

[Vertrouwelijk]

Intern aangestuurde masterproef

Spanje en de euro

Nils Haesaert

Masterproef aangeboden tot het behalen van de graad van
Master handelsingenieur

Promotor: Prof. Dr. Cindy Moons

Academiejaar: 2016–2017

Verdedigd: juni 2017

MASTERPROEF

Spanje en de euro

Nils Haesaert

Abstract

Dit onderzoek trachtte na te gaan in welke mate het one-size-fits-all monetaire beleid van de Europese Centrale Bank (ECB) afgestemd was op de noden van de Spaanse economie in de periode tussen 1997 en 2016. Het monetaire beleid van de ECB werd eerst gemodelleerd met behulp van een Taylor-regel. De Taylor-regel voor de ECB werd geschat via de Generalized Method of Moments (GMM). Op basis van deze schattingen kon vervolgens een contrafeitelijke analyse voor Spanje uitgevoerd worden. Deze contrafeitelijke analyse toonde aan dat de afwijking tussen de effectief waargenomen kortetermijnrente en de geschatte Spaanse Taylor-rente in de bestudeerde periode gemiddeld 6,55% bedroeg. Dit resultaat suggereert dat het one-size-fits-all-beleid van de ECB niet overeenkwam met de specifieke noden van de Spaanse economie. Het monetaire beleid van de ECB had dus geen stabiliserend effect op de Spaanse economie. Het Europese monetaire beleid heeft in de periode voor de financieel-economische crisis van 2008 de opbouw van macro-economische onevenwichtigheden, waaronder de vastgoedbubbel, gestimuleerd. Bovendien belemmerde het monetaire beleid van de ECB het economisch herstel in Spanje. De ECB wachtte erg lang met het opnemen van haar rol als lender of last resort. Spanje werd bijgevolg geïsoleerd op de financiële markten waardoor het land in een staatsschuldencrisis terechtkwam. Deze economische ontwikkelingen leidden tot een zeer traag herstel van de economische activiteit.

JEL code: E52, E58, F36**Sleutelwoorden:** eurozone; monetair beleid; ECB; Taylor-regel; GMM; Spanje

1 Inleiding

Spanje werd hard getroffen door de financieel-economische crisis van 2008. De werkloosheid en private schuld bereikten ongeziene niveaus, de economische groei kromp sterk en de staatsschuld steeg zeer snel. Wat oorspronkelijk begon als een bankencrisis, overgewaaid vanuit de VS, resulteerde in een diepe economische crisis en daaropvolgende staatsschuldencrisis. De negatieve effecten van de mondiale crisis waren meer uitgesproken in Spanje omdat er zich in de periode voor 2008 een vastgoedzeepbel ontwikkelde. In eerste instantie lijkt de aanleiding van de Spaanse crisis dus een extern karakter te hebben, de problemen startten namelijk in de VS. De fundamentele oorzaken van de crisis moeten echter intern gezocht worden. Structurele gebreken binnen de eurozone hebben geleid tot de opbouw van macro-economische onevenwichtigheden in de aanloop naar de crisis.

Zo is de eurozone geen optimale muntzone waardoor asymmetrische schokken onvoldoende opgevangen kunnen worden. Asymmetrische schokken impliceren divergente macro-economische prestaties van de verschillende lidstaten van de monetaire unie (Mundell, 1961). Deze heterogeniteit ondermijnt het one-size-fits-all-beleid van de Europese Centrale bank (ECB). De ECB baseert zich bij het bepalen van het monetaire beleid op geaggregeerde data voor de gehele eurozone. Data voor de gehele eurozone capteren echter niet de economische ontwikkelingen in individuele lidstaten van de monetaire unie. Het monetaire beleid van de ECB kan bijgevolg de economie in bepaalde landen destabiliseren in plaats van stabiliseren. Zo kende Spanje in de periode voor de crisis te lage rentevoeten. Deze lage rentevoeten speelden een rol bij de vorming van de vastgoedbubbel (Carballo-Cruz, 2011). Het monetaire beleid van de ECB was procyclisch waardoor macro-economische onevenwichtigheden ontstonden in de Spaanse economie, die drastisch gecorrigeerd werden tijdens de crisis.

Dit onderzoek tracht na te gaan of de rente bepaald door de ECB op maat was voor Spanje in de periode tussen 1997 en 2016. Hierbij wordt de gewenste rentevoet voor Spanje empirisch bepaald. Volgende onderzoeksvraag wordt dus beantwoord: In welke mate was het monetaire beleid van de ECB afgestemd op de specifieke noden van de Spaanse economie?

De gewenste rentevoet voor de Spaanse economie tussen 1997 en 2016 wordt geschat via een Taylor-regel. De Taylor-regel is een vaak gebruikt analytisch kader voor het modelleren van monetaire beleid. Deze interestreactiefunctie veronderstelt dat de ECB de kortetermijnrente wijzigt op basis van veranderingen van inflatie en output (Taylor, 1993). De onderzoeksvraag wordt beantwoord via een contrafeitelijke analyse waarbij de werkelijke kortetermijnrente met de geschatte Taylor-rente voor Spanje vergeleken wordt. De afwijking tussen de werkelijke kortetermijnrente en de geschatte Taylor-rente voor Spanje is een indicatie voor de kosten gelinkt aan het lidmaatschap van de monetaire unie. Een grote afwijking impliceert dat het monetaire beleid van de ECB niet afgestemd was op de noden van de Spaanse economie en bijgevolg een destabiliserend effect had.

Dit onderzoek tracht dus empirisch bewijs te vinden voor de rol van het Europese monetaire beleid in de Spaanse crisis. Contrafeitelijke analyses waarbij nationale Taylor-renten empirisch bepaald worden, zijn relatief schaars. Bovendien zijn deze studies minder recent en hanteren ze een andere methodologie. Faust, Rogers en Wright (2001) voeren een contrafeitelijke analyse uit op basis van een geschatte Taylor-regel voor de Duitse centrale bank. Hayo (2007) schatte voor elk lid van de eurozone afzonderlijk een Taylor-regel. In dit onderzoek is er voldoende data over het monetaire beleid van de ECB beschikbaar zodat een Taylor-regel voor de ECB geschat kan worden. De bestudeerde periode loopt tot 2016 waardoor ook de ingrepen van de ECB in de nasleep van de financieel-economische crisis beoordeeld kunnen worden.

In sectie 2 wordt de rol van het monetaire beleid van de ECB in de Spaanse financieel-economische crisis geïdentificeerd. Sectie 3 biedt een literatuuroverzicht van de Taylor-regel. Sectie 4 beschrijft de gevolgde methodologie. Deze sectie bevat informatie over de keuze van variabelen, data en de

gebruikte schattingsmethoden. In sectie 5 wordt nagegaan of de gekozen Taylor-regel het monetaire beleid van de ECB accuraat modelleert in de beschouwde periode. In sectie 6 wordt, op basis van de geschatte Taylor-regel voor de ECB, een contrafeitelijke analyse uitgevoerd voor Spanje. De geschatte Taylor-rente voor Spanje simuleert de kortetermijnrente indien het land een onafhankelijk monetair beleid kon voeren. De afwijking ten opzichte van de werkelijk waargenomen kortetermijnrente is een indicatie voor de geschiktheid van het one-size-fits-all-beleid van de ECB. De resultaten van de contrafeitelijke analyse worden verder besproken in sectie 7, waarna sectie 8 concludeert.

2 Financieel - economische crisis in Spanje

De financieel-economische crisis van 2008 joeg een schokgolf doorheen de eurozone. Het faillissement van de Amerikaanse bank Lehman Brothers wordt algemeen beschouwd als het symbolische startpunt van de crisis. Hierdoor ontstond een domino-effect waardoor ook Europese banken in moeilijkheden kwamen. De bankencrisis groeide vervolgens uit tot een Europese staatschuldencrisis. Deze ontwikkelingen hadden een negatieve impact op de economische activiteit binnen de eurozone. De crisis waaide dus vanuit Amerika over naar het Europese continent en meer bepaald de eurozone. Binnen de eurozone ontwikkelden zich vervolgens verscheidene dynamieken die de gevolgen van de bankencrisis erger maakten. De problemen in de financiële sector legden de fundamentele gebreken van de eurozone pijnlijk bloot.

2.1 Optimale muntzone

De huidige eurozone voldoet niet aan de theorie van een optimale muntzone (Mundell, 1961). Binnen de eurozone vinden asymmetrische schokken plaats die leiden tot verschillende macro-economische prestaties. Deze asymmetrische schokken kunnen, als gevolg van de monetaire eenmaking, niet langer opgevangen worden via de wisselkoers of intrestvoet. Deze correctiemechanismen vallen immers onder de bevoegdheid van de ECB. Asymmetrische schokken kunnen bijgevolg enkel opgevangen worden via een correctie op de arbeidsmarkt. Arbeidsmobiliteit en/of loonflexibiliteit spelen hierin een cruciale rol (De Grauwe, 2016). Deze correctiemechanismen zijn echter onvoldoende ontwikkeld in de eurozone. Macro-economische divergenties tussen lidstaten van de eurozone als gevolg van een asymmetrische schok kunnen verlamdend werken voor een monetaire unie. Individuele lidstaten kunnen immers op basis van economische variabelen een grote dispersie aan gewenste intrestvoeten vertonen. Hierop is de Walters kritiek gebaseerd. Walters (1986) stelde dat het one-size-fits-all-beleid van de ECB verdere divergenties tussen de eurozonelanden op vlak van inflatie en andere economische variabelen in de hand zou werken. Deze kritiek impliceert dat het monetaire beleid van de ECB de heterogeniteit tussen de verschillende lidstaten van de eurozone vergroot.

2.2 Opbouw van macro-economische onevenwichtigheden

Persistente verschillen in inflatie en competitiviteit lijken de kritiek van Walters (1986) te bevestigen. Deze persistente verschillen droegen bij tot de opbouw van macro-economische onevenwichtigheden in de aanloop naar de crisis. Sectie 2.2.1 en 2.2.2 gaan dieper in op de oorzaken en gevolgen van deze persistente verschillen.

2.2.1 Inflatie

2.2.1.1 Oorzaken inflatieverschillen

Na de oprichting van de monetaire unie trad er effectief een verdere divergentie op tussen de lidstaten op vlak van inflatie. Binnen de eurozone kunnen twee groepen van leden onderscheiden worden: lidstaten met een persistent hogere of lagere inflatie dan het eurozone-gemiddelde. Spanje behoort tot de cluster van landen met een persistent hogere inflatie (Busetti, Harvey, Forni & Venditti, 2006).

Er werd reeds veel onderzoek verricht naar de oorzaken van dit fenomeen. De meest onderzochte potentiële oorzaak van de persistente inflatieverschillen is de Balassa-Samuelsonhypothese (Balassa, 1964; Samuelson, 1964). Deze hypothese veronderstelt een convergentieproces, waarbij Spanje via een persistent hogere inflatie het prijspeil van de kernlanden bereikt. Door de eenmaking van de Europese markt is er een grotere kapitaalinstroom in sectoren van verhandelbare goederen. Dit leidt tot productiviteitsverbeteringen die een opwaartse druk op de lonen creëert in deze sectoren. Deze loonsverhoging zal zich vervolgens verspreiden naar de niet-verhandelbare sectoren. In deze sectoren wordt de toegenomen loonmassa echter niet gecompenseerd door een proportionele toename in productiviteit. De prijzen in niet-verhandelbare sectoren zullen dus stijgen, wat inflatoire druk veroorzaakt. De Balassa-Samuelsonhypothese werd echter door verschillende auteurs ontkracht (Rabanal, 2009; Honohan & Lane, 2003; Salido, Restoy & Vallés, 2005). Zij schuiven alternatieve verklaringen naar voor.

Zo onderzoeken Honohan en Lane (2003) de invloed van de euro-dollarwisselkoers op de persistente inflatieverschillen. Geïmporteerde inflatie speelde voor Spanje geen rol, aangezien er relatief weinig handel gedreven wordt met landen buiten de eurozone. Schommelingen in de euro-dollarwisselkoers zijn geen verklarende factor voor de hoge inflatie in Spanje. Rabanal (2009) en Salido, Restoy en Vallés (2005) trachten de hoge inflatie te verklaren via structurele kenmerken van de Spaanse economie. Rabanal (2009) wijt de hoge inflatie in Spanje aan negatieve productiviteitsschokken ten opzichte van de eurozone in de verhandelbare en niet-verhandelbare sectoren. Spanje presteerde immers zeer matig op vlak van productiviteit in vergelijking met andere leden van de eurozone (Lapavitsas et al., 2010; Giavazzi & Spaventa, 2011). Positieve vraagschokken in niet-verhandelbare sectoren, voornamelijk vastgoed, droegen ook bij tot de hoge inflatie. Tenslotte schuiven Salido, Restoy en Vallés (2005) ook een positieve vraagschok in niet-verhandelbare goederen naar voor als mogelijke oorzaak.

2.2.1.2 Gevolgen inflatieverschillen

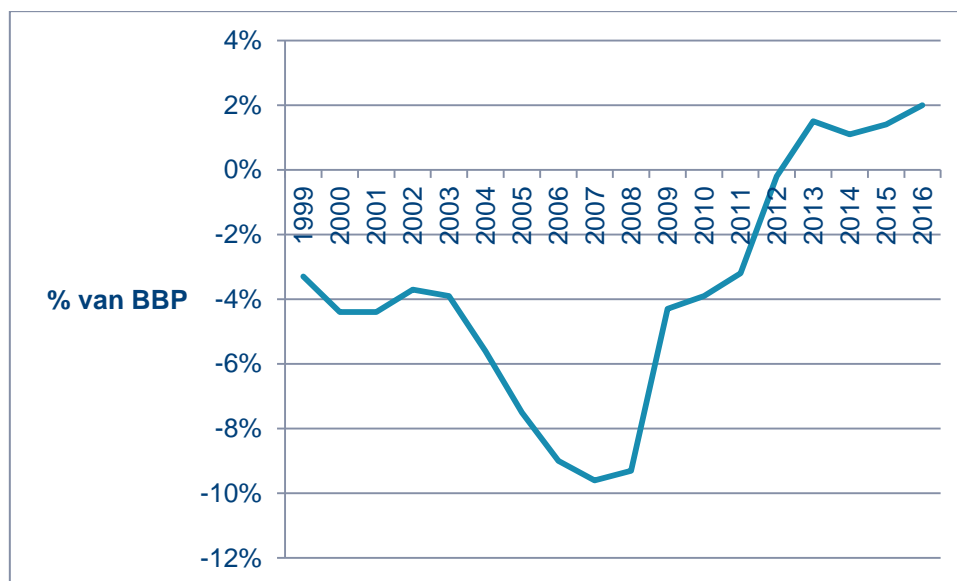
Na de oprichting van de muntzone was de nominale intrestvoet in elke lidstaat van de eurozone gelijk. Verschillen in inflatie leidden echter tot divergerende reële rentevoeten. Mede door de persistent hogere inflatie kon Spanje jarenlang profiteren van lage of zelfs negatieve reële rentevoeten. Bij het nemen van investeringsbeslissingen is enkel de reële rentevoet van belang. De lage reële rentevoet was een drijvende factor in de ontwikkeling van de Spaanse vastgoedzeepbel tussen het einde van de jaren 90 en 2007 (Carballo-Cruz, 2011; Lane, 2012). Lage reële rentevoeten stimuleerden mee de vraag naar vastgoed. Deze stijgende vraag leidde tot prijsstijgingen op de vastgoedmarkt. De stijgende vastgoedprijzen creëerden een zogenaamde *animal spirit* waarbij verwacht werd dat de stijgende trend zich verder zou doorzetten. Deze verwachtingen zetten de bevolking aan om versneld een huis te kopen waardoor de vraag naar vastgoed opnieuw steeg. Er ontstond dus een vicieuze cirkel van prijsstijgingen waarbij verwachtingen over de toekomst resultaatbepalend werden. Tamames (2009) illustreert de exponentiële groei van de bouwsector cijfermatig. Op het hoogtepunt was 23% van de actieve bevolking direct of indirect tewerkgesteld in de bouw- of vastgoedsector. Bovendien kon 25% van het totale bruto binnenlands product (BBP) van Spanje toegeschreven worden aan vastgoedgerelateerde activiteiten. De hoge Spaanse inflatie droeg dus bij aan de vorming van de vastgoedzeepbel. Merk op dat deze relatie wederkerig is. De hoge inflatie in Spanje wordt ook

deels verklaard door de ontwikkelingen op de vastgoedmarkt (Rabanal, 2009; Salido, Restoy & Vallés, 2005).

2.2.2 Competitiviteit

2.2.2.1 Oorzaken competitiviteitsverschillen

Sinds de invoer van de euro ging de competitiviteit van de Spaanse economie erop achteruit. Dit uitte zich in een appreciatie van de reële effectieve wisselkoers. Het land kampte met structurele tekorten in de handelsbalans. Figuur 1 toont de evolutie van de handelsbalans tussen 1999 en 2016. Uit figuur 1 blijkt dat Spanje tussen 1999 en 2012 een negatieve handelsbalans had. Het Spaanse handelstekort bereikte een dieptepunt tijdens de piek van de vastgoedbubbel in 2007. Pas in 2013 liet Spanje opnieuw een positieve handelsbalans optekenen. In de literatuur zijn verschillende verklaringen terug te vinden voor het structurele Spaanse handelstekort.



