (-1,68)	-30,70* (-1,70)	-37,31* (-1,97)
Geldhoeveelheid		-0,495 (-0,13)	-0,688 (-0,18)	-1,150 (-0,29)	-0,408 (-0,10)	-0,110 (-0,03)	0,949 (0,23)	1,036 (0,25)	1,027 (0,24)	-2,062 (-0,49)
Nominale rente			10,15 (0,49)	15,83 (0,78)	14,59 (0,68)	16,61 (0,78)	13,78 (0,63)	12,63 (0,59)	12,19 (0,55)	15,55 (0,91)
Werkeloosheid				-1,526 (-0,78)	-0,734 (-0,37)	-0,945 (-0,48)	-0,637 (-0,33)	-0,559 (-0,29)	-0,598 (-0,29)	-2,232 (-1,18)
BBP					13,85** (2,08)	14,79** (2,08)	10,33 (1,33)	9,714 (1,14)	10,33 (1,33)	13,85 (1,41)
Netto buitenlandse investeringen						-0,0140 (-1,00)	-0,0117 (-0,80)	-0,0110 (-0,77)	-0,0129 (-0,76)	-0,0153 (-0,57)
Inflatie							12,51 (1,40)	12,71 (1,41)	14,86 (1,16)	3,126 (0,29)
Financiële crisis								-3,729 (-0,26)		
Export Quota									0,379 (0,31)	0,102 (0,10)
Wisselkoers										0,504 (0,17)
Constante	4,691 (0,90)	4,859 (0,91)	5,075 (0,94)	6,167 (1,06)	-3,082 (-0,41)	-3,221 (-0,42)	-0,896 (-0,12)	-0,201 (-0,02)	-0,944 (-0,13)	4,752 (0,61)
Observaties	61	61	61	61	61	61	61	61	61	54
R <sup>2</sup>	0,009	0,009	0,012	0,023	0,072	0,078	0,097	0,097	0,099	0,144
Adjusted R <sup>2</sup>	-0,008	-0,025	-0,039	-0,047	-0,012	-0,025	-0,023	-0,041	-0,040	-0,032

\*\*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,01$ , \*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,05$ , \* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,1$

Tabel 10: Abnormal returns cyclische industrieën ten opzichte van de benchmark (S&P 1500)

Model (AR)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Doelrente <span>verandering</span>	-24,08 (-0,98)	-25,73 (-1,08)	-8,330 (-0,36)	-13,23 (-0,51)	-6,368 (-0,18)	-5,351 (-0,15)	-44,34* (-1,72)	-43,11* (-1,71)	-75,53*** (-3,00)	-79,27*** (-3,60)
Geldhoeveelheid		-4,287 (-0,74)	-3,446 (-0,59)	-3,911 (-0,71)	-3,970 (-0,71)	-3,513 (-0,70)	-1,280 (-0,30)	-0,988 (-0,23)	-3,043 (-0,66)	-2,093 (-0,45)
Nominale rente			-54,06 (-1,54)	-49,35 (-1,47)	-48,97 (-1,45)	-49,92 (-1,42)	-31,64 (-1,12)	-35,03 (-1,23)	-31,35 (-1,35)	-48,05** (-2,24)
Werkeloosheid				-1,224 (-0,39)	-1,723 (-0,61)	-1,630 (-0,56)	-3,572 (-1,31)	-3,508 (-1,27)	-3,728 (-1,21)	-2,829 (-0,94)
BBP					-7,227 (-0,45)	-8,599 (-0,58)	1,702 (0,14)	2,180 (0,17)	16,14 (1,50)	8,510 (0,79)
Inflatie						4,458 (0,25)	-0,866 (-0,06)	3,727 (0,23)	-21,67 (-1,60)	-17,84 (-1,21)
Netto buitenlandse investeringen							-0,121*** (-3,95)	-0,123*** (-4,01)	-0,109** (-2,58)	-0,0820 (-1,59)
Export Quota								0,785 (0,66)		
Wisselkoers (\$/€)									6,387** (2,25)	5,901** (2,29)
Financiële crisis										-45,52* (-1,99)
Constante	-9,871 (-1,51)	-7,678 (-1,21)	-8,675 (-1,39)	-7,723 (-1,12)	-3,119 (-0,28)	-2,444 (-0,24)	-4,939 (-0,52)	-5,435 (-0,56)	-8,044 (-0,82)	1,177 (0,11)
Observaties	63	62	62	62	62	62	62	62	55	55
R <sup>2</sup>	0,028	0,045	0,090	0,093	0,101	0,102	0,306	0,311	0,343	0,397
Adjusted R <sup>2</sup>	0,012	0,013	0,043	0,029	0,020	0,004	0,216	0,207	0,228	0,276

\*\*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,01$ , \*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,05$ , \* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,10$

Tabel 11: Buy and hold abnormal returns van de cyclische industrieën ten opzichte van de benchmark (S&P 1500)

