



Proef ingediend met het oog op het behalen van de graad van
Master of Science in de TEW: Handelsingenieur

Nauwkeurigheid en rationaliteit van voorspellingen over de Belgische economie

Koen VANDERBORGHT

0501051

Academiejaar 2016-2017

Promotor: Peter CLAEYS

Jury: Andres ALGABA

Economische & sociale wetenschappen & Solvay Business School

Abstract

Deze masterproef analyseert de nauwkeurigheid en rationaliteit van voorspellingen omtrent de jaarlijkse, Belgische BBP-groei en inflatie. Zowel voorspellingen die betrekking hebben tot het huidige jaar (*current year*) als het volgende jaar (*year ahead*) zullen aan bod komen en deze zijn afkomstig van zes instellingen (met onder andere het Internationaal Monetair Fonds, de Europese Commissie en het Federaal Planbureau). De voorspelde perioden variëren van 12 tot en met 41 jaar en eindigen steeds in 2016. Gezien de lage historische frequentie van gelijkaardige onderzoeken die voorspellingen omtrent de Belgische economie opnamen in hun data (Loungani, 2001; Öller & Barot, 2000), vult deze masterproef een enorm gat op in de literatuur en dient het tevens als katalysator voor verder (en meer gespecialiseerd) onderzoek. De resultaten tonen aan dat sommige instellingen zich laten opmerken door een uitzonderlijk hoge of lage nauwkeurigheid, maar dit is vaak afhankelijk van de beschouwde variabele en voorspellingshorizon. Een eenduidig beste voorspeller kon dus niet worden gevonden hoewel de verwachtingen van de Nationale Bank van België en de Organisatie voor Economische Samenwerking en Ontwikkeling vaak een relatief hoge precisie bleken te bevatten. De voorspellingen van het Internationaal Monetair Fonds en het Federaal Planbureau stelden over het algemeen dan weer teleur. Indien men niet afhankelijk wenst te zijn van de voorspellende kracht van één voorspeller, zou men echter kunnen opteren voor een gemiddelde voorspelling die in dit onderzoek zijn waarde bewijst. Modellen die naïeve projecties maken, worden beschouwd als de minimale normen van de voorspellingen (Ash et al., 1990; Fildes & Stekler, 2002), maar niet elke instelling slaagt erin voorspellingen af te leveren van dergelijke gewenste minimale kwaliteit. Niet toevallig hebben de *year ahead* voorspellingen de grootste moeite met deze modellen, gezien de afnemende nauwkeurigheid bij een toenemende voorspellingshorizon. De voorspellingen vertonen aanzienlijk veel tekenen van een verbeterde nauwkeurigheid doorheen de tijd ondanks het veelvuldig ontbreken van een significante en dalende trend in de voorspellingsfouten. Alle instellingen voorspelden voor beide variabelen de versnelling/vertraging van het groeicijfer beter dan een naïef model en in het geval van de inflatie zijn deze directionele voorspellingen beter dan de traditionele puntvoorspellingen. Geen enkele instelling slaagde er echter in louter rationele BBP-groei-voorspellingen te maken die zowel vrij waren van een bias als zwak efficiënt bleken te zijn. De voorspellingen omtrent de inflatie bleken rationeler van aard met drie instellingen die uitsluitend rationele voorspellingen produceerden. Hoewel de voorspellingen van beide variabelen amper een bias aan het licht brachten die zou duiden op een systematische onder- of overschatting, bleken ze voornamelijk de eigenschap van zwakke efficiëntie te ontbreken. Positieve autocorrelatie in de herzieningen die men doorvoerde op de voorspellingen, ook wel *forecast smoothing* genoemd, lag vaak aan de basis van deze inefficiëntie.

Kernwoorden: *Macro-economische voorspellingen, België, BBP-groei, Inflatie, Nauwkeurigheid, Rationaliteit*

Inhoudsopgave

1	Inleiding	1
2	Literatuurstudie	3
2.1	Nauwkeurigheid	3
2.1.1	Onderlinge vergelijking van de instellingen	3
2.1.2	Vergelijking met naïeve modellen	4
2.1.3	Invloed van de voorspellingshorizon	5
2.1.4	Verbetering van de nauwkeurigheid	6
2.1.5	Directionele voorspellingen	7
2.2	Rationaliteit	7
2.2.1	Bias	8
2.2.2	Efficiëntie	9
3	Data	11
4	Methodologie	14
4.1	Nauwkeurigheid	15
4.1.1	Onderlinge vergelijking van de instellingen	15
4.1.2	Vergelijking met naïeve modellen	17
4.1.3	Invloed van de voorspellingshorizon	18
4.1.4	Verbetering van de nauwkeurigheid	18
4.1.5	Directionele voorspellingen	18
4.2	Rationaliteit	19
4.2.1	Bias	19
4.2.2	Efficiëntie	20
5	Resultaten	22
5.1	Nauwkeurigheid	22
5.1.1	Onderlinge vergelijking van de instellingen	22
5.1.2	Vergelijking met naïeve modellen	25
5.1.3	Invloed van de voorspellingshorizon	27
5.1.4	Verbetering van de nauwkeurigheid	27
5.1.5	Directionele voorspellingen	31
5.2	Rationaliteit	32
5.2.1	Bias	32
5.2.2	Efficiëntie	33
6	Conclusie	37