Figuur 1: Evolutie Spaanse handelsbalans (1999 - 2016). Eigen figuur, data Eurostat (2017c)

Lapavitsas et al. (2010) en Bibow (2012) wijten de daling in competitiviteit aan het loonmatigingsbeleid van de Duitse regering en de hoge opgelegde initiële wisselkoers bij de invoer van de euro. De exportgedreven groei van de Duitse economie ging ten koste van tekorten op de Spaanse handelsbalans. Ter illustratie: ongeveer twee derde van het Duitse handelsoverschot was afkomstig uit intra-EU handel. Toen de crisis uitbrak, voerde Spanje onder druk van de Europese Commissie een interne devaluatie door om de competitieve positie enigszins te herstellen. De nominale lonen gingen dus naar beneden. Deze maatregel pakte het fundamentele probleem niet aan. Lapavitsas et al. (2010) en Bibow (2012) ontcrachten de hypothese dat Spaanse lonen in de aanloop naar de crisis te snel stegen. De loonstijgingen werden gerechtvaardigd door proportionele, weliswaar beperkte, productiviteitsstijgingen. De auteurs concluderen dat de *beggar-thy-neighbor*-politiek van Duitsland de ware oorzaak is van de persistente verschillen in competitiviteit.

Chen, Milesi-Ferreti en Tressel (2013) duiden een andere oorzaak aan voor de persistente competitiviteitsverschillen tussen de verschillende leden van de eurozone. Volgens hen is het structurele handelstekort van Spanje het gevolg van de asymmetrische impact van externe schokken. Drie belangrijke externe schokken werden geïdentificeerd: de opkomst van China als economische grootmacht, de oostwaartse uitbreiding van de Europese Unie en de stijgende olieprijs. Deze externe schokken boden opportuniteiten voor de Duitse economie. Zo kon Duitsland profiteren van de oostwaartse uitbreiding van de Europese Unie. Duitse exportbedrijven konden beroep doen op nog

goedkopere arbeidskrachten uit Oost-Europa. Voor Spanje betekenden deze verschuivingen in het economische landschap een bedreiging. China verving een deel van de Spaanse export, en de import vanuit Oost-Europa nam fors toe. De competitieve positie en handelsbalans van Spanje werd dus negatief beïnvloed door de externe schokken.

Volgens Giavazzi en Spaventa (2011) kunnen structurele competitiviteitsverschillen ook deel uitmaken van een convergentieproces tussen eurozonelanden. Deze veronderstelling blijkt echter niet te kloppen. De essentiële voorwaarde voor deze convergentiehypothese is dat externe financiering gebruikt wordt voor productieve doeleinden (Ingram, 1973). De huidige buitenlandse schulden moeten dus gedekt worden door toekomstige handelsoverschotten. In Spanje profiteerde vooral de vastgoedsector van de externe financiering. Vastgoed is niet-verhandelbaar waardoor het niet bijdraagt tot een verbetering van de handelsbalans. Spanje wendde de externe financiering dus niet aan voor productieve doeleinden.

2.2.2.2 *Gevolgen competitiviteitsverschillen*

Lapavitsas et al. (2010) en Chen et al. (2013) hebben dus een verschillende visie op de oorzaak van structurele handelstekorten en handelsoverschotten in de eurozone. Over de gevolgen van deze persistente verschillen zijn ze het echter eens. De structurele handelsoverschotten van Duitsland vertaalden zich in een kapitaaluitstroom naar Spanje en andere landen uit de periferie van de eurozone. De kapitaaluitstroom resulteerde in een stijgend aantal *foreign direct investments* en interbancaire leningen. De structurele Spaanse handelstekorten met de rest van de wereld (exclusief niet EU-landen) werden ook gefinancierd via de kernlanden van de eurozone. Duitse en Franse banken waren hierbij de grootste kredietverstrekkers. Deze indirecte financieringswijze, waarbij de kernlanden als tussenschakel fungeerden, wijst erop dat niet-EU-landen wel degelijk een verschil zagen tussen de periferie en de kernlanden van de eurozone. Het grote aantal interbancaire leningen vanuit de kernlanden aan de periferie speelde ook een rol bij de bankencrisis en latere staatsschuldencrisis.

2.3 Bankencrisis

Als gevolg van de vastgoedbubbel nam de schuld van de private sector ongeziene proporties aan. In 2010 bedroeg de totale private schuld 224% van het Spaanse BBP, waarvan het grootste deel bestond uit hypothecaire leningen aan particulieren en leningen aan bouwbedrijven/vastgoedontwikkelaars. Bij het uitbreken van de financiële crisis in 2008 hadden Spaanse banken een hoge *exposure* aan de bouwsector opgebouwd. Toen de vraag naar vastgoed afnam, kwam de bancaire sector in financiële problemen. Door de dalende vraag konden vastgoedontwikkelaars en bouwondernemingen hun leningen niet meer terugbetalen. Heel wat werknemers verloren ook hun job omwille van de afnemende vraag. De actiefzijde van de Spaanse banken bevatte bijgevolg een substantieel aandeel aan *non-performing loans*. Waardeverminderingen op het actief van de banken waren onvermijdelijk (Carballo-Cruz, 2011).

Het domino-effect van de Amerikaanse bankencrisis liet het aantal transacties in de interbancaire markt gevoelig dalen. De intrestvoet op interbancaire leningen met een looptijd tussen een maand en een jaar steeg gevoelig. Banken hadden minder vertrouwen in elkaar, zeker na het uitlekken van informatie over de werkelijke waarde van het actief van sommige banken in de periferie. Het opdrogen van de interbancaire markt trof vooral banken in de periferie omdat deze het meest afhankelijk waren van financiering op korte termijn. Spaanse banken konden zich dus moeilijker financieren. De banken reageerden en herschikten hun balans grondig. Zo gaven banken minder leningen op lange termijn, wat een negatieve impact had op de bouwsector. De vastgoedbubbel spatte verder uit elkaar waardoor de actiefzijde van de balans nog meer werd aangetast (Lane, 2012; Lapavitsas et al., 2010).

2.4 Staatsschuldencrisis

De bankencrisis mondde vervolgens uit in een Europese staatsschuldencrisis. Tot en met 2008 was Spanje een voorbeeld op het vlak van staatsfinanciën. De staatsschuld was laag in vergelijking met andere lidstaten van de eurozone, en het land had een begroting in evenwicht (Lane, 2012). Eind 2009 oogde de financiële toestand van de Spaanse regering minder rooskleurig. De staatsschuld was fors gestegen en de begroting dook diep in het rood. Het aantal werklozen steeg snel en de overheidsinkomsten daalden als gevolg van de correctie op de vastgoedmarkt. Ondertussen verkeerde de Spaanse economie, ondanks het expansieve budgettaire beleid van de regering, in een diepe recessie (Lane, 2012). Appendix A toont de evolutie van de werkloosheid, de economische groei, het begrotingstekort of- overschot en de staatsschuld in Spanje tussen 1999 en 2016.

De stijgende schuldgraad van de overheid, de torenhoge private schuld (waarvan ongeveer de helft in buitenlandse handen) en de negatieve groei alarmeerden beleggers waardoor Spaanse staatsobligaties als een risicovolle investering beschouwd werden. Beleggers begonnen te speculeren op een bankroet van de Spaanse staat, en verkochten massaal Spaanse staatsobligaties. Als gevolg van dit speculatieve gedrag op de financiële markten steeg de langetermijnrente op Spaans staatspapier en bereikte de spread ten opzichte van de veilige Duitse staatsobligaties een historisch hoog niveau (Lane, 2012; De Grauwe, 2016). De Grauwe en Yi (2013) tonen empirisch aan dat de stijgende spread hoofdzakelijk verklaard werd door het negatieve markt sentiment. Het negatieve klimaat op de financiële markten werd gevoed door de onthulling dat Griekenland jarenlang gesjoemeld had met de begrotingscijfers. De verslechterde toestand van de Spaanse staatsfinanciën speelde slechts een beperkte rol. Volgens De Grauwe (2012) was Spanje extra gevoelig voor dergelijke speculatieve aanvallen omdat het land lid is van een monetaire unie. Euro's vloeiden weg uit Spanje naar veiliger geachte leden van de eurozone, waardoor de liquiditeit afnam en de langetermijnrente op de schuld steeg. Spanje had echter geen controle over de ECB, en kon de ECB bijgevolg niet dwingen om extra liquiditeit te verschaffen. Zo ontstond een situatie waarin verwachtingen van beleggers over de kredietwaardigheid van een land het uiteindelijke resultaat bepalen. De financiële markten dwongen Spanje in een *bad equilibrium*, wat een bankroet meer waarschijnlijk maakte. Deze speculatieve aanvallen hadden vermeden kunnen worden indien de ECB haar rol als *lender of last resort* voor overheden eerder op zich had opgenomen. Toen de ECB zich in 2012 bereid toonde om overheidsobligaties op te kopen in de secundaire markt, daalde de spread snel. De Grauwe (2016) en Wyplosz (2016) zijn van mening dat de ECB in dit opzicht te lang talmde.

Toen de banken in moeilijkheden verkeerden, snelde de ECB wel ter hulp. Overheden vertonen qua balansstructuur nochtans gelijkenissen met banken. Bovendien zijn banken en overheden verbonden met elkaar. Speculatie tegen overheden leidt tot stijgende spreads en een prijsdaling in overheidsobligaties. Binnenlandse banken zijn vaak de grootste houders van overheidsobligaties waardoor de dalende obligatieprijzen de actiefzijde van de balans aantasten. Banken komen dus opnieuw in financiële moeilijkheden na redding door de overheid. Dit verklaart waarom Spanje in 2012, vier jaar na het uitbarsten van de crisis, een beroep deed op Europese hulp om de banken te herkapitaliseren. Zonder Europese hulp dreigde een nieuwe bankencrisis, aangezien banken uit de kernlanden veel kredieten hadden verstrekt aan Spaanse banken (Lapavitsas et al., 2010).

2.5 Rol van het monetaire beleid

De invoer van de euro en het gevoerde monetaire beleid door de ECB heeft op twee manieren bijgedragen tot de opbouw van macro-economische onevenwichtigheden in de Spaanse economie. De nominale intrestvoet bepaald door de ECB was te laag voor Spanje in de periode voorafgaand aan de crisis. Spanje had nood aan een hogere nominale rentevoet rekening houdend met de hoge binnenlandse inflatie. De te lage nominale rentevoet gekoppeld aan de persistent hoge inflatie resulteerde in een lage reële rentevoet. De lage reële rente stimuleerde de vorming van een vastgoedzeepbel. De vraag naar vastgoed werd niet enkel gestimuleerd door de te lage reële rente.

Immigratie, de groeiende markt voor vakantiehuizen en de gemakkelijke toegang tot hypothecaire leningen speelden ook een rol. Bovendien liet de Spaanse overheid na een contracyclisch budgettair beleid te voeren. De overheid moedigde de aankoop van vastgoed zelfs aan. In plaats van de macro-economische onevenwichtigheden te corrigeren, zorgde de overheid er dus voor dat de vastgoedbubbel zich nog sneller kon ontwikkelen. Een expansie van de bouwsector had immers politiek gunstige gevolgen: dalende werkloosheid en stijgende overheidsinkomsten.

De exponentiële groei van de bouwsector werd ook ondersteund door de financiële sector. De Spaanse banken waren te laks in het verstrekken van kredieten aan particulieren en bouwbedrijven. Het lidmaatschap van de euro werkte deze laksheid in de hand. Spaanse banken financierden zich in toenemende mate met behulp van interbancaire leningen. Creditoren waren vaak banken uit de kernlanden van de eurozone. Aan de vooravond van de crisis was bijgevolg meer dan de helft van de totale private schuldenberg in buitenlandse handen. De oprichting van de monetaire unie zorgde voor een grotere Europese financiële integratie waardoor banken en beleidsmakers minder aandacht besteedden aan financiële stabiliteit. In sectie 2.2.2.2 werd reeds aangetoond dat structurele handelstekorten eveneens gefinancierd werden via banken uit de kernlanden van de eurozone. Structurele handelstekorten vormden op deze manier geen probleem voor de Spaanse overheid. De intra-eurozone financiële integratie hield deze macro-economische onevenwichtigheid in stand.

3 Literatuurstudie Taylor-regel

De literatuurstudie is opgebouwd aan de hand van de historische evolutie van de Taylor-regel. De Taylor-regel is een interestreactiefunctie die het monetaire beleid van centrale banken modelleert op basis van veranderingen van inflatie en output (Taylor, 1993). Deze interestreactiefunctie impliceert dat centrale banken streven naar prijsstabiliteit. Pas vanaf de jaren 1990 raakte dit concept wijdverspreid. Het basiswerk van Taylor (1993) heeft veel verder onderzoek gestimuleerd, waardoor de aanvankelijk eenvoudige regel complexer werd. De regel is doorheen de tijd uitgegroeid tot een belangrijk beleidsinstrument voor centrale banken. Toch wordt er ook kritiek geuit op het Taylor-kader voor de analyse van het monetaire beleid van centrale banken.

3.1 Handhaven van prijsstabiliteit

De jaren 1970 en 1980 werden gekenmerkt door hoge inflatie. Beleidsmakers hebben lang gezocht naar een ideaal theoretisch kader voor het monetaire beleid, tot Nieuw-Zeeland begin de jaren 1990 als eerste het concept prijsstabiliteit of constante inflatie introduceerde (Svensson, 2011). In het Engels is deze beleidsvorm gekend onder de term *inflation targeting*. Dit houdt in dat de centrale bank vooraf aankondigt naar welk inflatieniveau gestreefd wordt. De ECB streeft naar een constante inflatie van iets minder dan 2% (De Grauwe, 2016). Het gewenste niveau van inflatie wordt bereikt door het monetaire beleid hierop af te stemmen. Ball en Sheridan (2004) onderzochten de effectiviteit van deze beleidsvorm. Ze concludeerden dat er geen verschil in macro-economische prestaties waarneembaar was tussen landen die constante inflatie ambiëren en landen met een alternatief beleid. Ze wijzen er wel op dat bepaalde voordelen van een dergelijk beleid niet meetbaar zijn. Het heeft vooral politieke voordelen. De werking van de centrale bank verloopt transparanter en de economische omgeving is meer stabiel (Bernanke, Laubach, Mishkin & Posen, 1999). De Taylor-regel is deels gebaseerd op deze strategie van constante inflatie.

Sinds de financieel-economische crisis van 2008 wordt echter opnieuw meer onderzoek verricht naar het beheersen van prijsniveaus (Svensson, 2011). Bij inflation targeting kunnen er immers afwijkingen ontstaan ten opzichte van het langetermijnprijspeil indien het vooropgestelde inflatiedoel niet gehaald wordt.

3.2 Historische evolutie Taylor-regel

3.2.1 Oorspronkelijke Taylor-regel

Taylor (1993) slaagde erin het monetaire beleid van de Federal Reserve Bank tussen 1987 en 1992 te modelleren. Hij stelde hierbij een beleidsregel op die de kortetermijnrente wijzigt op basis van veranderingen van inflatie en outputgap. Deze empirisch geschatte interestreactiefunctie benaderde tussen 1987 en 1992 zeer sterk de Federal Funds Rate. Maza en Sanchez-Robles (2013) tonen aan dat het monetaire beleid van de ECB tussen 1999 en 2009 ook beschreven kan worden met behulp van een Taylor-regel. De basisvergelijking van de Taylor-regel wordt weergegeven in vergelijking 1.

$$i_t = r^* + \pi_t + \theta \cdot (\pi_t - \pi^*) + (1 - \theta) \cdot y_t \quad (\text{Vergelijking 1})$$

waarbij,

i_t = de nominale kortetermijnrente

r^* = evenwichtsrente bij volledige tewerkstelling (bij natuurlijk niveau van werkloosheid)

π_t = inflatie (gemiddelde over vier kwartalen)

π^* = inflatiestreefdoel van de centrale bank

y_t = outputgap

θ = bepaalt de gewichten die gegeven worden aan inflatie en outputgap

Het begrip outputgap drukt het verschil uit tussen de actuele output en potentiële output of productiecapaciteit van een land. De outputgap van een land kan positief of negatief zijn. In het geval van een positieve outputgap is de actuele output groter dan de potentiële output van een economie. Een positieve outputgap is kenmerkend voor een periode van economische expansie. Tijdens perioden van hoogconjunctuur zal er ook een opwaartse druk op de prijzen ontstaan. Bij een negatieve outputgap is de actuele output kleiner dan de potentiële output of productiecapaciteit van een economie. De economie presteert hier dus onder zijn mogelijkheden. Een negatieve outputgap wordt vaak geassocieerd met recessies. De prijzen zullen in dit geval een dalende trend vertonen. Er is dus een verband tussen outputgap en inflatie. Een positieve outputgap wijst op stijgende inflatie, terwijl een negatieve outputgap gepaard gaat met dalende inflatie. In het eerste scenario zal de centrale bank de nominale interestvoet verhogen zodat de economie stabiliseert. De centrale bank past een restrictief monetair beleid toe. In het tweede scenario zal de centrale bank de nominale interestvoet verlagen opdat de economische activiteit gestimuleerd wordt. Via een expansief monetair beleid tracht de centrale bank de actuele output dichterbij de grens van de productiemogelijkheden te laten aansluiten (IMF, 2013).