Model (BHAR)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Irente verandering	-493,3**	-490,8**	-445,2	-	-598,4**	-590,2**	-801,4**	-770,7**	-815,3**	-
	(-2,08)	(-2,05)	(-1,57)	581,9**	(-2,06)	(-2,02)	(-2,38)	(-2,37)	(-2,49)	1255,7***
										(-3,60)
Geldhoeveelheid		7,098	9,707	-1,364	-0,284	2,961	14,42	18,56	29,36	-4,881
		(0,09)	(0,13)	(-0,02)	(-0,00)	(0,04)	(0,18)	(0,23)	(0,36)	(-0,06)
Nominale rente			-136,9	-0,797	-2,594	-9,921	89,50	5,512	-136,5	-65,02
			(-0,33)	(-0,00)	(-0,01)	(-0,02)	(0,22)	(0,01)	(-0,36)	(-0,19)
Werkeloosheid				-36,63	-35,48	-34,67	-45,11	-43,04	-33,42	-48,63
				(-0,99)	(-0,93)	(-0,88)	(-1,14)	(-1,06)	(-0,85)	(-1,13)
BBP					20,16	7,536	61,02	61,16	-15,82	202,9
					(0,12)	(0,05)	(0,36)	(0,37)	(-0,09)	(1,24)
Inflatie						36,69	9,061	132,8	156,4	-265,0
						(0,22)	(0,06)	(0,62)	(0,71)	(-1,24)
Netto buitenlandse investeringen							-0,654**	-0,713**	-0,619**	-0,753
							(-2,38)	(-2,32)	(-2,15)	(-1,41)
Export Quota								20,06	19,94	17,74
								(0,91)	(0,95)	(0,85)
Financiële crisis									-464,5	-537,5
									(-1,33)	(-1,32)
Wisselkoers (\$/€)										97,37**
										(2,26)
Constante	-109,3	-111,7	-114,6	-88,42	-101,9	-95,13	-106,7	-109,2	-22,64	-23,77
	(-1,18)	(-1,24)	(-1,26)	(-0,96)	(-0,71)	(-0,70)	(-0,78)	(-0,83)	(-0,15)	(-0,15)
Observaties	61	61	61	61	61	61	61	61	61	54
R <sup>2</sup>	0,066	0,066	0,068	0,085	0,085	0,086	0,120	0,138	0,166	0,347
Adjusted R <sup>2</sup>	0,050	0,034	0,018	0,019	0,002	-0,016	0,004	0,006	0,019	0,195

\*\*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,01$ , \*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,05$ , \* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,10$



Tabel 12: Rate of return van de S&P 1500 beïnvloedt door de media

Ror(S&P 1500)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
New York Times	-0,0477** (-2,49)	-0,0463** (-2,35)	-0,0245 (-1,24)	-0,0480** (-2,34)		-0,0329***	
Verwachte verandering	-6,587** (-2,14)	-6,514** (-2,10)	-6,497** (-2,14)	-6,582** (-2,13)	-5,394* (-1,95)		
Verrassingseffect	-5,156** (-2,50)	-5,086** (-2,45)	-5,524*** (-2,68)	-5,142** (-2,47)	-4,645** (-2,40)		
Inflatie		0,309 (0,25)					
BBP			2,549** (2,62)				
Financiële crisis				0,0864 (0,04)			
WSJ					-0,0317** (-2,33)		-0,0248***
Constant	4,048** (2,65)	3,931** (2,56)	0,576 (0,31)	4,057** (2,57)	3,338** (2,54)	3,002*** (2,82)	2,802*** (2,59)
Observaties	63	63	63	63	58	63	58
R <sup>2</sup>	0,267	0,268	0,334	0,267	0,225	0,168	0,139
Adjusted R <sup>2</sup>	0,230	0,218	0,288	0,217	0,182	0,155	0,123

\*\*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,01$ , \*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,05$ , \* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,10$

Tabel 13: Invloed van de overheidsinvesteringen op de rate of return van de S&P 1500

Model (Ror)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Overheidsinvestering	2,484*** (2,72)	2,490*** (2,75)	2,472*** (2,80)	2,065*** (3,19)	1,451** (2,43)	1,553*** (2,74)	1,547*** (2,74)	1,527** (2,65)	1,556*** (2,73)	1,385** (2,33)
Doelrenteverandering		-0,252 (-0,18)								
Verrassingseffect			-1,004 (-0,61)							
Verwachte verandering			-0,463 (-0,35)							
Staatsschuld				-0,805 (-1,51)	-0,437 (-0,98)	-0,420 (-0,96)	-0,541 (-1,22)	-0,514 (-1,16)	-0,502 (-1,15)	-0,279 (-0,73)
BBP					1,553 (1,48)	1,367 (1,41)	1,259 (1,27)	1,141 (1,16)	1,055 (1,28)	0,556 (0,75)
Netto buitenlandse investeringen						0,00313 (1,54)	0,00584*** (6,22)	0,00592*** (6,10)	0,00600*** (4,83)	0,00631*** (4,14)
Nominale rente							0,224 (0,15)	0,229 (0,15)	0,117 (0,06)	0,781 (0,44)
Inflatie								0,538 (0,44)	0,559 (0,45)	0,0895 (0,06)
Financiële crisis									-0,345 (-0,15)	-4,469 (-0,71)
Financiële crisis* Overheidsinvestering										2,709 (0,75)
Constante	-3,490** (-2,09)	-3,514** (-2,19)	-3,501** (-2,20)	-1,397 (-1,27)	-2,059* (-1,75)	-2,309* (-1,97)	-1,991 (-1,65)	-1,938 (-1,60)	-1,909 (-1,57)	-1,658 (-1,31)
Observaties	62	62	62	62	62	62	62	62	62	62
R <sup>2</sup>	0,179	0,179	0,182	0,244	0,279	0,314	0,355	0,357	0,358	0,374
Adjusted R <sup>2</sup>	0,165	0,151	0,139	0,218	0,242	0,266	0,296	0,286	0,273	0,277

\*\*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,01$ , \*\* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,05$ , \* is gelijk aan  $P(t = 0) < 0,10$