7	Referenties	40
8	Appendix.....	42
	Figuur 1. Voorspellingsfouten: BBP-groei.	12
	Figuur 2. Voorspellingsfouten: inflatie.	13
	Figuur 3. <i>RMSE</i> over de standaardafwijking doorheen de tijd: BBP-groei.....	29
	Figuur 4. <i>RMSE</i> over de standaardafwijking doorheen de tijd: inflatie.	30
	Tabel 1. Correlatiematrices van de voorspellingsfouten: BBP-groei.....	22
	Tabel 2. Correlatiematrices van de voorspellingsfouten: inflatie.	23
	Tabel 3. Nauwkeurigheid van de instellingen: BBP-groei.	24
	Tabel 4. Nauwkeurigheid van de instellingen: inflatie.	25
	Tabel 5. Theil's <i>U</i> -coëfficiënten: BBP-groei.....	26
	Tabel 6. Theil's <i>U</i> -coëfficiënten: inflatie.	27
	Tabel 7. P-waarden <i>MK</i> -test: BBP-groei.	28
	Tabel 8. P-waarden <i>MK</i> -test: inflatie.....	28
	Tabel 9. Directionele voorspellingen: BBP-groei.....	31
	Tabel 10. Directionele voorspellingen: inflatie.	32
	Tabel 11. Bias-test: BBP-groei.	33
	Tabel 12. Bias-test: inflatie.	33
	Tabel 13. P-waarden <i>BGLM</i> -test en <i>LB</i> -test: BBP-groei.....	34
	Tabel 14. P-waarden <i>BGLM</i> -test en <i>LB</i> -test: inflatie.	34
	Tabel 15. P-waarden efficiëntie-test.	35
	Tabel 16. P-waarden test herzieningen: BBP-groei.....	35
	Tabel 17. P-waarden test herzieningen: inflatie.	36
	Tabel A1. De instellingen met de voorspelde perioden.....	42
	Tabel A2. De instellingen met de publicaties.	42
	Tabel A3. Correlatiematrices van de voorspellingen: BBP-groei.....	43
	Tabel A4. Correlatiematrices van de voorspellingen: inflatie.	43
	Tabel A5. <i>DM</i> -testen: BBP-groei.....	44
	Tabel A6. <i>DM</i> -testen: inflatie.	44
	Tabel A7. P-waarden <i>BGLM</i> -testen.	45

1 Inleiding

Deze masterproef zal de voorspellingen omtrent de macro-economische evolutie van België analyseren op vlak van nauwkeurigheid en rationaliteit. De focus wordt gevestigd op de jaarlijkse, reële groei van het Bruto Binnenlands Product (BBP) en de jaarlijkse inflatie die als belangrijke macro-economische variabelen talrijk aanwezig zijn in de bestaande literatuur, zie bijvoorbeeld de overzichtspapers van Fildes & Stekler (2002) en Stekler (2007). Zowel *current year* als *year ahead* voorspellingen zullen onderzocht worden en deze drukken de verwachtingen uit inzake, respectievelijk, het huidige jaar en het volgende jaar. Een overzicht van de instellingen die in dit onderzoek aan bod zullen komen, kan men vinden in Tabel A1 in de Appendix.

Gelijkaardige onderzoeken gaven in hun analyses meermaals de voorkeur aan G7-landen (Artis & Marcellino, 2001; Dovern & Weisser, 2011; Ash, Smyth & Heravi, 1990; Fildes & Stekler, 2002) waardoor voorspellingen omtrent de Belgische economie amper aan bod kwamen. Indien België toch werd opgenomen in het onderzoeksopzet, ontbrak de nadruk erop aangezien het telkens vertoefde in het gezelschap van een groot aantal landen (Loungani, 2001; Öller & Barot, 2000). Dit onderzoek zal zich onderscheiden door een uitsluitende focus te behouden op de Belgische economie, maar ook door een heterogene verzameling van instellingen te analyseren (drie internationale organisaties, één nationale centrale bank, één overheidsinstelling en één onderzoeksgroep die gekoppeld is aan een universiteit) en een ruime selectie van relevante testen uit te voeren.