In vergelijking 2 wordt de originele Taylor-regel uit vergelijking 1 herschreven zodat het verband econometrisch geschat kan worden.

$$i_t^* = \alpha + \beta \cdot \pi_t + \gamma \cdot y_t \quad (\text{Vergelijking 2})$$

waarbij,

$$\alpha = r^* - \theta \cdot \pi^*$$

$$\beta = (1 + \theta)$$

$$\gamma = (1 - \theta)$$

Indien $\beta > 1$ dan is het Taylor-principe voldaan (Clarida, Gertler & Gali, 1998). Deze voorwaarde impliceert dat de parameter θ positief is. Het Taylor-principe is essentieel voor het stabiliserend karakter van het monetaire beleid. Als $\beta > 1$, dan voert de centrale bank een *leaning against the wind* of stabiliserend beleid. Bij een stijgende inflatie trachten centrale banken de reële rentevoet, gedefinieerd als nominale rente verminderd met inflatie, te verhogen zodat de economie niet oververhit raakt. Een stijging van de reële rentevoet heeft een stabiliserend effect op de economie in het geval van stijgende inflatie. De inflatie wordt als gegeven beschouwd, dus de centrale bank kan de reële intrestvoet enkel beïnvloeden via de nominale rente. De nominale rente, bepaald via de Taylor-regel, moet meer dan proportioneel stijgen ($\beta > 1$) opdat de reële rentevoet stijgt. Een proportionele stijging zou immers geen netto-effect hebben. Dit kan afgeleid worden uit de formule van de reële rentevoet. Wanneer het Taylor-principe niet voldaan is, dan komt de economie in een inflatoire spiraal terecht. Deze redenering over het Taylor-principe kan ook toegepast worden in een context van dalende inflatie.

De parameter θ werd door Taylor (1993) gelijkgesteld aan een half. De parameters voor inflatie en outputgap hadden bijgevolg een waarde van respectievelijk 1,5 en 0,5. Over de keuze van deze gewichten bestond echter geen consensus. Taylor (1993) koos de waarden van de parameters voor inflatie en outputgap willekeurig.

3.2.2 Smoothing parameter

In de literatuur wordt vaak een *interest smoothing parameter* opgenomen in het model. De interest smoothing parameter of kortweg ρ bouwt een geleidelijke overgang van de actuele rente naar de gewenste rente in. Anders geformuleerd, de huidige rente is een gewogen gemiddelde van de vorige rente en de gewenste, door de Taylor-regel bepaalde rente. De waarde van parameter ρ ligt bijgevolg tussen 0 en 1. De waarde van ρ drukt uit hoe snel de rentewijziging wordt uitgevoerd. Een kleine waarde voor ρ wijst op een snelle overgang van het ene niveau naar het andere, en omgekeerd. In vergelijking 3 wordt het bestaande Taylor-kader uitgebreid met de interest smoothing parameter.

$$i_t = \rho \cdot i_{t-1} + (1 - \rho) \cdot i_t^* \quad (\text{Vergelijking 3})$$

Uit het onderzoek van Gerdemesier en Roffia (2003) voor de ECB blijkt dat de parameter ρ zeer significant is. De waarde van ρ ligt tussen 0,8 en 0,9. De ECB kiest dus voor een zeer geleidelijke overgang naar het interestniveau bepaald door de Taylor-regel. Het gradueel aanpassen van rentevoeten heeft economische voordelen. Deze strategie bevordert onder meer de financiële stabiliteit (Woodford, 1999). Doordat de rente geen discrete sprongen maakt, blijven schokreacties op financiële markten uit. Bovendien zorgt de aanwezigheid van de smoothing parameter voor een betere statistische fit zodat de geschatte Taylor-regel beter aansluit bij de ruwe data (Gerdemesier &

Roffia, 2005; Hayo, 2007; De Haan, Gorter & Jacobs, 2008). Vergelijking 4 combineert vergelijking 2 met vergelijking 3.

$$i_t = (1 - \rho) \cdot (\alpha + \beta \cdot \pi_t + \gamma \cdot y_t) + \rho \cdot i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{Vergelijking 4})$$

Er is echter ook kritiek op deze benadering. Rudebusch (2002) stelt dat de smoothing parameter significant is, omdat het een fout in het model maskeert. De parameter corrigeert voor serieel gecorreleerde economische schokken. De opname van de parameter zorgt ervoor dat trage cyclische wijzigingen in macro-economische variabelen zoals inflatie en outputgap gecapteerd worden in het model. De graduele overgang is geen bewuste keuze van de centrale bank, maar te wijten aan een trage doorstroming van informatie. De kritiek van Rudebusch (2002) heeft nieuw onderzoek naar dit fenomeen gestimuleerd. Verschillende auteurs besluiten dat een combinatie van beide theorieën, bewust gradueel aanpassen door de centrale bank en serieel gecorreleerde economische schokken, een betere benadering is van de realiteit (Castelnuovo, 2007; Pinkwart, 2013).

3.2.3 Modellspecificatie

3.2.3.1 Inflatie

Gerdemesmeier en Roffia (2003) tonen aan dat de modellspecificatie van de Taylor-regel de parameterschattingen sterk beïnvloedt. Voor de verklarende variabelen inflatie en outputgap kunnen immers verschillende indexen gebruikt worden. Bij inflatie onderscheiden de auteurs drie mogelijkheden: *Harmonised Index of Consumer Prices* of HICP, de gecorrigeerde HICP en de GDP deflator. De GDP deflator focust op productieprijzen, terwijl de HICP index de evolutie van consumptieprijzen in kaart brengt. Bij de gecorrigeerde HICP worden energie- en voedselprijzen buiten beschouwing gelaten. De keuze van de index voor inflatie heeft een effect op de waarden van de geschatte parameters. Indien gekozen wordt voor de GDP deflator of de gecorrigeerde HICP index, is de coëfficiënt van inflatie groter. Parameter θ is dus toegenomen.

3.2.3.2 Outputgap

Over de outputgap zijn geen exacte cijfers beschikbaar, deze variabele kan enkel geschat worden. De potentiële output van een economie kan via meerdere methoden geschat worden. Er wordt een onderscheid gemaakt tussen univariate en multivariate methoden. De Hodrick-Prescott-filter en het fitten van een lineaire of kwadratische trend vallen onder de categorie univariaat. Deze methoden vereisen data over slechts één variabele, meestal reële output of industriële productie. Bij de Hodrick-Prescott-filter wordt het begrip output of industriële productie opgesplitst in twee componenten: een trend- en cyclische component. Deze twee componenten omvatten respectievelijk de potentiële output en de outputgap. De Hodrick-Prescott-filter verwijdert de cyclische bewegingen uit de waargenomen niveaus van output zodat de langetermijntrend of potentiële output zichtbaar wordt (IMF, 2013). Gerdemesmeier en Roffia (2003) besluiten dat de coëfficiënt van outputgap afhangt van de gebruikte maatstaf. Wanneer de variabele industriële productie gebruikt wordt, is de coëfficiënt lager.

Tot de categorie van multivariate methoden behoort de productiefunctiebenadering. Giorno, Richardson, Roseveare en van den Noord (1995) beschrijven de productiefunctie die de OECD gebruikt bij het schatten van de outputgap. Bij de schattingsprocedure is informatie over verschillende variabelen zoals arbeid en kapitaal vereist.

3.2.3.3 Tijdsdimensie

Grosso modo zijn er drie soorten Taylor-regels. De oorspronkelijke Taylor-regel behoort tot de contemporele Taylor-regels. Dit houdt in dat de kortetermijnrente op tijdstip t bepaald wordt door de inflatie en outputgap op tijdstip t . Wanneer bij deze variant ex post data of werkelijk gerealiseerde waarden gebruikt worden, is het Taylor-principe meestal niet voldaan (Gorter, Jacobs & De Haan, 2008; Belke & Polleit, 2007; Fourçans & Vranceanu, 2004).

De forward-looking Taylor-regel bepaalt de kortetermijnrente aan de hand van voorspellingen van inflatie en outputgap. Deze categorie sluit beter aan bij de realiteit. Aangezien het monetaire transmissiemechanisme met vertraging werkt, zullen centrale banken zich baseren op voorspellingen van de verklarende variabelen (Svensson, 2003). Anders dreigt het monetaire beleid zijn stabiliserende werking te verliezen. Clarida, Gertler en Gali (1998) werkten een forward-looking-variant van de Taylor-regel uit. De auteurs voegen verwachtingsoperatoren in. De verwachte inflatie en outputgap zijn een functie van de op dat moment beschikbare informatie. In principe wordt er dus gebruik gemaakt van real-time data. De Taylor-regel wordt echter geherformuleerd met behulp van gerealiseerde variabelen. Ze gebruiken met andere woorden ex post, gecorrigeerde data. De forward-looking Taylor-regel van Clarida, Gertler en Gali (1998) wordt weergegeven in vergelijking 5.

$$i_t = \rho \cdot i_{t-1} + (1 - \rho) \cdot \alpha + (1 - \rho) \cdot \beta \cdot \pi_{t+n} + (1 - \rho) \cdot \gamma \cdot y_{t+k} + \varepsilon_t \quad (\text{Vergelijking 5})$$

De Taylor-rente in periode t wordt bepaald door de inflatie in periode t+n en de outputgap in periode t+k. De ex post gerealiseerde waarden van de verklarende variabelen worden dus respectievelijk n en k periodes vooruitgeschoven. Deze werkwijze impliceert dat de centrale bank op moment t over perfecte voorspellingen beschikt.

De laatste categorie zijn de backward-looking Taylor-regels. Bij deze variant bepaalt de centrale bank haar beleid aan de hand van historische waarden van inflatie en outputgap. In deze variant zijn de n- en k-waarden negatief. De gerealiseerde waarden van inflatie en outputgap worden teruggeschoven in de tijd. Een forward-looking Taylor-regel zoals weergegeven in vergelijking 5 kan omgezet worden naar een backward-looking variant door aan de indices k en n negatieve waarden toe te kennen (Fourçans & Vranceanu, 2004).

3.2.3.4 Real-time data versus ex post data

Orphanides (2001) voerde een gelijkaardig onderzoek als dat van Taylor (1993) uit, maar hij gebruikte andere data. Terwijl Taylor (1993) ex post data gebruikt, kiest Orphanides (2001) voor real-time data. De Taylor-regel op basis van real-time data beschrijft de Federal Funds Rate minder accuraat dan de originele Taylor-regel op basis van ex post data. Orphanides (2001) kaart het informatieprobleem aan dat inherent verbonden is aan de Taylor-regel. Op het moment dat de centrale bank een beslissing neemt over het optimale niveau van de kortetermijnrente zijn er geen accurate voorspellingen voor inflatie en outputgap beschikbaar. De echte waarden worden pas enkele kwartalen nadien geobserveerd. Meestal vindt er een serieuze correctie plaats ten opzichte van de eerdere voorspellingen.

Deze bevindingen hebben onderzoek gestimuleerd naar Taylor-regels geschat met behulp van real-time data. Gerdesmeier en Roffia (2005) concludeerden dat er significante verschillen zijn tussen schattingen van de Taylor-regel met ex post data en real-time data. Zo is bij de contemporele Taylor-regel het Taylor-principe enkel voldaan wanneer ex post data gebruikt worden. Wanneer real-time data gecombineerd werden met de forward-looking specificatie, was β wel groter dan 1. Bovendien was de waarde van deze coëfficiënt hoger dan bij het gebruik van ex post data. De centrale bank reageert met andere woorden sterker op een verandering in inflatie. Bij het gebruik van real-time data hadden de geschatte coëfficiënten wel grotere standaardfouten.

3.2.4 Uitgebreide Taylor-regel

De gekozen specificatie van de Taylor-regel kan ook uitgebreid worden met extra verklarende variabelen. Een variabele die vaak werd opgenomen in de Taylor-regel is de groei van het geldaanbod. Er wordt verondersteld dat een toename van het geldaanbod met 4,5% consistent is met het inflatiestreefdoel van de ECB (De Grauwe, 2016). Belke en Polleit (2007) schatten een

contemporele Taylor-regel met interest rate smoothing waaraan deze variabele werd toegevoegd. De variabele die het geldaanbod uitdrukt, had een positieve significante coëfficiënt. Ten gevolge van deze uitbreiding kreeg inflatie een negatieve coëfficiënt. In het onderzoek van Gerdesmeier en Roffia (2003) had de variabele die het geldaanbod uitdrukte ook een positieve, significante coëfficiënt. In andere studies is deze variabele echter niet significant, de ECB neemt de totale geldhoeveelheid niet rechtstreeks in overweging bij de bepaling van de kortetermijnrente (Fendel & Frenkel, 2006; Gorter, Jacobs & De Haan, 2008; Castro, 2011). De variabele oefent wel indirect een invloed uit op de beslissingen van de ECB doordat de totale geldhoeveelheid een voorspeller van inflatie is.

Een andere verklarende variabele waarmee de Taylor-regel vaak werd uitgebreid, is de nominale euro-dollarwisselkoers. De opname van de wisselkoers in het model heeft een economische motivatie. De wisselkoers bepaalt de prijs van geïmporteerde goederen en heeft dus ook een invloed op het algemene prijsniveau of inflatie. In de studie van Belke en Polleit (2007) was deze variabele statistisch significant, de coëfficiënt van de nominale euro-dollarwisselkoers had een negatief teken. Wanneer de euro in waarde daalt of deprecieert, stijgt de prijs van geïmporteerde goederen. Een depreciatie van de euro leidt dus tot een stijging van de inflatie. Deze resultaten zijn in overeenstemming met de bevindingen van Fourçans en Vranceanu (2004). Andere studies toonden echter aan dat er geen statisch significant verband is tussen de kortetermijnrente bepaald door de ECB en de euro-dollarwisselkoers (Gerdesmeier & Roffia, 2003; Gerlach & Schnabel, 2000; Gorter, Jacobs & De Haan, 2008).

In de literatuur wordt ook veel aandacht besteed aan de interactie tussen bewegingen op de aandelenmarkt en de rentebeslissingen van de ECB. Castro (2011) construeert een index die informatie uit verschillende segmenten van de financiële markt bundelt. De auteur toont aan dat de ECB wel degelijk rekening houdt met financiële indicatoren. De prijs van aandelen is een indicator voor toekomstige economische activiteit en dus ook inflatie. De combinatie van een financiële index met een niet-lineaire, forward-looking Taylor-regel levert de beste fit op. Castro (2011) maakt gebruik van een niet-lineaire Taylor-regel, omdat Surico (2007) aantoonde dat de ECB asymmetrisch reageert naargelang de waarde van bepaalde parameters. Surico (2007) concludeerde dat de ECB sterker reageert op een negatieve outputgap dan op een positieve outputgap. Indien de actuele output in de eurozone lager ligt dan de potentiële output, zal de verandering in de kortetermijnrente groter zijn. Het schatten van de niet-lineaire, forward-looking Taylor-regel leverde opmerkelijke resultaten op. Zo reageert de ECB pas op inflatie als de verwachte inflatie hoger is dan 2,5%. Bovendien houdt de ECB enkel rekening met de outputgap in haar beleidsbeslissingen als de inflatie lager is dan 2,5%. Gerdesmeier en Roffia (2003) namen de DJ Euro Stoxx 50 index op als extra verklarende variabele. Deze aandelenindex had een significante impact op de kortetermijnrente bepaald door de ECB. Net als bij Castro (2011) was er sprake van een positief verband.

3.3 Kritiek op het Taylor-kader

Volgens Svensson (2003) mag het monetaire beleid van centrale banken niet herleid worden tot de uitvoering van een simpele Taylor-regel. Er moet ook enige ruimte zijn om af te wijken van deze regel. Binnen het monetaire beleid moet ook plaats zijn voor beoordeling en informatie die niet in de Taylor-regel werd opgenomen. Deze kritiek werd reeds beantwoord in het oorspronkelijke werk van Taylor. Taylor (1993) beschouwde de beleidsregel eerder als een richtlijn voor centrale banken. Dit kwam ook tot uiting in zijn onderzoek. Bij uitzonderlijke gebeurtenissen en recessies week de geschatte Taylor-regel meer af van de effectief geobserveerde kortetermijnrente. Het was niet de bedoeling een allesomvattende regel op te stellen die het optimale beleid voorschreef. Er blijft dus ruimte voor beoordeling door beleidsmakers.

Carare en Tchaidze (2005) wijzen erop dat Taylor-regels geschikt zijn om het monetaire beleid samen te vatten. Het is echter gevaarlijk om grote conclusies te verbinden aan een Taylor-regel. Bovendien functioneert de Taylor-regel niet onder extreme omstandigheden, zoals vastgoedbubbels en beurscrashes. De Taylor-regel is een goede richtlijn, maar het is niet zo dat centrale banken een

bepaalde specificatie van de regel nauwkeurig uitvoeren. Het feit dat complexe Taylor-regels het monetaire beleid van een centrale bank capteren, kan het gevolg zijn van foutieve statistische assumpties. Deze kritiek komt overeen met die van Svensson (2003).

Christiano en Rostagno (2001) stellen dat het volgen van een Taylor-regel de economie kan destabiliseren. Deze bevindingen staan lijnrecht tegenover het oorspronkelijke doel van de Taylor-regel. Het Taylor-principe is er immers op gericht de economie op elk moment in de conjunctuur te stabiliseren door middel van interestwijzigingen.

4 Data en methoden

In dit onderzoek wordt gebruik gemaakt van een forward-looking Taylor-regel. Forward-looking specificaties benaderen beter de economische realiteit. Het monetaire transmissiemechanisme werkt immers met enige vertraging waardoor de ECB zich baseert op voorspellingen van inflatie en outputgap. Data over outputgap en inflatie worden respectievelijk met één en twee kwartalen vooruitgeschoven (Fourçans & Vranceanu, 2004; Moons & Hellinckx, 2015). Bovendien stellen Peersman en Smet (2001) dat output sneller reageert op wijzigingen in de kortetermijnrente bepaald door de ECB. Daarom worden de gegevens over de outputgap slechts met één kwartaal vooruitgeschoven. Het vooruitschuiven van ex post gerealiseerde waarden veronderstelt impliciet perfecte voorspellingen. Deze methode is analoog aan Clarida, Gertler en Gali (1998). De Taylor-regel wordt niet uitgebreid met extra verklarende variabelen, omdat er in de literatuur geen consensus bestaat over de meerwaarde hiervan. De geschatte Taylor-regel is lineair van vorm. Eventuele asymmetrische reacties van de ECB ten opzichte van inflatie en outputgap komen in dit onderzoek dus niet aan bod. Vergelijking 6 geeft de specificatie van de geschatte Taylor-regel voor de ECB weer.

$$i_t = \rho \cdot i_{t-1} + (1 - \rho) \cdot \alpha + (1 - \rho) \cdot \beta \cdot \pi_{t+2} + (1 - \rho) \cdot \gamma \cdot y_{t+1} + \varepsilon_t \quad (\text{Vergelijking 6})$$

Er wordt nagegaan of de Taylor-regel uit vergelijking 6 het monetaire beleid van de ECB accuraat modelleert. De geschatte parameters van de Taylor-vergelijking karakteriseren het gevoerde monetaire beleid van de ECB. Het schatten van een Taylor-regel voor de ECB vereist data voor de kortetermijnrente, inflatie en outputgap. De ingezamelde data hebben betrekking op de periode 1994 tot 2016. Hoewel de monetaire unie formeel slechts in werking trad in het jaar 1999 kan toch gebruik gemaakt worden van vroegere data (Gerdesmeier & Roffia, 2003). Het Verdrag van Maastricht, afgesloten in 1992, stipuleerde immers convergentiecriteria voorafgaand aan de oprichting van de monetaire unie (De Grauwe, 2016).

Bij de contrafeitelijke analyse worden data over inflatie en outputgap voor Spanje ingevuld in de geschatte Taylor-vergelijking voor de ECB. Deze geschatte Taylor-rente simuleert de kortetermijnrente voor Spanje indien het land een onafhankelijk monetair beleid kon voeren. De onderliggende assumptie is evenwel dat de Spaanse centrale bank gelijkaardige doelstellingen als de ECB nastreeft. De afwijking tussen de geschatte kortetermijnrente voor Spanje en de werkelijk waargenomen kortetermijnrente geeft weer in welke mate het gevoerde monetaire beleid van de ECB afgestemd was op de specifieke noden van de Spaanse economie. De contrafeitelijke analyse heeft betrekking op de periode van 1997 tot 2016. Data voor Spanje waren enkel beschikbaar vanaf het jaar 1997.

Er werden dus voor drie variabelen data ingezameld: de kortetermijnrente, inflatie en outputgap. Alle gegevens zijn op kwartaalbasis. De kortetermijnrente werd gemodelleerd aan de hand van de EONIA of *Euro Overnight Index Average*. Data over de EONIA werden afgehaald via de ECB (ECB, 2017a). De afgehaalde data van de EONIA worden gebruikt voor het schatten van de Taylor-regel die het beleid van de ECB modelleert, en voor de contrafeitelijke analyse. Voor de variabele inflatie werd

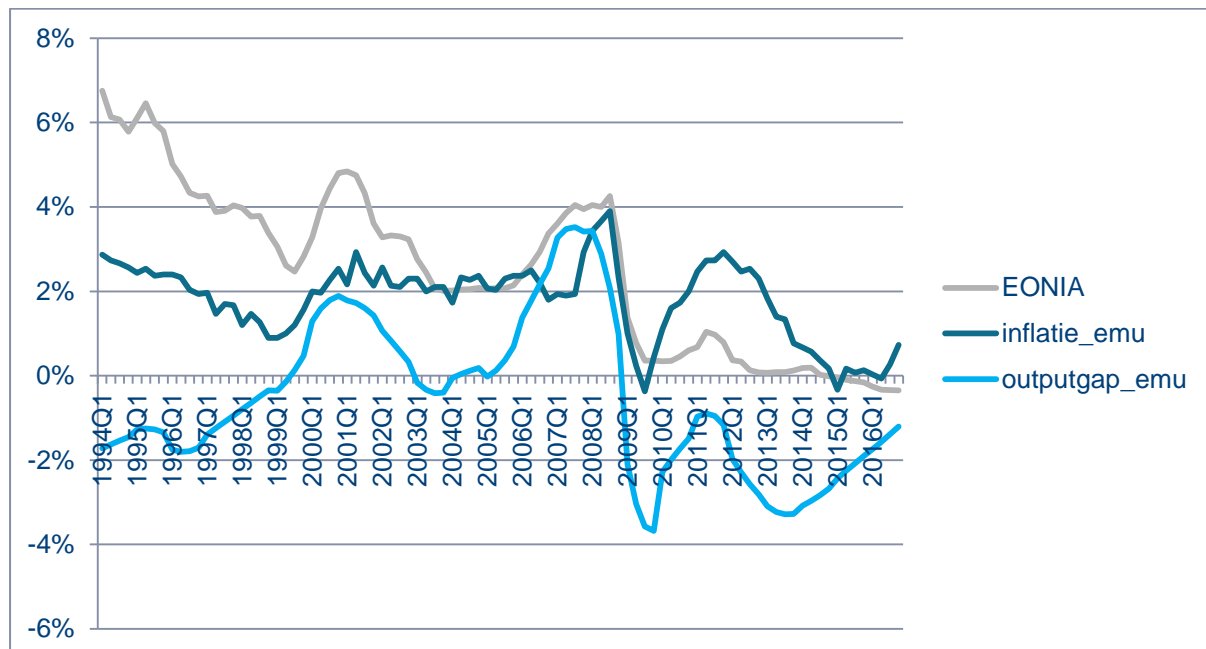
gebruik gemaakt van de HICP of *Harmonised Index of Consumer Prices*. Data over de HICP zijn beschikbaar via de OECD (OECD, 2017a). Gegevens over outputgap werden eveneens afgehaald via de OECD (OECD, 2017b). Bij het schatten van de Taylor-regel voor de ECB zijn data voor inflatie en outputgap geaggregeerd op niveau van de eurozone. Bij de contrafeitelijke analyse hebben data voor inflatie en outputgap enkel betrekking op Spanje. Appendix B biedt een meer gedetailleerd overzicht van de ingezamelde data.

De Taylor-regel kan empirisch geschat worden met behulp van de *Generalized Method of Moments* of GMM. In de literatuur is er een brede consensus over het gebruik van deze statistische techniek. GMM heeft als grote voordeel dat er geen assumptie over de verdeling van de foutenterm nodig is. Bovendien is GMM robuust voor heteroscedastische residuen. *Two-Stage Least Squares* of 2SLS is een valabel alternatief, en doet vaak dienst als robuustheidscontrole. GMM kan immers minder nauwkeurige schattingen opleveren bij een beperkt aantal observaties en een relatief groot aantal instrumenten (Gerdesmeier & Roffia, 2003). GMM en 2SLS zijn beide instrumentele schattingsmethoden. De rechtvaardiging voor het gebruik van beide schattings technieken en de vereiste voorwaarden worden meer uitgebreid besproken in sectie 5. Voor het uitvoeren van de statistische analyses werd gebruik gemaakt van het softwarepakket Eviews.

5 Taylor-regel ECB

5.1 Parameterstabiliteit

Hoewel de afgehaalde data voor de eurozone betrekking hebben op de periode 1994 tot 2016, zal de Taylor-regel voor de ECB geschat worden aan de hand van een kleiner tijdsframe. Uit visuele inspectie van de data blijkt dat het theoretische verband tussen EONIA, inflatie en outputgap vanaf 2012 vervaagt. De EONIA reageert niet langer op een toenemende inflatie of outputgap. Figuur 2 toont de co-evolutie van de drie variabelen uit de Taylor-vergelijking tussen 1994 en 2016.



Figuur 2: Co-evolutie EONIA, inflatie en outputgap voor eurozone 1994-2016

In 2012 bereikte de EONIA de natuurlijke ondergrens van nul procent. Het traditionele monetaire beleid van de ECB bereikte dus zijn limieten. De beleidsrentes konden nauwelijks nog verder dalen,

aangezien het nog steeds mogelijk is cash geld aan te houden. Het geloof groeide dat de reële rente op lange termijn onvoldoende kon dalen om de economie te stimuleren. Hierdoor bleef inflatie onder het beoogde streefdoel waardoor de verwachtingen naar beneden bijgesteld werden. De reële rente steeg als gevolg van deze verwachtingen. Het monetaire beleid was dus meer restrictief dan oorspronkelijk gedacht. De ECB trachtte deze negatieve spiraal te doorbreken met de introductie van twee nieuwe concepten: *forward guidance* en kwantitatieve versoepeling. Dit zijn niet-conventionele monetaire ingrepen. Kwantitatieve versoepeling werd ingevoerd begin 2015. Het doel was de rendementen op schuld papier te drukken. Dit had een positief effect op de financieringsvoorwaarden in de reële economie (Cordemans, Deroose, Kasongo Kashama & Stevens, 2016).

Als gevolg van het niet-conventionele beleid van de ECB zal het theoretische verband van de Taylor-regel niet gelden in de periode tussen 2012 en 2016. De geschatte parameters van de Taylor-regel zullen gevoelig zijn voor wijzigingen in het tijdsframe. De assumptie van niet-stabiele parameters wordt ook statistisch bevestigd. De Andrews-Fair Wald test (Andrews & Fair, 1988) duidt aan dat het vierde kwartaal van 2012 als breekpunt beschouwd kan worden. De nulhypothese dat er geen breuklijnen in de data aanwezig zijn, wordt verworpen¹. De Andrews-Fair Wald test is equivalent aan de Chow breuktest in een GMM-context. Er werd ook een CUSUM test uitgevoerd in een OLS-context. Deze test wijst eveneens op parameterinstabiliteit². De uitgebreide resultaten van de CUSUM test zijn terug te vinden in appendix C.

De keuze voor een kleiner tijdsframe wordt ook ondersteund door de kritiek op het Taylor-kader. Svensson (2003) en Taylor (1993) zelf stelden dat beleidsmakers zich niet louter mogen baseren op de Taylor-regel. Er moet ruimte zijn voor beoordeling, zeker in crisissituaties. De analyse van Taylor (1993) toonde aan dat de Fed afweek van de rentevoet voorgeschreven door de Taylor-regel wanneer er onverwachte schokken plaatsvonden. Het is plausibel dat, na 2012, beoordeling een steeds belangrijkere rol ging spelen in de besluitvorming van de ECB.

Op basis van de vorige argumenten lijkt een beperking van het oorspronkelijke tijdsframe gerechtvaardigd. De Taylor-regel voor de ECB wordt geschat voor de periode tussen 1994 en 2012. Tot en met 2012 vertonen de EONIA, inflatie en outputgap een zekere mate van co-evolutie. Deze co-evolutie van de datareeksen ondersteunt de theoretische verbanden aanwezig in de Taylor-regel.

5.2 Endogeniteitsprobleem

De Taylor-regel uit vergelijking 6 kan niet geschat worden via OLS, omdat er sprake is van endogene verklarende variabelen. Uit de Hausman-endogeniteitstest³ blijkt dat de nulhypothese van exogene verklarende variabelen verworpen kan worden. Outputgap en/of inflatie zijn met andere woorden gecorreleerd met de foutterm. Deze schattingsprocedure werd beschreven in Davidson en MacKinnon (1993). De verkregen F-statistiek wijkt echter af van de werkelijke waarde. Het softwarepakket Eviews biedt een variant aan die controleert op de aanwezigheid van endogene variabelen, namelijk de Durbin-Wu-Hausmantest. Baum, Schaffer en Stillman (2003) tonen aan dat beide varianten genest zijn. Bij de test worden twee hulpregressies uitgevoerd. In de eerste regressie

¹ De Taylor-vergelijking voor de ECB werd eerst voor de volledige periode van 1994 tot 2016 geschat. Vervolgens werd een Andrews-Fair Wald test uitgevoerd, waarbij het vierde kwartaal van 2012 als breekpunt fungeert. De teststatistiek bedraagt 33,334 en volgt een χ^2 -verdeling met vier vrijheidsgraden. De bijhorende p-waarde is bij benadering gelijk aan nul. Het vierde kwartaal van 2012 kan dus als breekpunt beschouwd worden.

² De cumulatieve som van de recursieve residuen overschrijden de berekende kritische lijnen berekend op significantieniveau 5%.

³ De verklarende variabelen, inflatie en outputgap, werden geregresseerd op de instrumenten. De residuen van deze regressies werden toegevoegd aan de Taylor-vergelijking. Vervolgens werd gecontroleerd op endogeniteit via een joint F-test. De F-statistiek bedroeg 9,0521. Zowel het uitgebreid model, als het beperkt model, bevatten 73 observaties. De teststatistiek volgt een F-verdeling met 2 en 67 vrijheidsgraden. De kritische waarde op significantieniveau 5% van deze verdeling bedraagt 3,1338. De bijhorende p-waarde bedraagt 0,0003. De nulhypothese van exogene variabelen kan dus met meer dan 99% betrouwbaarheid verworpen worden.

worden inflatie en outputgap als exogeen behandeld, in de tweede regressie als endogeen. De teststatistiek is dan gebaseerd op het verschil in waarden van de Hansen J-statistiek. Het verschil in waarden van de Hansen J-statistiek was statistisch significant⁴. De nulhypothese dat inflatie en outputgap exogeen zijn, kan dus verworpen worden. Tabel 1 vat de resultaten van de Durbin-Wu-Hausmantest samen. Appendix D bevat de volledige output van deze test, met inbegrip van de twee hulpregressies.

Tabel 1: Resultaten Durbin-Wu-Hausmantest voor de verklarende variabelen inflatie en outputgap

	Waarde	Aantal vrijheidsgraden	p-waarde
Verskil in J-statistiek	5,1950	2	0,0745

De aanwezigheid van endogene verklarende variabelen leidt tot vertekende en niet-consistente kleinste-kwadratenschatters (Hill, Griffiths & Lim, 2012). Bij het uitvoeren van de endogeniteitstesten werden volgende instrumenten gebruikt: EONIA vertraagd met respectievelijk twee en drie kwartalen, actuele inflatie, actuele outputgap en een constante. In totaal werden dus vijf instrumenten gebruikt. De keuze van de instrumenten is analoog aan Gerlach en Schnabel (2000), en Gorter et al. (2008). De gekozen instrumenten moeten voldoen aan twee criteria opdat GMM en 2SLS superieur zijn ten opzichte van OLS (Hill, Griffiths & Lim, 2012; Heij, De Boer, Franses, Kloek, van Dijk, 2004). De instrumenten mogen niet gecorreleerd zijn met de errorterm. Dit wordt de orthogonaliteitsvoorwaarde genoemd. De instrumenten moeten ook voldoende sterk zijn. De sterkte van een instrument wordt bepaald door de sterkte van de correlatie tussen het instrument en de endogene verklarende variabelen.

5.3 Stationariteit

Een belangrijke voorwaarde voor het gebruik van instrumentele schattingstechnieken, zoals GMM en 2SLS, is de stationariteit van de variabelen. De stationariteit van EONIA, inflatie en outputgap wordt getest via augmented Dickey-Fuller testen (Hill, Griffiths, & Lim, 2012). Bij augmented Dickey-Fuller testen worden additionele vertragingen van de afhankelijke variabele opgenomen in de testvergelijking om seriële correlatie in de foutenterm weg te werken⁵. Er wordt echter ook een tweede test uitgevoerd om de stationariteit van de variabelen te controleren, namelijk de KPSS-test. Bij augmented Dickey-Fuller testen is de kans dat de nulhypothese van niet-stationariteit verworpen wordt, in geval van stationaire variabelen, immers klein (Verbeek, 2012). Bovendien geeft de KPSS-test meer betrouwbare resultaten in kleine steekproeven (Van den Bossche, 2016). Het aantal observaties in deze steekproef bedraagt slechts 76. Tabel 2 en Tabel 3 geven de resultaten van de augmented Dickey-Fuller testen en KPSS-testen weer voor de betreffende variabelen.

⁴ De nulhypothese dat inflatie en outputgap exogeen zijn kan met 90% betrouwbaarheid verworpen worden. De teststatistiek volgt een χ^2 -verdeling waarbij het aantal vrijheidsgraden gelijk is aan het aantal geteste variabelen, in dit geval twee (Baum, Schaffer & Stillman, 2003). De waarde van de teststatistiek bedraagt 5,1950 en volgt een $\chi^2(2)$ -verdeling. Dit resulteert in een p-waarde van 0,0745.

⁵ Het aantal additionele vertragingen in de testvergelijking werd bepaald aan de hand van het Akaike-informatiecriterium. Het aantal additionele vertragingen gerapporteerd in tabel 2 minimaliseert het Akaike-informatiecriterium.

Tabel 2: Resultaten augmented Dickey-Fuller testen EONIA, inflatie en outputgap (1994Q1-2012Q4)

Variabele	Aantal lags	Teststatistiek	Kritische waarden		
			1%	5%	10%
EONIA ^a	1	-3,22	-4,09	-3,47	-3,16
inflatie_emu	8	-2,64	-3,53	-2,91	-2,59
outputgap_emu	9	-1,94	-3,53	-2,91	-2,59

Noot: De nulhypothese van de augmented Dickey-Fuller test gaat uit van niet-stationaire variabelen. Deze nulhypothese wordt verworpen indien de teststatistiek kleiner is dan de kritische waarden. ^a In de testvergelijking voor de EONIA werd een trend opgenomen.