Voorspellingen omtrent de (reële) BBP-groei, inflatie en alle andere macro-economische variabelen zijn uiterst noodzakelijk voor de actoren die deel uitmaken van een economie. Een enquête die werd afgenomen in het Britse bedrijfsleven in 1994 onthulde dat voorspellingen omtrent macro-economische variabelen belangrijk zijn voor bedrijven omdat ze een toekomstig raamwerk bieden waarin bedrijfsplanning kan plaatsvinden. Enerzijds keek men naar de voorspelde economische groei wanneer men geïnteresseerd was in reële variabelen en anderzijds hielpen voorspellingen omtrent monetaire variabelen om financiële beslissingen te nemen (Fildes & Stekler, 2002). Fildes & Stekler (2002) besloten tevens dat zelfs voorspellingen die niet geheel accuraat zijn toch waarde creëren voor overheden. Loungani (2001) voegde hierbij toe dat de publieke sector vaak vertrouwt op de voorspellingen die gemaakt worden in de private sector. Zo zou de Nieuw-Zeelandse centrale bank de voorspellingen in de publicaties van *Consensus Forecasts* (niet opgenomen in dit onderzoek) gebruiken om een beeld te vormen over de evolutie van de internationale economie. Ook de Belgische Federale regering doet bij haar beleidsvorming beroep op de macro-economische voorspellingen van een onafhankelijke overheidsinstelling: het FPB (Federaal Planbureau, 2016). Er rust bijgevolg een grote verantwoordelijkheid op de spreekwoordelijke schouders van de organisaties die hun verwachtingen uitdrukken omtrent de macro-economische evolutie van één of meerdere landen. Ze hebben namelijk zelf een invloed op de toekomst die ze trachten te voorspellen en uiteraard wordt het hierdoor ontzettend belangrijk om deze vooruitzichten zo nauwkeurig mogelijk weer te geven. In een ideaal scenario heeft men ook te maken met rationele voorspellingen die vrij zijn van systematische fouten en waarbij men de eigenschap van zwakke efficiëntie kan besluiten.

Deze nauwkeurigheid meten, lijkt simpel door gewoon de voorspellingen af te trekken van de werkelijke waarden van de variabelen. In het geval van de BBP-groei haalden Öller & Barot (2000) echter een mogelijk obstakel aan: deze laatst gepubliceerde, werkelijke waarde is zelf een voorspelling en wordt continu aangepast. Uiteindelijk evolueert men naar de realiteit, maar dit vraagt enige tijd. Er moet dus op voorhand duidelijk worden gecommuniceerd welke werkelijke waarden gebruikt zullen worden in dergelijk onderzoek, alsook de betreffende organisatie die ze vrijgeeft. Hier wordt gekozen voor de cijfers van de OESO omtrent de jaarlijkse evolutie van de reële BBP en de (geharmoniseerde) consumptieprijzen met een laatste raadpleging op 13 februari 2017.

Dit onderzoek zal beginnen met een uitgebreide literatuurstudie die opgedeeld is in de twee belangrijkste aspecten van voorspellingen: nauwkeurigheid en rationaliteit. In het deel over de nauwkeurigheid worden de instellingen eerst en vooral vergeleken met elkaar waarna de vergelijking wordt gemaakt met naïeve modellen. Nadien wordt dieper ingegaan op de invloed van de voorspellingshorizon op de nauwkeurigheid, een eventuele verbetering van de nauwkeurigheid doorheen de tijd en directionele voorspellingen als alternatief voor klassieke puntvoorspellingen. Het tweede deel omtrent rationaliteit wordt vormgegeven door twee belangrijke eigenschappen van rationele voorspellingen: de afwezigheid systematische fouten die duiden op een bias en de (zwakke) efficiëntie van de voorspellingen. Na deze literatuurstudie wordt de data beschreven in al zijn karakteristieken en wordt een eerste blik geworpen op de voorspellingsfouten. De structuur van de literatuurstudie wordt ook gehanteerd bij het volgende deel omtrent de methodologie waarin de hypothesen geformuleerd worden met de bijhorende uitleg omtrent de testen. Vervolgens worden de resultaten van deze testen besproken en ook hier zal de eerder gebruikte structuur van de literatuurstudie en de methodologie overgenomen worden. De afsluitende conclusie vat het hele onderzoek en de relevantie ervan samen, koppelt terug naar de literatuurstudie, maar vermeldt ook de beperkingen die aan dergelijk onderzoek gekoppeld zijn.

2 Literatuurstudie

2.1 Nauwkeurigheid

2.1.1 Onderlinge vergelijking van de instellingen

Indien men verschillende instellingen opneemt in dergelijk onderzoek, wordt het interessant om ze met elkaar te vergelijken. De eventuele verschillen die bestaan tussen de instellingen zullen echter niet meteen opvallen aangezien ze voor een groot stuk sterk op elkaar gelijken. Öller & Barot (2000) vonden sterke correlatiecoëfficiënten terug tussen de *year ahead* voorspellingen van de BBP-groei (0,74 – 0,99) en de inflatie (0,61 – 0,98) die gemaakt werden door de OESO en allerhande nationale instellingen (met onder andere het Belgische FPB).