Tabel 3: Resultaten KPSS-testen EONIA, inflatie en outputgap (1994Q1-2012Q4)

Variabele	Teststatistiek	Kritische waarden		
		1%	5%	10%
EONIA ^a	0,07	0,22	0,15	0,12
inflatie_emu	0,06	0,74	0,46	0,35
outputgap_emu	0,18	0,74	0,46	0,35

Noot: De nulhypothese van de KPSS-test gaat uit van stationaire variabelen. Deze nulhypothese wordt verworpen als de waarde van de teststatistiek groter is dan de kritische waarden. ^a In de testvergelijking voor de EONIA werd een trend opgenomen.

Beide testen geven aan dat EONIA en inflatie stationair zijn. Voor de variabele outputgap spreken beide testen elkaar tegen. Bij de augmented Dickey-Fuller test kan de nulhypothese van niet-stationariteit niet verworpen worden. Uit de resultaten van de KPSS-test blijkt echter dat de variabele outputgap toch stationair is. Aangezien de KPSS-test betere eigenschappen heeft in kleine steekproeven, kan de variabele outputgap toch als stationair beschouwd worden⁶. Alle benodigde variabelen voor het schatten van de Taylor-regel, die het monetaire beleid van de ECB modelleert tussen 1994 en 2012, zijn dus stationair. Er is geen gevaar voor *spurious regression*.

5.4 Resultaten schatting GMM

De Taylor-regel voor de ECB werd eerst geschat met behulp van GMM⁷. Tabel 4 geeft de resultaten van deze schattingsmethode weer. De wegingsmatrix van Newey en West (1987) werd toegepast. De gerapporteerde standaardfouten zijn bijgevolg robuust voor autocorrelatie en heteroscedasticiteit. Alle parameters uit de Taylor-vergelijking zijn significant op 90% betrouwbaarheidsniveau. De parameters α , β , γ en ρ kunnen berekend worden door de overeenkomstige regressiecoëfficiënten te delen door factor $(1-\rho)$. Appendix E geeft de regressieoutput van de GMM-schatting weer.

⁶ Bovendien is er sprake van cointegratie. Als de Taylor-vergelijking geschat wordt met OLS, dan zijn de residuen stationair. De teststatistiek van de augmented Dickey-Fuller test bedraagt -5,5321. De nulhypothese van niet-stationariteit kan met 99% betrouwbaarheid verworpen worden. Cointegratie impliceert dat het langetermijnverband tussen de variabelen correct gemodelleerd wordt (Hill, Griffiths & Lim, 2012).

⁷ Er werd geopteerd voor een iteratieve GMM-schatting. De wegingsmatrix wordt iteratief geschat tot op het moment dat de schattingsresultaten convergeren (Heij, De Boer, Franses, Kloek, van Dijk, 2004).

Tabel 4: Resultaten schatting Taylor-regel ECB met GMM periode 1994-2012

Method	α	β	γ	ρ	J-test (p-waarde)	Cragg-Donald
GMM	-5,9255*	3,7389**	1,0607*	0,9396***	0,6265	6,5394

Noot: ***significant op 1%, ** significant op 5%, * significant op 10%

De interest smoothing parameter ρ is statistisch zeer significant met 99% betrouwbaarheid en bedraagt 0,94. De ECB opteert dus voor een zeer geleidelijke overgang van het ene interestniveau naar het andere. De waarde van de smoothing parameter is hoger dan in eerdere onderzoeken. In de literatuur schommelt parameter ρ meestal rond 0,9. De parameters voor inflatie en outputgap hebben de verwachte, positieve tekens. De ECB verhoogt de kortetermijnrente als de inflatie en/of outputgap stijgt. De parameter voor inflatie is statistisch significant met 95% betrouwbaarheid. De grootte van de parameter β is beduidend hoger dan in eerdere onderzoeken. Wanneer de inflatie met 1% toeneemt in de eurozone, dan stijgt de kortetermijnrente of EONIA met 3,74%. Het Taylor-principe is dus voldaan. De ECB voerde een stabiliserend monetair beleid in de periode tussen 1994 en 2012. De parameter voor de outputgap is statistisch significant met 90% betrouwbaarheid. De grootte van parameter γ komt overeen met eerdere bevindingen. Wanneer de geaggregeerde outputgap voor de negentien eurozonelanden met 1% stijgt, dan verhoogt de ECB de kortetermijnrente met 1,06%. Appendix F bevat de 95% betrouwbaarheidsintervallen voor de geschatte parameters.

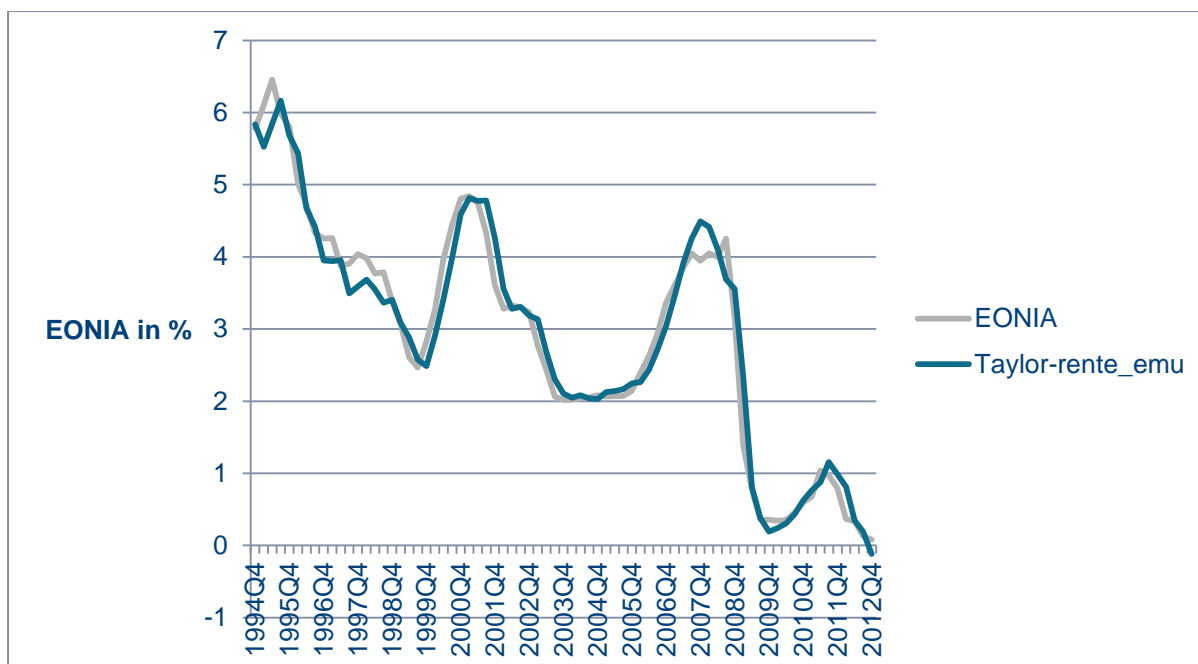
Uit de Hansen J-test blijkt dat de orthogonaliteitsvoorwaarde voldaan is. Op basis van de gerapporteerde p-waarde kan de nulhypothese van valide instrumenten niet verworpen worden. De surplusmomentcondities zijn niet gecorreleerd met de errorterm. De instrumenten moeten ook sterk gecorreleerd zijn met de endogene verklarende variabele. Wanneer er slechts een zwakke correlatie is tussen de instrumentele variabele en de endogene variabele neemt de nauwkeurigheid van de instrumentele variabelenschatter af. In extreme gevallen kan het dan aangewezen zijn om toch OLS toe te passen (Hill, Griffiths & Lim, 2012). De gerapporteerde Cragg-Donald statistiek moet vergeleken worden met de kritische waarden berekend door Stock en Yogo (2005). Na vergelijking blijkt dat de instrumenten voldoende sterk zijn⁸. De voorwaarden voor instrumentele variabelenschattering zijn dus voldaan.

In de originele Taylor-regel kregen de parameters voor inflatie en outputgap eerder willekeurige waarden. Parameter β voor inflatie werd gelijkgesteld aan 1,5, terwijl parameter γ voor outputgap waarde 0,5 kreeg. Deze restricties op de parameters voor inflatie en outputgap kunnen statistisch getest worden met behulp van een Wald-test. De nulhypothese dat deze parameters gelijk zijn aan de willekeurig gekozen waarden door Taylor (1993) kan verworpen worden met 95% betrouwbaarheid⁹.

Figuur 3 zet de werkelijke waarden van de EONIA uit ten opzichte van de geschatte waarden op basis van de Taylor-regel. De geschatte Taylor-regel sluit goed aan bij de werkelijk gerealiseerde waarden. Het Taylor-kader modelleert het monetaire beleid van de ECB accuraat. De gemiddelde afwijking van de werkelijke EONIA bedraagt 0,22%.

⁸ De kritische waarde berekend door Stock en Yogo (2005) voor 5 instrumenten en 2 endogene variabelen bij een relatieve bias van 20%, bedraagt 4,99. Bij een relatieve bias van 20% kan de nulhypothese van zwakke instrumenten verworpen worden. Een relatieve bias van 20% impliceert dat de vertekening van de instrumentele variabelenschatter 5 keer kleiner is dan de vertekening bij OLS. Naast relatieve bias is er nog een tweede testcriterium, namelijk het verwerpingspercentage. Bij een maximaal verwerpingspercentage van 25% kan de nulhypothese van zwakke instrumenten niet verworpen worden. Een nulhypothese die met 95% betrouwbaarheid waar is, zal in meer dan 25% van de gevallen toch verworpen worden.

⁹ De teststatistiek van de Wald-test is χ^2 -verdeeld met twee vrijheidsgraden. Het aantal vrijheidsgraden is gelijk aan het aantal geteste restricties. De teststatistiek van de Wald-test bedroeg 6,7205. Hierbij hoorde een p-waarde van 0,0347. De nulhypothese dat de parameters voor inflatie en outputgap gelijk zijn aan de waarden uit Taylor (1993) kan met 95% betrouwbaarheid verworpen worden.



Figuur 3: Vergelijking werkelijke EONIA en geschatte Taylor-regel ECB

5.5 Resultaten schatting 2SLS

De Taylor-vergelijking voor de ECB wordt nu geschat met behulp van 2SLS. Deze methode is minder gevoelig voor een relatief groot aantal instrumenten ten opzichte van het totale aantal observaties. Bij schatting van de Taylor-regel via 2SLS werd eveneens gebruik gemaakt van de wegingsmatrix van Newey en West (1987). Appendix G geeft een overzicht van de geschatte parameters onder 2SLS. De voorwaarden met betrekking tot instrumentele variabelenschatting, sterke en valide instrumenten, zijn opnieuw voldaan¹⁰. Ten opzichte van GMM is een duidelijk verschil waarneembaar. Parameter β voor inflatie is niet langer statistisch significant. Voor de parameters ρ en γ zijn de geschatte waarden vergelijkbaar met GMM.

2SLS steunt echter ook op assumpties van OLS zoals normaliteit en homoscedasticiteit van de residuen. Uit de Jarque-Bera test blijkt dat de residuen niet normaal verdeeld zijn¹¹. Bovendien wijst de Breusch-Pagan-Godfrey test op niet constante variantie in de residuen¹². Twee van de basisassumpties onder 2SLS zijn dus geschonden. Op basis van deze bevindingen kan gesteld worden dat de resultaten van GMM meer betrouwbaar zijn. Dit wordt ook weerspiegeld in de standaardfouten van de geschatte coëfficiënten. De puntschattingen bij GMM hebben kleinere

¹⁰ Bij de Hansen J-test kan de nulhypothese van valide instrumenten niet verworpen worden bij een p-waarde van 0,5857. De orthogonaliteitsvoorwaarde bij 2SLS wordt normaliter gecontroleerd via een Sargan-test. Het gebruik van een J-test is echter gerechtvaardigd wegens niet-constante variantie in de residuen (Hill, Griffiths & Lim, 2012). Aangezien dezelfde instrumenten gebruikt werden als bij GMM, kan opnieuw geconcludeerd worden dat de gekozen instrumenten vrij sterk zijn.

¹¹ De teststatistiek van de Jarque-Bera test is 8,0576. De nulhypothese dat de residuen normaal verdeeld zijn, wordt verworpen bij een p-waarde van 0,0178. Er kan met 95% betrouwbaarheid gesteld worden dat de residuen niet normaal verdeeld zijn.

¹² De Breusch-Pagan-Godfrey test werd licht aangepast aan de 2SLS-context. De gekwadrateerde residuen werden geresgreesseerd op alle exogene variabelen en instrumenten (Van den Bossche, 2016). Vervolgens kan via een joint F-test de nulhypothese van constante variantie gecontroleerd worden. De F-statistiek bedraagt 3,4305. Deze teststatistiek volgt een F-verdeling met respectievelijk 7 en 65 vrijheidsgraden. Dit resulteert in een p-waarde van 0,004. De nulhypothese van constante variantie kan met 99% betrouwbaarheid verworpen worden.

standaardfouten in vergelijking met 2SLS, behalve voor de variabele outputgap. GMM is dus superieur ten opzichte van 2SLS.

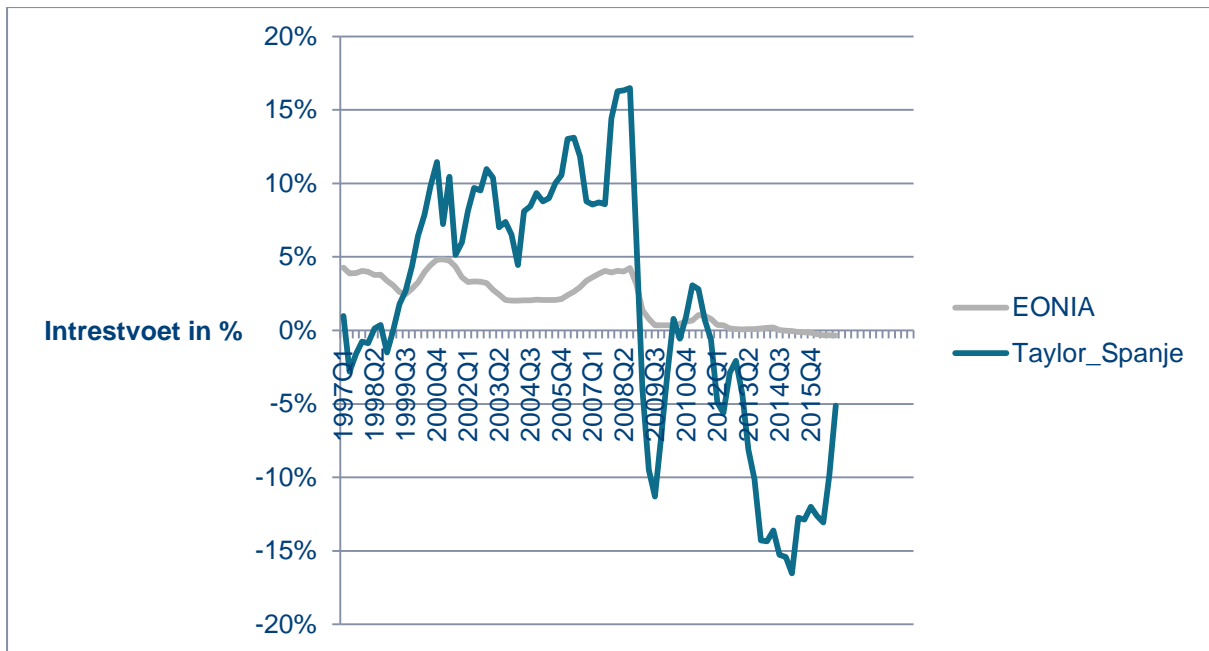
6 Contrafeitelijke analyse Spanje

In de vorige sectie werd de Taylor-regel voor de ECB empirisch geschat. De geschatte parameters van de Taylor-regel karakteriseren het gevoerde monetaire beleid van de ECB in de periode tussen 1994 en 2012. Voor de contrafeitelijke analyse wordt gebruik gemaakt van de schattingen op basis van GMM. Bij 2SLS zijn immers verscheidene assumpties geschonden waardoor de betrouwbaarheid van de resultaten niet gegarandeerd is. De kwartaaldata over inflatie en outputgap voor Spanje worden in de econometrisch geschatte Taylor-regel voor de ECB ingevuld. De geschatte Taylor-rente voor Spanje wordt dus geconstrueerd door de betreffende data voor Spanje in te vullen in vergelijking 2, waarbij de geschatte waarden voor parameters α , β en γ uit tabel 4 als coëfficiënt gebruikt worden. De data voor Spanje hebben betrekking op de periode tussen 1997 en 2016.

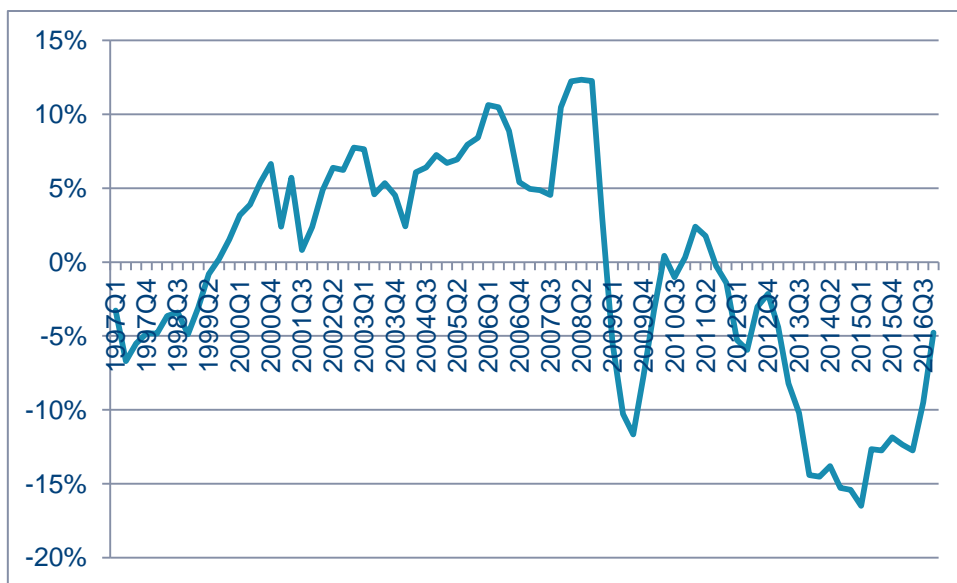
De geschatte Taylor-rente simuleert de intrestvoet voor Spanje indien het land een onafhankelijk monetair beleid kon voeren. De onderliggende assumptie is evenwel dat de Spaanse centrale bank gelijkaardige doelstellingen als de ECB nastreeft. Bij de constructie van de geschatte Taylor-rente voor Spanje wordt immers gebruik gemaakt van de geschatte parameters uit de Taylor-regel voor de ECB.

Figuur 4 vergelijkt de geschatte Taylor-rente voor Spanje met de werkelijke EONIA bepaald door de ECB in de periode tussen 1997 en 2016. De gemiddelde afwijking van de geschatte Taylor-rente voor Spanje ten opzichte van de werkelijke EONIA bedraagt 6,55%. De evolutie van het verschil tussen de Spaanse Taylor-rente en de EONIA wordt weergegeven in figuur 5. In de periode voorafgaand aan de financieel-economische crisis van 2008 ligt de geschatte Taylor-rente voor Spanje duidelijk boven de werkelijke EONIA. Vanaf het laatste kwartaal van het jaar 1999 was dit het geval. 1999 is ook het jaar waarin de ECB formeel werd opgericht. De geschatte Taylor-rente bereikt een piek in het tweede kwartaal van 2008. Volgens de waarden van inflatie en outputgap voor Spanje op dat moment was een nominale rentevoet van meer dan 16% wenselijk. Ter illustratie: de EONIA bedroeg toen slechts 4%. De EONIA lag dus meer dan 10% lager.

Vanaf 2009 wordt de geschatte Spaanse Taylor-rente negatief, behalve tussen midden 2010 en 2011. In het eerste kwartaal van 2015 wordt het minimum bereikt. De geschatte Taylor-rente voor Spanje bedraagt op dat ogenblik -16%. De werkelijke EONIA flirt met de natuurlijke ondergrens van nul procent vanaf 2009. De EONIA wordt zelfs licht negatief vanaf het laatste kwartaal van 2014. De sterk negatieve Spaanse Taylor-rente is echter niet realistisch. De werkelijke EONIA kan nooit dergelijk niveau bereiken zolang consumenten de optie hebben om cash geld aan te houden. De EONIA kan de natuurlijke ondergrens van nul procent slechts beperkt doorbreken (Cordemans, Deroose, Kasongo Kashama & Stevens, 2016). Vanaf 2015 kent de geschatte Taylor-rente een stijgend verloop. De geschatte waarden blijven evenwel negatief.



Figuur 4: Contrafeitelijke analyse Taylor-rente Spanje en EONIA (1997-2016)



Figuur 5: Gap tussen Spaanse Taylor-rente en de EONIA

De geschatte Taylor-rente voor Spanje in figuur 4 is onderhevig aan de Lucas kritiek. Volgens Lucas (1976) zou een hogere rentevoet toekomstige niveaus van inflatie en outputgap beïnvloed hebben. De Spaanse centrale bank zou zich bijgevolg baseren op andere waarnemingen voor inflatie en outputgap. De hogere rente zou een stabiliserend effect gehad hebben op de Spaanse economie waardoor de werkelijke Taylor-rente voor Spanje iets lager ligt. Deze dynamiek, waarbij rekening gehouden wordt met de impact van rentevoeten op waarnemingen van inflatie en outputgap, is echter zeer moeilijk te modelleren.

Bovendien is deze contrafeitelijke analyse gebaseerd op een geschatte Taylor-regel voor de ECB in de periode tussen 1994 en 2012. Het tijdsframe waarin de Taylor-regel voor de ECB werd geschat, komt dus niet overeen met het tijdsframe van de contrafeitelijke analyse. Indien de Taylor-regel voor

de ECB ook geschat werd voor de periode tussen 1997 en 2016, zou dit andere geschatte parameters opgeleverd hebben. Beide tijdsframes gelijkschakelen was echter niet mogelijk door parameterinstabiliteit. Tussen 2012 en 2016 voerde de ECB immers een niet-conventioneel monetair beleid waardoor het theoretische verband van de Taylor-regel vervaagde. De verschillende tijdsdimensies hebben evenwel geen invloed op de validiteit van de gehanteerde methodologie. De geschatte Spaanse Taylor-rente tussen 2012 en 2016 simuleert dan de kortetermijnrente bepaald door een onafhankelijke centrale bank met dezelfde beleidsfocus als de ECB onder normale marktomstandigheden.

7 Discussie

De geschatte parameters van de Taylor-regel voor de ECB uit tabel 4 illustreren de beleidsfocus van de ECB. In de Europese monetaire unie wordt, naar Duits model, vooral veel belang gehecht aan prijsstabiliteit. Dit blijkt uit de hoge waarde van de geschatte parameter β voor inflatie. De ECB reageert zeer sterk op inflatievoorspellingen. De geschatte parameter γ voor outputgap is lager en duidt op een meer gematigde reactie. De sterke focus op beheersing van inflatie is in overeenstemming met de statuten van de ECB. De Grauwe (2016) twijfelt of de ECB de variabele outputgap überhaupt in overweging neemt bij het bepalen van het monetaire beleid. Outputgap is een goede voorspeller van inflatie waardoor de ECB misschien enkel onrechtstreeks rekening houdt met de outputgap van de eurozone. Streven naar prijsstabiliteit leidt dan impliciet tot outputstabilisatie. Deze relatie geldt enkel in geval van een vraagschok.

De parameter voor inflatie heeft in dit onderzoek een waarde van 3,74. De grootte van parameter β is niet in lijn met eerdere onderzoeken. Zo bekomen Moons en Hellinckx (2015), voor dezelfde periode, een geschatte waarde van 2,12 voor β . De studie van Castro (2011) benadert de resultaten van dit onderzoek het best. Castro (2011) schatte de Taylor-regel voor de ECB empirisch voor de periode tussen 1999 en 2007. De parameter voor inflatie bedroeg 2,77. Het verschil tussen de geschatte parameters voor inflatie blijft echter substantieel. De waarde van de smoothing parameter ρ is ook vrij hoog, maar niet abnormaal. Zo liet Castro (2011) een waarde van 0,95 optekenen voor de smoothing parameter.

De contrafeitelijke analyse voor Spanje levert bewijs dat het monetaire beleid van de ECB niet afgestemd was op de specifieke noden van de Spaanse economie. Vanaf 1999 tot en met het uitbreken van de financieel-economische crisis in 2008 ligt de geschatte Taylor-rente voor Spanje duidelijk boven de werkelijke EONIA. De nominale intrestvoet bepaald door de ECB was met andere woorden te laag voor Spanje. Deze te lage nominale intrestvoet, gekoppeld aan een hoge binnenlandse inflatie resulteerde in een zeer lage of zelfs negatieve reële rente. Carballo-Cruz (2011) beschouwt de te lage reële rente als één van de hoofdoorzaken van het ontstaan van de Spaanse vastgoedbubbel. De contrafeitelijke analyse staft dus de stelling dat het monetaire beleid van de ECB een destabiliserend effect had op de Spaanse economie. Dit is met andere woorden een bevestiging van de Walters kritiek. De geschatte Taylor-rente wijst op een meer restrictief monetair beleid van een onafhankelijke Spaanse centrale bank. De hogere nominale rente had de buitenproportionele groei van de bouwsector kunnen afremmen. Een onafhankelijk monetair beleid had dus de opbouw van macro-economische onevenwichtigheden in de periode voor de crisis kunnen beperken. De correctie tijdens de financieel-economische crisis van 2008 zou bijgevolg minder diepgaande gevolgen voor de Spaanse economie gehad hebben. De Grauwe (2016) stelt dat de ECB een tweede pijler aan het monetaire beleid moet toevoegen, namelijk financiële stabiliteit of het voorkomen van zeepbellen. Borio en Lowe (2002) benadrukken eveneens het belang van stabiliteit op financiële markten. Belangrijke indicatoren van financiële instabiliteit zijn kredietexpansie en sterke stijgingen in aandelenprijzen.

Na 2008 blijft de geschatte Taylor-rente negatief, op uitzondering van een korte periode tussen 2010 en 2011. Negatieve intrestvoeten impliceren een expansief monetair beleid waarbij de centrale bank de economie tracht te stimuleren. Deze lange periode van negatieve Taylor-renten wijst op een traag herstel van de Spaanse economische activiteit (Carballo-Cruz, 2011). Dit trage herstel is te wijten aan het passieve optreden van de ECB (Wyplosz, 2016; De Grauwe, 2016). Na de bankencrisis kwam Spanje, mede door de passieve houding van de ECB, terecht in een staatsschuldencrisis. De ECB liet toe dat Spanje het onderwerp werd van speculatieve aanvallen op de financiële markten. Dit scenario had voorkomen kunnen worden indien de ECB haar rol als lender of last resort voor overheden eerder op zich had genomen. De ECB introduceerde haar OMT of *Outright Monetary Transactions* programma eind 2012 toen spreads op overheidsobligaties historisch hoge niveaus bereikten. De rust keerde vervolgens weer op de financiële markten, maar de ECB slaagde er niet in de economische activiteit in de eurozone te stimuleren. De economische groei bleef beperkt. Hoewel het traditionele monetaire beleid al lang haar grenzen had bereikt, ging de ECB pas begin 2015 over tot kwantitatieve versoepeling. Ter vergelijking, de Fed in de VS startte reeds eind 2012 met *quantitative easing*. Vanaf de invoering van quantitative easing door de ECB vertoont de geschatte Taylor-rente voor Spanje een stijgende trend. De Spaanse economie trekt dus opnieuw aan. Een sneller en meer daadkrachtig optreden van de ECB had het economisch herstel in Spanje kunnen bevorderen.

De passiviteit van de ECB kan verklaard worden aan de hand van twee factoren. In de raad van bestuur van de ECB zetelen de gouverneurs van de nationale banken. Deze raad van bestuur is het belangrijkste beslissingsorgaan binnen de ECB. De gouverneurs nemen negentien plaatsen van de in totaal 25 zitjes in. De samenstelling van de raad van bestuur roept vragen op over de objectiviteit van het orgaan. De kans dat gouverneurs van nationale banken het nationale belang vooropstellen in plaats van het Europese belang is reëel. De passieve houding van de ECB kan ook deels verklaard worden door het feit dat de eurozonelanden geen optimale muntzone vormen. De ECB heeft geen incentive om de beleidsrentes aan te passen in geval van asymmetrische schokken. Een boom in het ene land wordt gecompenseerd door een afnemende groei in een ander land waardoor gemiddeld gezien niets verandert. Het monetaire beleid is ongevoelig voor dergelijke asymmetrische schokken, aangezien de ECB zich baseert op geaggregeerde data voor de gehele eurozone. Individuele lidstaten hebben bijgevolg nood aan afwijkende intrestvoeten om de economie te stabiliseren. Deze vaststelling conflicteert met het one-size-fits-all-beleid van de ECB (Wyplosz, 2016; De Grauwe, 2016).

De eurozone moet evolueren in de richting van een optimale muntzone opdat asymmetrische schokken gecompenseerd kunnen worden. Daarvoor moeten de institutionele onvolmaaktheden van de eurozone aangepakt worden. Een verdere politieke eenmaking kan de gaten in de monetaire unie opvullen. De Grauwe (2016) stelt dat een monetaire unie moet ingebed zijn in een politieke unie. Deze verregaande vorm van integratie lijkt op dit moment niet aan de orde. Guiso et al. (2015) tonen aan dat de publieke steun voor Europese integratie afnam tijdens en na de crisis. Deze afname is vooral te wijten aan de toegenomen controle van Europese instellingen op nationale begrotingen en hervormingen sinds de crisis. Wyplosz (2016) argumenteert dat eurozonelanden, omwille van een toenemend euroscepticisme, moeten zoeken naar oplossingen die geen verdere integratie vergen.

De eurozone zette wel stappen in de richting van een bankenunie. De regels op het banktoezicht werden verstrengd waarbij de ECB de supervisie van Europese banken met een systemisch risico op zich nam (De Grauwe, 2016). Politici trachtten ook de vicieuze cirkel tussen een banken-en staatsschuldencrisis te doorbreken door de oprichting van een Europees reddingsfonds. Het ESM of *European Stability Mechanism* kan noodlijdende banken herkapitaliseren (ESM, 2014). Het ESM verleent enkel fondsen op voorwaarde dat de aandeel- en obligatiehouders van de noodlijdende bank een deel van de verliezen dragen, de zogenaamde *bail-in*. Er rijzen echter vragen over de effectiviteit van de Europese strategie inzage het herkapitaliseren van banken (Benink, 2017). Onlangs kwam de Italiaanse bank Monte dei Paschi di Siena in financiële moeilijkheden. De bank werd gered via een zogenaamde *bail-out* door de Italiaanse overheid. Een *bail-out* is immers nog steeds toegelaten indien een *bail-in* de financiële stabiliteit verder in gevaar zou brengen. De Italiaanse regering deed

een beroep op deze clause omdat bij een eventuele bail-in veel gezinnen getroffen zouden worden. Uiteindelijk werd geopteerd voor een tussenoplossing. De Italiaanse staat paste meer dan 8 miljard bij, terwijl 600 miljoen verhaald werd op aandeel- en obligatiehouders. Dit wijst erop dat de link tussen banken en overheid nog steeds niet is doorgesneden. Vanden Hout (2016) stelt dat het quantitative easing programma van de ECB de winstgevendheid van banken bedreigt, en dus ook de financiële stabiliteit in de eurozone. De ECB zou dus zelf verantwoordelijk zijn voor de sluimerende problemen in de bankensector. Demertzis en Wolff (2016) spreken dit echter tegen. De operationele winsten van banken bleven stabiel en het aandeel non-performing loans kon afgebouwd worden.

8 Conclusie

Ten gevolge van de financieel-economische crisis van 2008 raakte de Spaanse economie in het slop. In eerste instantie lijkt de crisis in Spanje het gevolg van een mondiale crisis die startte in de VS. De fundamentele oorzaken van de Spaanse crisis kunnen echter gelinkt worden aan de Europese Monetaire Unie. Na de invoer van de euro was de reële rentevoet voor Spanje te laag. De te lage nominale rente bepaald door de ECB en de hoge binnenlandse inflatie waren hier de oorzaak van. De lage reële rentevoet stimuleerde de vorming van de vastgoedbubbel (Carballo-Cruz, 2011). Het monetaire beleid van de ECB droeg dus bij tot de opbouw van macro-economische onevenwichtigheden. Bovendien hield de monetaire unie ook bestaande macro-economische onevenwichtigheden, zoals persistente competitiviteitsverschillen, in stand. Dit onderzoek trachtte na te gaan in welk mate het monetaire beleid van de ECB afgestemd was op de noden van de Spaanse economie in de periode tussen 1997 en 2016. Hiervoor werd een contrafeitelijke analyse uitgevoerd die de werkelijke kortetermijnrente vergelijkt met de geschatte Spaanse Taylor-rente. Dergelijke empirische analyses zijn eerder schaars.

Eerst werd het beleid van de ECB tussen 1994 en 2012 gemodelleerd met behulp van een Taylor-regel. De gekozen Taylor-regel is een niet-uitgebreide variant waarbij de verklarende variabelen inflatie en outputgap respectievelijk met twee en een kwartaal vooruitgeschoven worden. Deze Taylor-regel werd empirisch geschat via GMM. Uit de resultaten blijkt dat het monetaire beleid van de ECB accuraat gemodelleerd wordt door de gekozen Taylor-regel. De parameter voor inflatie heeft echter een opmerkelijk hoge waarde. Wanneer de inflatie in de eurozone met 1% toeneemt, verhoogt de ECB de kortetermijnrente met 3,74%. Deze waarde voor parameter β wijkt sterk af van eerdere bevindingen.

Op basis van de geschatte Taylor-regel voor de ECB kon vervolgens een contrafeitelijke analyse voor Spanje uitgevoerd worden. Data voor Spanje werden ingevuld in de empirisch geschatte Taylor-regel voor de ECB. Uit deze contrafeitelijke analyse blijkt dat de Spaanse Taylor-rente in de periode tussen 1997 en 2016 gemiddeld 6,55% afwijkt van de werkelijk waargenomen kortetermijnrente. Dit grote verschil toont aan dat het monetaire beleid van de ECB niet of onvoldoende afgestemd was op de noden van de Spaanse economie. Tot en met 2008 was de Spaanse Taylor-rente duidelijk groter dan de EONIA. De nominale kortetermijnrente was dus effectief te laag. Dit onderzoek bewijst de stelling van Carballo-Cruz (2011) dus empirisch. Vanaf 2008 tot en met 2016 blijft de geschatte Taylor-rente voor Spanje hoofdzakelijk negatief. Deze lange reeks negatieve waarden wijst op een zeer traag herstel van de economische activiteit. Pas vanaf 2015 is er enige verbetering merkbaar. Deze datum valt niet toevallig samen met de aankondiging van het quantitative easing programma van de ECB. Hieruit kan afgeleid worden dat de passieve houding van de ECB tijdens de staatsschuldencrisis het herstelproces vertraagde (De Grauwe, 2016; Wyplosz, 2016). De uitgevoerde contrafeitelijke analyse voor Spanje benadert slechts het verloop van de nominale rente indien het land een onafhankelijk monetair beleid kon voeren. De uitgevoerde analyse is immers onderhevig aan de Lucas (1976) kritiek.