De voorspellingsfouten (de verschillen tussen de voorspellingen en de werkelijke waarden) omtrent het overheidstekort die gemaakt werden door het IMF, de OESO en de EC waren zeer uiteenlopend met elkaar gecorreleerd (-0,23 – 0,97). Er werd echter een toename waargenomen in de correlatiecoëfficiënten naarmate men van de fouten van *current year* voorspellingen naar deze van *year ahead* voorspellingen ging. Artis & Marcellino (2001) verklaarden dit door aan te halen dat de voorspellingen op verschillende tijdstippen vrijgegeven worden waardoor de eerst gepubliceerde voorspellingen een aanzienlijke invloed kunnen uitoefenen op diegenen die nog moeten volgen van de andere instellingen. Hierdoor wordt kudgedrag mogelijk gemaakt en dit gedrag komt sterker tot uiting ingeval van een grotere onzekerheid van de voorspellingen. Aangezien *year ahead* voorspellingen vanwege de langere voorspellingshorizon veel onzekerder van aard zijn dan *current year* voorspellingen, kan men een duidelijk verband opmerken tussen het soort voorspelling en de correlatie van de voorspellingsfouten tussen de instellingen.

Een instelling die systematisch beter voorspelt voor elke macro-economische variabele van elk land en voor elke voorspellingshorizon werd nog niet gevonden (Artis & Marcellino, 2001; Fildes & Stekler, 2002) hoewel Zarnowitz (1984) toch kon concluderen dat nauwkeurige voorspellers van een bepaalde variabele ook andere variabelen goed gingen voorspellen. Aan de andere kant kon hij ook waarnemen dat dit verband ook bleek te kloppen voor mindere nauwkeurige voorspellers. De BBP-groei wordt beschouwd als dé centrale variabele wanneer men een conjunctuurcyclus tracht te voorspellen en een nauwkeurige voorspelling van deze variabele zou een positief effect hebben op de nauwkeurigheid van andere macro-economische variabelen (Dovern & Weisser, 2011). Artis & Marcellino (2001) merkten verder op dat een instelling die voorspellingen maakt omtrent het overheidstekort beter kan presteren voor specifieke landen en dit voor zowel *current year* als *year ahead* voorspellingen. De EC bleek in hun onderzoek dit overheidstekort namelijk nauwkeuriger te voorspellen voor Italië en het Verenigd Koninkrijk terwijl het IMF uitblonk voor Duitsland.

Indien men zich niet wilt baseren op de voorspellende kracht van één voorspeller, kan geopteerd worden voor een gemiddelde voorspelling. Zarnowitz (1984) onderzocht de nauwkeurigheid van een gemiddelde voorspelling ten opzichte van de individuele voorspellers van de American Statistical Association en hij deed dit voor zes variabelen (met onder andere de reële BNP-groei) met vijf verschillende voorspellingshorizonten. Hij vond dat het merendeel van deze individuele voorspellers een lagere nauwkeurigheid vertoonde dan de gemiddelde voorspelling. De nauwkeurigheid werd hier gedefinieerd als de *Root Mean Squared Error (RMSE)* en slechts 22% van de individuele voorspellers voor de reële BNP-groei bleek namelijk een nauwkeurigere voorspelling

te maken dan de gemiddelde voorspelling. Vooral in het geval van een korte voorspellingshorizon zou men er goed aan doen door zich te baseren op dit gemiddelde. Dit komt volgens Zarnowitz (1984) door de grote verschillen in kwaliteit van *current year* informatie die de individuele voorspellers gebruiken om voorspellingen te maken over de huidige periode.

Dat een gemiddelde voorspelling vaak nauwkeuriger is dan individuele voorspellers, wordt meermaals bevestigd in de uitvoerige literatuurstudies van Clemen (1989) en Fildes & Stekler (2002). Öller & Barot (2000) vonden bovendien dat een gemiddelde voorspelling van Europese *year ahead* voorspellingen significant beter was dan naïeve modellen en dit voor zowel punt- als directionele voorspellingen. Directionele voorspellingen worden later in dit onderzoek uitvoerig besproken. Deze gemiddelde voorspelling zou bovendien het best bestaan uit voorspellers die heel verschillend zijn van aard (Clemen, 1989; Zarnowitz, 1984) en Clemen (1989) voegde hier aan toe dat men niet naar de correlaties tussen de voorspellers moet kijken om de gewichten van de voorspellers te bepalen. Clemen (1989) en Fildes & Stekler (2002) benadrukten overigens dat wanneer meerdere modellen tezamen waarde over de realiteit bevatten, dit ook betekent dat al deze individuele modellen eigenlijk fout zijn en dat men beter op zoek zou gaan naar één juist model.

2.1.2 Vergelijking met naïeve modellen

Een populaire methode om na te gaan of de voorspellingen van allerhande instellingen werkelijk waarde bevatten voor de gebruikers, is door de vergelijking te maken met naïeve modellen. Deze naïeve modellen kunnen van alle aard zijn en komen in verschillende vormen voor in de bestaande literatuur. Er werd een aantal keer vergeleken met een *no-change* (random walk zonder drift) naïef model dat geen verandering voorspelt (Artis & Marcellino, 2001; Ash et al., 1990) waarbij Artis & Marcellino (2001) ook kozen voor een deterministisch trend model. Öller & Barot (2000) vergeleken eerst met een *average growth* (random walk met drift) naïef model (waarbij men vergelijkt met het gemiddelde van de voorbije werkelijke waarden) om daarna (net zoals Fildes & Stekler (2002) en Loungani (2001)) gebruik te maken van een *same growth* naïef model dat eenzelfde groei van de variabele voorspelt als het jaar voordien. Nauwkeurige voorspellingen zouden op zijn minst beter moeten zijn dan deze van naïeve modellen en men beschouwt ze dan ook als de norm (Ash et al., 1990; Fildes & Stekler, 2002).

Artis & Marcellino (2001) namen enkel het overheidstekort op in hun analyse en vonden dat de door hun gebruikte, naïeve modellen deze bepaalde variabele meestal beter voorspelden dan het IMF, de EC en de OESO. Vaak bleek deze conclusie niet significant, maar het toont toch aan dat zelfs gerenommeerde, internationale organisaties het niet zomaar gaan halen van simpele, naïeve modellen.

De OESO slaagde erin de BBP-groei en de inflatie van België beter te voorspellen dan naïeve modellen (hoewel soms de significantie ontbrak) en het FPB deed hetzelfde voor de BBP-groei, maar slaagde niet in datzelfde opzet voor de voorspellingen omtrent de inflatie (Öller & Barot, 2000). Loungani (2001) nam net zoals Öller & Barot (2000) *year ahead* voorspellingen op in zijn onderzoek, zijnde enkel van de BBP-groei door het IMF, en merkte hier op dat deze voorspellingen net wel of net niet beter waren in vergelijking met een naïef model. Door tevens geïndustrialiseerde en ontwikkelingslanden te vergelijken, vond Loungani (2001) dat deze eerste groep veel stabielere groeicijfers van het BBP had en dus makkelijker te voorspellen was door een naïef model. De organisaties die zich wagen aan het maken van voorspellingen voor geïndustrialiseerde landen zoals

België, zullen dus minder grote voorspellingsfouten mogen maken in vergelijking met hun voorspellingen voor ontwikkelingslanden om het te kunnen halen van naïeve modellen. Bovendien stelden Öller & Barot (2000) dat de afwijkingen van de gemiddelde Belgische BBP-groei *white noise* of willekeurig waren waardoor het moeilijker werd om beter te voorspellen dan een *average growth* naïef model. Andere belangrijke economieën zoals Duitsland, Frankrijk en het Verenigd Koninkrijk zaten niet in een dergelijke situatie. De afwijkingen van de gemiddelde Belgische inflatie bleken dan weer niet *white noise* te zijn, maar vertoonden autocorrelatie tot de tweede orde. Deze autocorrelatie duidt erop dat er een grotere kans is dat men gedurende opeenvolgende jaren een hogere of lagere inflatie zal kennen dan het gemiddelde. Een naïef model dat steeds dergelijk gemiddelde voorspelt, zal dus tijdens deze jaren dezelfde fouten maken en verliest hierdoor aan voorspellende kracht ten opzichte van een rationele voorspeller.

De BBP-groei in de Verenigde Staten en het Verenigd Koninkrijk (Fildes & Stekler, 2002) en G7-landen (Ash et al., 1990) werd beter voorspeld dan naïeve modellen, maar deze lijn kon niet zomaar doorgetrokken worden voor de inflatie. Fildes & Stekler (2002) merkten moeilijkheden op bij het voorspellen van de inflatie in het Verenigd Koninkrijk en Ash et al. (1990) benadrukten dat de OESO de inflatie ten opzichte van een naïef model zowel het best (korte horizon) als bijna het slechtst (lange horizon) voorspelde in vergelijking met andere macro-economische variabelen.

Ten slotte vond men een afnemende nauwkeurigheid, ten opzichte van naïeve modellen, wanneer men de voorspellingshorizon deed toenemen (Artis & Marcellino, 2001; Ash et al., 1990; Loungani, 2001) zodat *year ahead* voorspellingen vaak niet of slechts nipt beter waren dan naïeve modellen. Hoe dan ook kan men concluderen dat niet elke verzameling voorspellingen significant beter zal zijn dan de voorspellingen die naïeve modellen produceren en dit zowel voor de BBP-groei als de inflatie (Fildes & Stekler, 2002). Een relatief stabiele economie als die van België zal niet zo moeilijk zijn om te voorspellen voor de instellingen, maar dit geldt tevens voor de verschillende, naïeve modellen waarmee men kan vergelijken.