De contrafeitelijke analyse illustreert de structurele gebreken van de eurozone. De eurozone is geen optimale muntzone waardoor het one-size-fits-all-beleid van de ECB tot verdere economische divergenties tussen lidstaten leidde. In het geval van Spanje had het monetaire beleid van de ECB een destabiliserend effect op de economie. De kritiek van Walters (1986) wordt dus bevestigd. Dit fundamentele probleem van de eurozone bleef onder de radar tot de start van de crisis. De daaropvolgend getroffen maatregelen op Europees niveau waren er op gericht de economische convergentie tussen de verschillende lidstaten van de eurozone te bevorderen. Sinds de crisis zette de eurozone dan ook enkele stappen in de goede richting. Er blijven echter structurele problemen aanwezig binnen de huidige eurozone. De recente discussie rond de bail-in-procedure van de Italiaanse bank Monte dei Paschi di Siena toont aan dat niet alle hervormingen het beoogde effect hadden (Benink, 2017). Een verdere politieke eenmaking is nodig om de gebreken van de huidige eurozone te verhelpen (De Grauwe, 2016). Een verdere Europese integratie ligt op dit moment echter niet voor de hand (Guiso et al., 2015; Wyplosz, 2016).

Dit onderzoek beperkte zich tot het schatten van de gewenste rentevoet voor de Spaanse economie tussen 1997 en 2016. Hieruit kon afgeleid worden dat het one-size-fits-all-beleid van de ECB bijdroeg tot de vorming van de vastgoedzeepbel. Verder onderzoek kan zich toeleggen op het kwantificeren van de rol van het monetaire beleid in de ontwikkeling van de vastgoedzeepbel. De vraag naar vastgoed en dus ook de vastgoedprijzen zouden immers een ander verloop gekend hebben onder de geschatte Spaanse Taylor-rente. Een contrafeitelijke analyse voor de evolutie van de vastgoedprijzen biedt mogelijkheden voor verder onderzoek.

9 Referenties

- Andrews, D. W., & Fair, R. C. (1988). Inference in nonlinear econometric models with structural change. *The Review of Economic Studies*, 55(4), 615-640.
- Balassa, B. (1964). The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal. *The Journal of Political Economy*, 72(6), 584-596.
- Ball, L. M., & Sheridan, N. (2004). Does inflation targeting matter? In B.S. Bernanke & M. Woodford (Eds.), *The inflation-targeting debate* (pp. 249-282). Chicago: University of Chicago Press.
- Baum, C. F., Schaffer, M. E., & Stillman, S. (2003). Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. *Stata journal*, 3(1), 1-31.
- Belke, A., & Polleit, T. (2007). How the ECB and the US Fed set interest rates. *Applied Economics*, 39(17), 2197-2209.
- Benink, H. (2017). *Italian recapitalisation undermines banking union*. Londen: OMFIF. Opgehaald van <https://www.omfif.org/analysis/commentary/2017/march/italian-recapitalisation-undermines-banking-union/>
- Bernanke, B. S., Laubach, T., Mishkin, F. S., & Posen, A. S. (1999). *Inflation targeting*. Princeton: Princeton University Press.
- Bibow, J. (2012). *The euro debt crisis and Germany's euro trilemma* [Working Paper No.721]. Annandale-on-Hudson, NJ: Levy Economics Institute.
- Borio, C. E., & Lowe, P. W. (2002). *Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus* [BIS Working Paper No.114]. Opgehaald van https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=846305

- Busetti, F., Forni, L., Harvey, A., & Venditti, F. (2006). *Inflation convergence and divergence within the European Monetary Union* [European Central Bank Working Paper Series No. 574]. Frankfurt am Main: ECB.
- Carare, A., & Tchaidze, R. (2005). *The use and abuse of Taylor rules: how precisely can we estimate them* [IMF Working Paper No. 148]. Washington, DC: IMF.
- Carballo-Cruz, F. (2011). Causes and consequences of the Spanish economic crisis: Why has the recovery taken so long? *Panaeconomicus*, 58(3), 309-328.
- Castelnuovo, E. (2007). Taylor rules and interest rate smoothing in the Euro area. *The Manchester School*, 75(1), 1-16.
- Castro, V. (2011). Can central banks' monetary policy be described by a linear (augmented) Taylor rule or by a nonlinear rule? *Journal of Financial Stability*, 7(4), 228-246.
- Chen, R., Milesi-Ferretti, G. M., & Tressel, T. (2013). External imbalances in the eurozone. *Economic Policy*, 28(73), 101-142.
- Christiano, L. J., & Rostagno, M. (2001). *Money growth monitoring and the Taylor rule* [NBER Working Paper No. 8539]. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (1998). Monetary policy rules in practice: some international evidence. *European Economic Review*, 42(6), 1033-1067.
- Cordemans, N., Deroose, M., Kasongo Kashama, M., & Stevens, A. (2016). Het abc van de kwantitatieve versoepeling...of een inleiding over de aankopen van activa door centrale banken. In J. Smets (Ed.), *Economisch Tijdschrift juni 2016* (pp.31-47). Brussel: Nationale Bank van België.
- Davidson, R., & MacKinnon, J. G. (1993). *Estimation and inference in econometrics*. New York: Oxford University Press.
- Demertzis, M. & Wolff, G. B. (2016). *What impact does the ECB's quantitative easing policy have on bank profitability* [Bruegel Policy Contribution No.20]? Opgehaald van <http://bruegel.org/2016/11/what-impact-does-the-ecbs-quantitative-easing-policy-have-on-bank-profitability/>
- De Grauwe, P. (2012). The governance of a fragile Eurozone. *Australian Economic Review*, 45(3), 255-268.
- De Grauwe, P. (2016). *Economics of monetary union* (11th ed.). Oxford: Oxford University Press.
- De Grauwe, P., & Ji, Y. (2013). Self-fulfilling crises in the Eurozone: an empirical test. *Journal of International Money and Finance*, 34, 15-36.
- ECB. (2011). *The monetary policy of the ECB*. Frankfurt: European Central Bank.
- ECB. (2017a). *Glossary: euro overnight index average (EONIA)*. Opgehaald van <https://www.ecb.europa.eu/home/glossary/html/glosse.en.html#187>
- ECB. (2017b). *EONIA: quarterly data*. Opgehaald maart, 21 van http://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?SERIES_KEY=198.EON.D.EONIA_TO.RATE&start=01-01-1994&end=31-12-2016&submitOptions.x=0&submitOptions.y=0&trans=QF
- ESM. (2014). *ESM direct bank recapitalisation instrument adopted*. Opgehaald van <https://www.esm.europa.eu/press-releases/esm-direct-bank-recapitalisation-instrument-adopted>

- Eurostat. (2017a). *General government deficit/surplus*. Opgehaald april, 22 van <http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tec00127&plugin=1>
- Eurostat. (2017b). *General government gross debt*. Opgehaald april, 22 van <http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tsdde410&plugin=1>
- Eurostat. (2017c). *Main balance of payments and international investment position items as share of GDP*. Opgehaald april, 22 van http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=bop_gdp6_q&lang=en
- Eurostat. (2017d). *Total unemployment rate*. Opgehaald april, 22 van <http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tsdec450&plugin=1>
- Faust, J., Rogers, J. H., & Wright, J. H. (2001). *An empirical comparison of Bundesbank and ECB monetary policy rules* [FRB International Finance Discussion Paper No.705]. Opgehaald van https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=280811
- Fendel, R. M., & Frenkel, M. R. (2006). Five years of single European monetary policy in practice: is the ECB rule-based? *Contemporary Economic Policy*, 24(1), 106-115.
- Fourçans, A., & Vranceanu, R. (2004). The ECB interest rate rule under the Duisenberg presidency. *European Journal of Political Economy*, 20(3), 579-595.
- Gerdesmeier, D., & Roffia, B. (2003). *Empirical estimates of reaction functions for the euro area* [European Central Bank Working Paper Series No. 206]. Frankfurt am Main: ECB.
- Gerdesmeier, D., & Roffia, B. (2005). The relevance of real-time data in estimating reaction functions for the euro area. *The North American Journal of Economics and Finance*, 16(3), 293-307.
- Gerlach, S., & Schnabel, G. (2000). The Taylor rule and interest rates in the emu area. *Economics Letters*, 67(2), 164-171.
- Giavazzi, F., Spaventa, L. (2011). Why the current account may matter in a monetary union: lessons from the financial crisis in the euro area. In M. Beblavý, D. Cobham & L. Ódor (Eds.), *The euro area and the financial crisis*. New York: Cambridge University Press.
- Giorno, C., Richardson, P., Roseveare, D., & van den Noord, P. (1995). *Estimating potential output, output gaps and structural budget balances* [OECD Economic Department Working Papers No.152]. Parijs: OECD.
- Gorter, J., Jacobs, J., & De Haan, J. (2008). Taylor rules for the ECB using expectations data. *The Scandinavian Journal of Economics*, 110(3), 473-488.
- Guiso, L., Sapienza, P., & Zingales, L. (2015). Monnet's error? *Economic Policy*, 31(86), 247-297.
- Hayo, B. (2007). Is European monetary policy appropriate for the EMU member countries: A counterfactual analysis. In D. Cobham (Ed.), *The Travails of the Eurozone* (pp. 67-94). Londen: Palgrave Macmillan.
- Heij, C., De Boer, P., Franses, P. H., Kloek, T., & van Dijk, H. K. (2004). *Econometric methods with applications in business and economics*. Oxford: Oxford University Press.
- Hill, R. C., Griffiths, W. E., & Lim, G. C. (2008). *Principles of econometrics* (4th ed.). Hoboken, NJ: Wiley.
- Honohan, P., & Lane, P. R. (2003). Divergent inflation rates in EMU. *Economic Policy*, 18(37), 357-394.

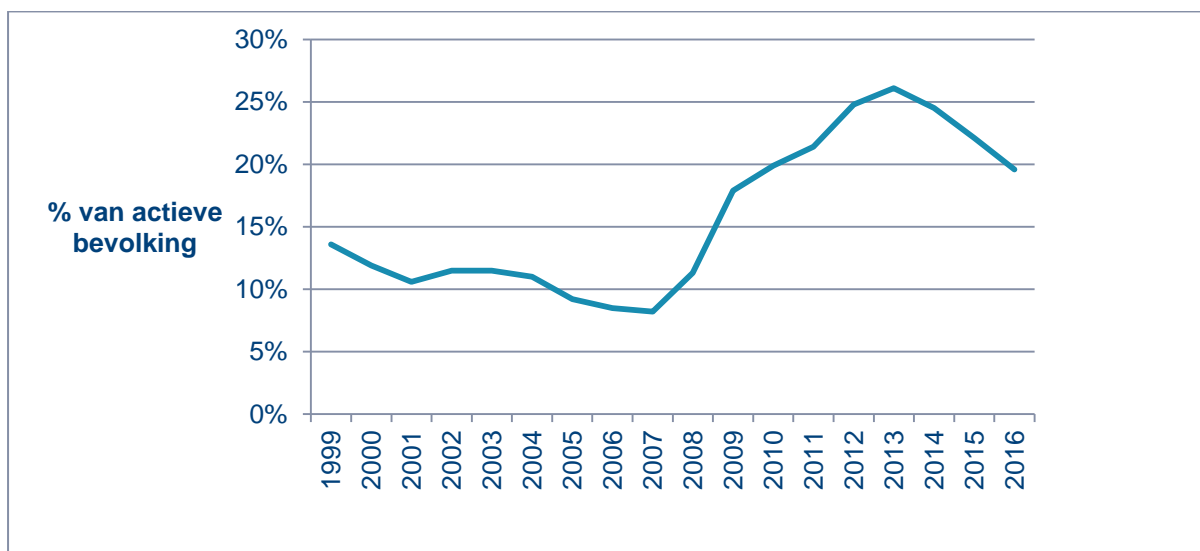
- IMF (2013). *What is the outputgap?* Opgehaald van <http://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/2013/09/basics.htm>
- Ingram, J. C. (1973). *The case for European monetary integration*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Lane, P. R. (2012). The European sovereign debt crisis. *The Journal of Economic Perspectives*, 26(3), 49-67.
- Lapavitsas, C., Kaltenbrunner, A., Lindo, D., Michell, J., Paineira, J. P., Pires, E., ... & Teles, N. (2010). Eurozone crisis: beggar thyself and thy neighbour. *Journal of Balkan and Near Eastern Studies*, 12(4), 321-373.
- Lucas, R. E. (1976). Econometric policy evaluation: a critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19-46.
- Maza, A., & Sanchez-Robles, B. (2013). The European Central Bank monetary policy and the Taylor rule, 1999-2009. *Revista de Economia Mundial*, 33(1), 179-193.
- Moons, C., & Hellinckx, K. (2015). *Did monetary policy fuel the housing bubble in Ireland* [KU Leuven Discussion Paper Series DPS15.01]? Opgehaald van https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2557338
- Mundell, R. A. (1961). A theory of optimum currency areas. *The American Economic Review*, 51(4), 657-665.
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3), 703-708.
- OECD. (2017a). *Consumer prices: Harmonised Consumer prices - all items*. Opgehaald maart, 21 van <http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=24893#>
- OECD. (2017b). *OECD economic outlook No.100: statistical annex*. Opgehaald maart, 21 van http://www.oecd-ilibrary.org/kuleuven.ezproxy.kuleuven.be/economics/oecd-economic-outlook-volume-2016-issue-2/statistical-annex_eco_outlook-v2016-2-50-en;jsessionid=1i94cthos1ovd.x-oecd-live-03
- OECD. (2017c). *Gross Domestic Product: GDP, volume - annual growth rates in percentage*. Opgehaald april, 22 van http://stats.oecd.org/Index.aspx?DatasetCode=SNA_TABLE1
- Orphanides, A. (2001). Monetary policy rules based on real-time data. *The American Economic Review*. 91(4), 964-985.
- Peersman, G., & Smets, F. (2001). *The monetary transmission mechanism in the euro area: more evidence from VAR analysis* [Working Paper No.91]. Frankfurt am Main: ECB.
- Pinkwart, N. (2013). Quantifying the European Central Bank's interest rate smoothing behavior. *The Manchester School*, 81(4), 470-492.
- Rabanal, P. (2009). Inflation differentials between Spain and the EMU: A DSGE perspective. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(6), 1141-1166.
- Rudebusch, G. D. (2002). Term structure evidence on interest rate smoothing and monetary policy inertia. *Journal of Monetary Economics*, 49(6), 1161-1187.
- Salido, J. D. L., Restoy, F., & Vallés, J. (2005). Inflation differentials in EMU: the Spanish case. In J. Viñals, J. Andrés, J. I. Peña & J. Gardezabal (Eds.), *El futuro de la union europeada ampliada* (pp. 55-80). Madrid : Fundación Santander Central Hispano.
- Samuelson, P. A. (1964). Theoretical notes on trade problems. *The Review of Economics and Statistics*, 46(2), 145-154.

- Stock, J. H., & Yogo, M. (2005). Testing for weak instruments in linear IV regression. In J. H. Stock & D. W. Andrews (Eds.), *Identification and inference for econometric models: Essays in honor of Thomas Rothenberg* (pp. 80-108). Cambridge: Cambridge University Press.
- Surico, P. (2007). The monetary policy of the European Central Bank. *The Scandinavian Journal of Economics*, 109(1), 115-135.
- Svensson, L. E. (2003). What is wrong with Taylor rules? Using judgment in monetary policy through targeting rules. *Journal of Economic Literature*, 41(2), 426-477.
- Svensson, L. E. (2011). Inflation targeting. In B. M. Friedman & M. Woodford (Eds.), *Handbook of monetary economics* (pp. 1237-1302). Amsterdam: Elsevier.
- Tamames, R. (2009). *Para salir de la crisis global : análisis y soluciones propuestas para España y Latinoamérica*. Madrid : EDAF SL.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* , 39, 195-214.
- Van den Bossche, F. (2016). *Advanced Business Econometrics* [cursus]. Brussel: KU Leuven Campus Brussel.
- Vanden Houte, P. (2016). *Has monetary policy reached its limits* [PowerPoint-presentatie]?
Opgehaald van https://p.cygnus.cc.kuleuven.be/bbcswebdav/pid-19294290-dt-content-rid-86005236_2/xid-86005236_2
- Verbeek, M. (2012). *A modern guide to econometrics* (4th ed.). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Walters, A. (1986). *Britain's economic renaissance*. Oxford: Oxford University Press.
- Woodford, M. (1999). Optimal monetary policy inertia. *The Manchester School*, 67(suppl. 1), 1-35.
- Wyplosz, C. (2016). The six flaws of the Eurozone. *Economic Policy*, 31(87), 559-606.