2.1.3 Invloed van de voorspellingshorizon

Een veelvoorkomende eigenschap van voorspellingen is dat ze nauwkeuriger zijn wanneer de voorspellingshorizon afneemt en dit fenomeen zet zich, zoals eerder vernoemd, ook voort in vergelijking met een naïef model (Artis & Marcellino, 2001; Ash et al., 1990; Loungani, 2001). Een aanzienlijke verbetering kan namelijk worden waargenomen ingeval men van voorspellingen over de volgende periode gaat naar voorspellingen over de huidige periode (Fildes & Stekler, 2002). Loungani (2001) zag deze eigenschap ook terugkeren in de prestatie van *Consensus Forecasts* bij het voorspellen van recessies: een kortere voorspellingshorizon zorgde voor meer voorspelde recessies en kleinere voorspellingsfouten. De *year ahead* voorspellingen die gepubliceerd werden in april zagen slechts twee van de 60 recessies in het onderzoek aankomen, terwijl de *current year* voorspellingen van één jaar later er twintig konden voorspellen.

Franses, Kranendonk & Lanser (2011) evalueerden de toegevoegde waarde van experten van het Nederlandse Centraal Planbureau die aanpassingen doorvoerden aan de voorspellingen die gegenereerd waren door een groot macro-economisch model. De nauwkeurigheid van de experten, in vergelijking met het model,, nam aanzienlijk toe wanneer een kortere voorspellingshorizon werd beschouwd. Ook de fouttermen van de voorspellingen van het model en de experten omtrent de

inflatie namen consistent af naarmate de voorspellingshorizon korter werd, maar dit gold niet voor diezelfde voorspellingen omtrent het de BBP-groei.

Nauwkeuriger voorspellen bij een kortere voorspellingshorizon wilt niet noodzakelijk zeggen dat voorspellingen op de korte termijn nauwkeuriger zijn dan de voorspellingen op de lange termijn. Fildes & Stekler (2002) zagen dat de nauwkeurigheid van voorspellingen omtrent de reële groei van het Bruto Nationaal Product (BNP) van de Verenigde Staten toenam wanneer het een langere periode betrof (het jaarlijks groeicijfer ten opzichte van het groeicijfer per kwartaal), maar deze evolutie vond men niet terug bij de voorspellingen van de inflatie en de nominale BNP-groei. Een mogelijke verklaring waarom voorspellingen voor een langere periode toch nauwkeuriger zouden kunnen zijn, bestaat in het feit dat men in zo'n geval enkel een trend moet voorspellen en niet de individuele schokken binnen deze periode.

2.1.4 **Verbetering van de nauwkeurigheid**

Instellingen die de verantwoordelijkheid opnemen om macro-economische voorspellingen te maken, moeten streven naar continue verfijning van hun modellen en inzichten. De kennis omtrent de voorspelde variabelen neemt idealiter toe en dit zou nauwkeurigere projecties van de toekomstige realiteit mogelijk moeten maken. Men heeft zich in de beschikbare literatuur omtrent macro-economische voorspellingen meermaals de vraag gesteld of deze veronderstelde verbetering ook echt heeft plaatsgevonden, maar een sluitend antwoord kon men niet formuleren.

Stekler (2007) besloot geen substantiële verbetering te hebben waargenomen in zijn verzamelde literatuur en dit voor zowel de BBP-groei als de inflatie. Ash et al. (1990) stelden het nog negatiever voor met zelfs meer gevallen waarin een afname van de nauwkeurigheid kon worden vastgesteld: de voorspellingen van de OESO omtrent de Franse economie bleken hiervan het sterkste voorbeeld. Haar voorspellingen voor het Verenigd Koninkrijk bevatten dan weer het meeste bewijs van een verbetering. Slechts één bron, McNees (1988), kon door Fildes & Stekler (2002) worden getraceerd waarin een eenzijdige verbetering werd vastgesteld voor de reële BNP-groei. Tot slot konden Öller & Barot (2000) besluiten dat haast al de door hun geanalyseerde *year ahead* voorspellingen omtrent de inflatie beter zijn geworden doorheen de tijd bij wijze van significant dalende absolute voorspellingsfouten doorheen de tijd. De voorspellingen omtrent de Belgische inflatie van de OESO en het FPB horen hier ook bij en later in dit onderzoek zal kunnen worden vastgesteld of deze verbetering werd verdergezet of niet. De auteurs vonden echter weinig tot geen tekenen van verbetering voor de voorspellingen omtrent de BBP-groei en dus ook niet voor de relevante instellingen die hier later aan bod zullen komen. Het valt bovendien op dat de voorspellingen van de OESO omtrent beide Belgische variabelen op basis van de *RMSE* in relatie tot de standaardafwijking van de werkelijke waarden in hun paper telkens een achteruitgang van de nauwkeurigheid suggereerden.