Abstract in het Engels

This research assessed whether the one-size-fits-all monetary policy of the European Central Bank (ECB) was appropriate for the Spanish economy between 1997 and 2016. First the monetary policy of the ECB was modelled using a Taylor rule. The Taylor rule for the ECB was estimated using the Generalized Method of Moments or GMM. Subsequently, based on the empirically estimated Taylor-rule for the ECB a counterfactual analysis for Spain was performed. The counterfactual showed that during the studied period, the estimated Taylor interest rate deviated on average 6,55% from the observed nominal short-term interest rate. This result indicates that the one-size-fits-all policy rate determined by the ECB was not suited to the specific needs of the Spanish economy. The monetary policy of the ECB had consequently a destabilizing effect on the Spanish economy. In the period before the crisis inappropriate interest rates fueled macroeconomic imbalances including the Spanish housing bubble. Furthermore, the monetary policy of the ECB hampered the economic recovery of Spain. The ECB hesitated too long to implement quantitative easing. Because of the procrastination of a more loose monetary policy Spain became subject of speculative behavior in financial markets. As a result Spain ended up in a sovereign debt crisis. These developments exacerbated the negative effects of the initial financial-economic crisis.

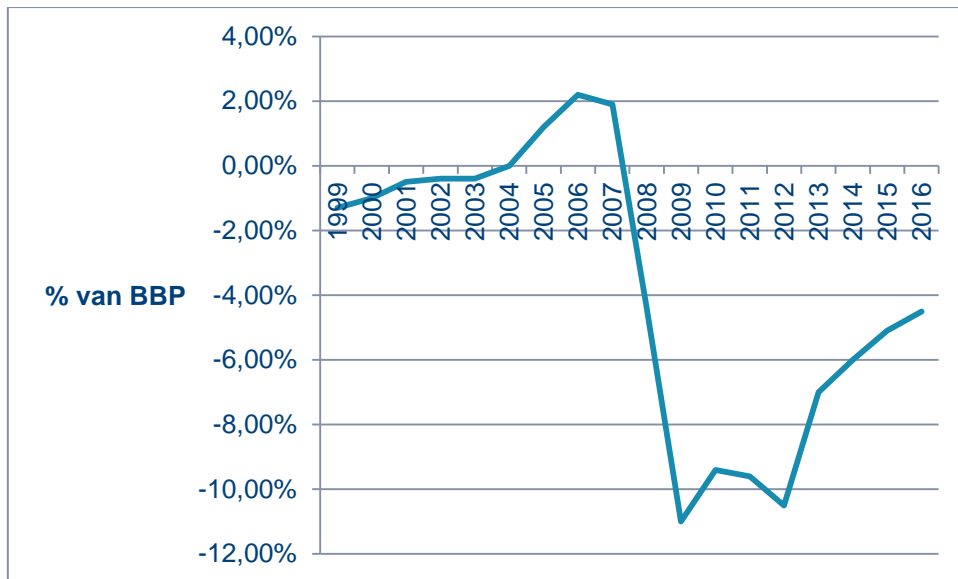
Appendix A



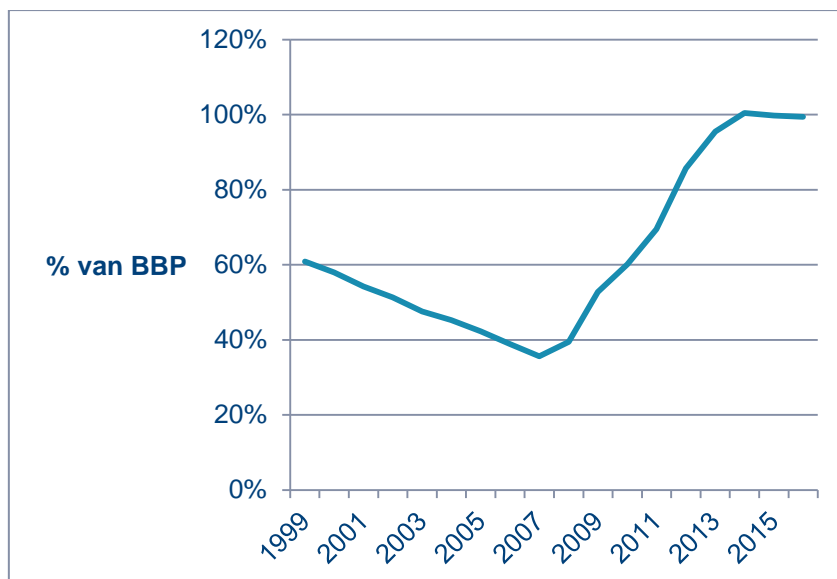
Figuur A1: Evolutie werkloosheid in Spanje 1999 - 2016. Eigen figuur, data Eurostat (2017d)



Figuur A2: Evolutie economisch groei in Spanje 1999 – 2016, volumeverandering BBP ten opzichte van voorgaande jaar. Eigen figuur, data OECD (2017c)



Figuur A3: Evolutie begrotingstekort of-overschot in Spanje 1999 - 2016. Eigen figuur, data Eurostat (2017a)



Figuur A4: Evolutie schuldgraad Spaanse overheid 1999 - 2016. Eigen figuur, data Eurostat (2017b)

Appendix B

Tabel B1: Beschrijving data voor schatten Taylor-regel ECB (1994Q1-2012Q4)

Variabele	Bron	Frequentie/transformatie
EONIA	ECB statistical data warehouse (ECB, 2017b)	Kwartalen
HICP	OECD (2017a)	Maandelijks – omgezet naar kwartalen door het nemen van een rekenkundig gemiddelde
Outputgap	OECD (2017b)	Jaarlijks – geïnterpoleerd naar kwartalen via de quadratic match methode

Tabel B2: Beschrijving data contrafeitelijke analyse Spanje (1997Q1-2016Q4)

Variabele	Bron	Frequentie/transformatie
EONIA	ECB statistical data warehouse (ECB, 2017b)	Kwartalen
HICP	OECD (2017a)	Maandelijks – omgezet naar kwartalen door het nemen van een rekenkundig gemiddelde
Outputgap	OECD (2017b)	Jaarlijks – geïnterpoleerd naar kwartalen via de quadratic match methode

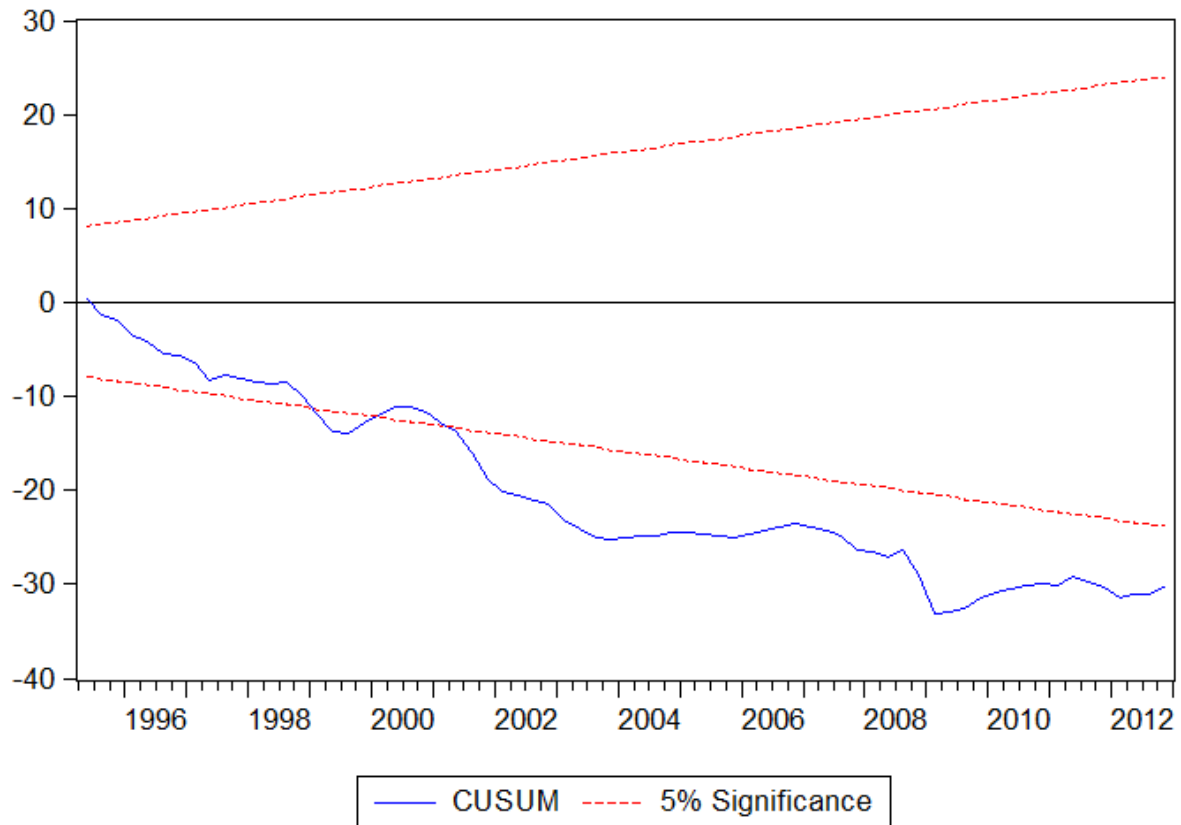
De kortetermijnrente wordt gemodelleerd door de EONIA of *Euro Overnight Index Average*. EONIA is een gewogen gemiddelde van de rentevoeten bij transacties op de interbancaire markt (ECB, 2017a). De ECB oefent indirect een invloed uit op de EONIA doordat de centrale bank de condities op de interbancaire markt bepaalt. Via de permanente faciliteiten bepaalt de ECB het interval waartussen de EONIA zich bevindt. De beleidsrentes van de ECB vormen de grenzen van dit interval. De rente waartegen de ECB op korte termijn kredieten verstrekt aan commerciële banken, de rente op de marginale beleningsfaciliteit, is de bovengrens voor de EONIA. De rente op de depositofaciliteit is de ondergrens van het interval. Via deze twee beleidsrentes tracht de ECB de algemene financieringsvoorwaarden te beïnvloeden opdat doelstellingen omtrent inflatie en stabilisatie van de economie gehaald worden. Wijzigingen in de beleidsrentes verspreiden zich vervolgens naar de reële langetermijnrentes en bijgevolg de gehele economie. De EONIA weerspiegelt dus het gevoerde monetaire beleid van de ECB (ECB, 2011; Cordemans, Deroose, Kasongo Kashama & Stevens, 2016; De Grauwe, 2016).

Inflatie wordt gemodelleerd aan de hand van de HICP of *Harmonised Index of Consumer Prices*. De HICP laat internationale vergelijking toe, omdat de index via een uniforme methodologie berekend wordt. Het gewicht van een individueel land in de geaggregeerde HICP voor de eurozone wordt bepaald door het aandeel in de totale private consumptie-uitgaven (OECD, 2017a). Inflatie in grote eurozonelanden zoals Duitsland heeft bijgevolg een grote invloed op de geaggregeerde HICP voor de gehele eurozone. De HICP werd als volgt gedefinieerd: de jaarlijkse procentuele verandering ten opzichte van dezelfde maand in het voorgaande jaar. Op deze manier wordt gecorrigeerd voor seizoensgebonden verschillen in inflatie.

De OECD maakt bij het schatten van de outputgap gebruik van een productiefunctiebenadering (Giorno, Richardson, Roseveare & van den Noord, 1995). Aangezien enkel jaarlijkse data over

outputgap beschikbaar waren, werden de afgehaalde data geïnterpoleerd naar kwartalen. De toegepaste interpolatiemethode is *quadratic match*. Deze methode heeft als voordeel dat er geen observaties verloren gaan ten gevolge van het interpolatieproces. Deze factor speelt zeker een rol wanneer het aantal observaties beperkt is.

Appendix C



Figuur appendix C: Cusum test Taylor-regel ECB

Appendix D

Samenvattende tabel				
	Waarde	Aantal vrijheidsgraden	p-waarde	
Vershil in J-statistiek	5,1950	2	0,0745	
Beperkt model				
Methode GMM, periode 1994Q4-2012Q4 (73 observaties)				
Wegingsmatrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth= 4)				
HAC standaardfouten (Newey-West fixed bandwidth= 4, Bartlett kernel)				
Instrumenten: constante, eonia(-2), eonia(-3), outputgap_emu, inflatie_emu, inflatie_emu(2), outputgap(1)				
Lineaire schatting en iteratie van gewichten				
Variabele	Coëfficiënt	Standaardfout	t-statistiek	p-waarde
C	-0,6469	0,1583	-4,0873	0,0001
INFLATIE_EMU(2)	0,3700	0,0621	5,9621	0,0000
OUTPUTGAP_EMU(1)	0,1326	0,0235	5,6355	0,0000
EONIA(-1)	0,9552	0,0301	31,7104	0,0000
R-squared	0,9526	Mean dependent var		2,9409
Adjusted R-squared	0,9506	S.D. dependent var		1,6329
S.E. of regression	0,3630	Sum squared resid		9,0914
Durbin-Watson stat	0,8145	J-statistic		5,3610
Instrument rank	7	Prob(J-statistic)		0,1472
Onbeperkt model				
Methode GMM, periode 1994Q4-2012Q4 (73 observaties)				
HAC standaardfouten (Newey-West fixed bandwidth= 4, Bartlett kernel)				
Instrumenten: constante, eonia(-2), eonia(-3), outputgap_emu, inflatie_emu				
Vaste wegingsmatrix voor testevaluatie				
Variabele	Coëfficiënt	Standaardfout	t-statistiek	p-waarde
C	-0,2566	0,2968	-0,8644	0,3904
INFLATIE_EMU(2)	0,1865	0,1231	1,5151	0,1343
OUTPUTGAP_EMU(1)	0,0716	0,0363	1,9733	0,0525
EONIA(-1)	0,9375	0,0259	36,2411	0,0000
R-squared	0,9680	Mean dependent var		2,9409
Adjusted R-squared	0,9666	S.D. dependent var		1,6329
S.E. of regression	0,2985	Sum squared resid		6,1490
Durbin-Watson stat	1,1370	J-statistic		0,1660
Instrument rank	5	Prob(J-statistic)		0,6837

Figuur appendix D: Durbin-Wu-Hausmantest voor verklarende variabelen inflatie en outputgap

Appendix E

Iteratieve GMM, periode 1994Q4-2012Q4 (73 observaties)				
Afhankelijke variabele: eonia				
Verklarende variabelen: constante, inflatie_emu(+2), outputgap_emu(+1), eonia(-1)				
Instrumenten: eonia(-2), eonia(-3), inflatie_emu, outputgap_emu, constante				
HAC standaardfouten, Newey-West fixed bandwidth= 4, Bartlett-kernel				
Variabele	Coëfficiënt	Standaardfout	t-statistiek	p-waarde
C	-0,3578	0,2050	-1,7452	0,0854
INFLATIE_EMU(2)	0,2258	0,0906	2,4908	0,0152
OUTPUTGAP_EMU(1)	0,0641	0,0339	1,8880	0,0632
EONIA(-1)	0,9396	0,0252	3,7257	0,0000
R-squared	0,9675	Mean dependent var		2,9409
Adjusted R-squared	0,9661	S.D. dependent var		1,6329
S.E. of regression	0,3007	Sum squared resid		6,2380
Durbin-Watson stat	1,1329	J-statistic		0,2368
Instrument rank	5,0000	Prob(J-statistic)		0,6265

Figuur appendix E: Output GMM-schatting Taylor-regel ECB (1994Q1-2012Q4)

Appendix F

Tabel appendix F: 95% betrouwbaarheidsinterval parameters bij GMM-schatting

Parameter	Ondergrens	Bovengrens
α	-12,6989	0,8479
β	0,7444	6,7334
γ	-0,0601	2,1815
ρ	0,8893	0,9899

De betrouwbaarheidsintervallen voor de parameters α , β en γ werden berekend op basis van de puntschatting voor parameter ρ bij GMM. De parameters α , β en γ worden immers berekend door de overeenkomstige regressiecoëfficiënten te delen door factor $(1-\rho)$.

Appendix G

Tabel G1: Geschatte parameters Taylor-regel ECB via 2SLS (1994Q1-2012Q4)

Methode	α	β	γ	ρ	J-test	Cragg-Donald
2SLS	-4,2640	2,9928	1,0852**	0,9382***	0,5857	6,5394

Noot: ***significant op 1%, **significant op 5%, * significant op 10%

2SLS, periode 1994Q4-2012Q4 (73 observaties)				
Afhankelijke variabele: eonia				
Verklarende variabelen: constante, inflatie_emu(2), outputgap_emu(1), eonia(-1)				
Instrumenten: constante, eonia(-2), eonia(-3), inflatie_emu, outputgap_emu				
HAC standaardfouten, Newey-West fixed bandwidth= 4, Bartlett-kernel				
Variabele	Coëfficiënt	Standaardfout	t-statistiek	p-waarde
C	-0,2636	0,2924	-0,9017	0,3704
INFLATIE_EMU(2)	0,1850	0,1275	1,4511	0,1513
OUTPUTGAP_EMU(1)	0,0671	0,0337	1,9939	0,0501
EONIA(-1)	0,9382	0,0257	3,6558	0,0000
R-squared	0,9678	Mean dependent var		2,9409
Adjusted R-squared	0,9664	S.D. dependent var		1,6329
S.E. of regression	0,2991	Sum squared resid		6,1740
F-statistic	645,3805	Durbin-Watson stat		1,1377
Prob(F-statistic)	0,0000	Second-Stage SSR		18,7443
J-statistic	0,2972	Instrument rank		5
Prob(J-statistic)	0,5857			

Figuur G2: Output 2SLS-schatting Taylor-regel ECB (1994Q1-2012Q4)