Fildes & Stekler (2002) wensten echter te benadrukken dat de beschrijvende statistiek van de voorspellingen niet weergeeft hoe moeilijk het is om in een specifieke tijdsperiode voorspellingen te maken. Men zou er beter aan doen de relatieve prestatie ten opzichte van een geschikte norm (die verschilt naargelang de beschouwde periode) te analyseren zodat idiosyncratische effecten kunnen worden geëlimineerd. Op deze manier zou men de nauwkeurigheid die behaald werd in verschillende perioden op een correcte manier kunnen vergelijken.

2.1.5 Directionele voorspellingen

De voorspellingen omtrent de BBP-groei en de inflatie die door allerhande instellingen gepubliceerd worden, trachten zo nauwkeurig mogelijk een bewering te doen inzake het groeicijfer. Dergelijke voorspellingen noemt men puntvoorspellingen, maar er werd geargumenteed dat de zakelijke gebruikers van de voorspellingen, zoals ondernemingen, eerder geïnteresseerd zouden zijn in de richting die meegegeven wordt door de voorspellingen of ook wel directionele voorspellingen genoemd. Ook een centrale bank zou gebaat zijn bij dergelijke directionele voorspellingen, aangezien een versnelling of vertraging van de inflatie een significante invloed heeft op haar aanpassing van de rente (Öller & Barot, 2000). Ash et al. (1990) gaven tien jaar eerder al aan dat een voorspelling met een kleine fout die de richting van de verandering van een variabele gemist heeft toch schadelijker kon zijn dan een voorspelling met een grotere voorspellingsfout die de richting van de variabele juist heeft weergegeven.

Met de richting van een variabele bedoelden Öller & Barot (2000) de versnelling of vertraging van de BBP-groei of de inflatie waar, bijvoorbeeld, een versnelling wilt zeggen dat men het volgende jaar een hoger groeicijfer verwacht dan het afgelopen jaar. Hoewel ze in de meeste gevallen konden besluiten dat men directioneel beter voorspelde dan een naïef model, vonden ze in hun analyse geen bewijs dat deze voorspellingen ook effectief nauwkeuriger waren dan de originele puntvoorspellingen. Indien echter enkel wordt gekeken naar de gegevens van België (voorspeld door de OESO en het FPB) kon men verschillende conclusies trekken. De directionele voorspellingen omtrent de BBP-groei en de inflatie van de OESO hadden namelijk ingeboet aan nauwkeurigheid ten opzichte van de puntvoorspellingen en in het geval van de BBP-groei voorspelde deze instelling de richting slechts even nauwkeurig als een naïef model. De directionele voorspellingen van het FPB leken op het eerste zicht toch een hogere graad van nauwkeurigheid te bevatten en deze conclusies golden telkens voor zowel de BBP-groei als de inflatie. Alle directionele voorspellingen van de OESO en het FPB waren overigens op zijn minst even goed als een naïef model.

2.2 Rationaliteit

Analyses omtrent de nauwkeurigheid van macro-economische voorspellingen moeten steeds worden uitgevoerd in combinatie met rationaliteitstesten. Deze diagnostische controles gaan na of het voorspellingen betreft die de beschikbare informatie optimaal gebruiken met als doel een zo nauwkeurig mogelijke projectie van de toekomst te maken. Ze kunnen aangeven waarom voorspellingsfouten plaatsvinden en hoe men het voorspellingsproces kan verbeteren teneinde voorspellingen te kunnen leveren van een hogere kwaliteit (Ash et al., 1990; Fildes & Stekler, 2002; Stekler, 2007). Een voorspeller wiens enige bekommernis nauwkeurigheid is, doet er dus best aan rationale voorspellingen te maken en deze rationaliteit wordt in zijn meest limiterende vorm gekenmerkt door twee eigenschappen: zonder een bias en op zijn minst zwak efficiënt (Öller & Barot, 2000). Deze twee aspecten van rationaliteit worden meer in detail besproken in het vervolg van dit hoofdstuk.

De rationaliteitstesten worden echter voorafgegaan door een aantal basisassumpties die voorspellers toelaten deze testen op een correctie manier te interpreteren. Zoals uitdrukkelijk werd vermeld in Dovern & Weisser (2011) moet nauwkeurigheid het enige objectief zijn van een voorspeller waarbij wordt getracht de voorspellingsfouten te minimaliseren. De voorspeller beschikt voorts over een verliesfunctie die toeneemt met de voorspellingsfout en bovenal symmetrisch is (Dovern & Weisser, 2011; Fildes & Stekler, 2002; Öller & Barot, 2000; Stekler, 2007). Öller & Barot

(2000) gaven hierbij als voorbeeld dat in het geval van een asymmetrische verliesfunctie het economisch rationeel kan zijn om systematisch een voorspelling te maken die de beschouwde variabele overschat. Een voorspeller die eerder publieke aandacht dan nauwkeurigheid wenst, zal ook te maken hebben met een asymmetrische verliesfunctie volgens Doornik & Weisser (2011). Zij waarschuwen evenzeer voor voorspellers die erop gebrand zijn beleidsacties uit te lokken die een door hun voorspeld evenement trachten te voorkomen.

Optimale en rationele voorspellingen worden gemaakt door alle beschikbare informatie te gebruiken en op te nemen in de voorspellingen, maar men dient ook rekening te houden met de extra kost die samengaat met het verwerven van extra informatie. Het zou kunnen dat men hierdoor economisch rationele voorspellingen maakt zonder gebruik te maken van alle relevante gegevens (Stekler, 2007). Stekler (2007) uitte zich ook kritisch ten opzichte van de meest gebruikte rationaliteitstesten, aangezien zichtbare systematische fouten er vaak niet voor zorgen dat men rationaliteit kan verwerpen. Nieuwe testen zouden dus moeten worden ontwikkeld opdat de kennis omtrent het waarom van de voorspellingsfouten kan worden uitgebreid. In afwachting van deze mogelijke uitbreiding worden de reeds beschikbare rationaliteitstesten in dit onderzoek beschouwd als een goede leidraad omtrent de optimalisatie van (macro-economische) voorspellingen.

2.2.1 Bias

Rationele voorspellingen dienen vooraleerst geen systematische fouten te bevatten die veroorzaakt worden door een stelselmatige over- of onderschatting van de variabele. Dergelijke fout wordt een bias genoemd en kan weggewerkt worden door een simpele lineaire correctie in de omgekeerde richting van de voorspellingsfout. De idee bestaat er dus uit dat de gemiddelde voorspellingsfout willekeurig zou moeten zijn en logischerwijs convergeert naar nul (Artis & Marcellino, 2001; Ash et al., 1990; Fildes & Stekler, 2002; Loungani, 2001).

Tal van onderzoeken konden de afwezigheid van een significante bias besluiten (Artis & Marcellino, 2001; Ash et al., 1990; Doornik & Weisser, 2011; Loungani, 2001). Öller & Barot (2000) trokken deze conclusies zelfs voor voorspellingen, gemaakt door de OESO, van zowel de BBP-groei als de inflatie omtrent de Belgische economie. Franses et al. (2011) vonden tevens dat voorspellingen die gemaakt werden door een macro-economisch model minder vaak te maken hadden met een bias indien experts een aanpassing mochten doorvoeren.

Bovendien bleek dat de voorspellingen omtrent BBP-groei vaker te maken hebben met een bias dan de voorspellingen omtrent de inflatie (Doornik & Weisser, 2011; Stekler, 2007) hoewel de resultaten van Franses et al. (2011) aantoonde dat het net andersom kan zijn. Het zou evenwel niet onlogisch zijn dat men eerder een systematische fout maakt bij het voorspellen van de BBP-groei omwille van mogelijk optimisme dat in de voorspelling kan sluipen. Een optimistische voorspeller zal geregeld een te gunstige voorspelling van de variabele maken en in het geval van de BBP-groei betekent dit een overdreven hoge voorspelde groei (Ash et al., 1990; Doornik & Weisser, 2011; Loungani, 2001). Aangezien het voor een variabele zoals de BBP-groei eenvoudiger is positief te zijn (een hogere groei is namelijk beter) in vergelijking met inflatie (eventueel zo dicht mogelijk bij de doelwaarde die vooropgesteld is door een centrale bank), is het niet verwonderlijk dat voorspellers zich voor deze variabele vaker laten betrapen op een systematische fout. Dit optimisme zou volgens de bevindingen van Ash et al. (1990) en Loungani (2001) trouwens sterker doorwegen naarmate de

voorspellingshorizon toeneemt. Indien men in het onderzoek van Ash et al. (1990) echter focust op de BBP-groei en de inflatie, wordt geen sluitend bewijs van dit verband gevonden.

Een bias kan tal van redenen hebben zoals informatie van slechte kwaliteit waardoor de voorspeller niet in staat is een optimale voorspelling te maken. Optimistische voorspellers zouden dit bovendien bewust kunnen doen om hun reputatie op te bouwen of omdat hun werkgevers verwachten dat ze een rol als cheerleader moeten innemen (Loungani, 2001; Stekler, 2007). Recessies of grote schokken bleken ook vaak de oorzaak te zijn van systematische fouten met een steeds wederkerende overschatting van de groei bij recessies en onderschatting bij perioden van groei of herstel. Deze turbulente evenementen werden dus amper voorspeld en een goede reden hiervoor bestond eruit dat de voorspellers zich tijdens deze jaren nog aan het bijscholen waren over de nieuwe relaties tussen variabelen. Een stabiele economie zal op dit vlak aldus een minder grote uitdaging met zich meebrengen (Dovern & Weisser, 2011; Fildes & Stekler, 2002; Loungani, 2001; Stekler, 2007).

2.2.2 Efficiëntie

In de beschikbare literatuur werd ook vaak de nadruk gelegd op de zwakke vorm van efficiëntie die verwacht werd van rationele, macro-economische voorspellingen. Zwak efficiënte voorspellingen bevatten alle relevante informatie die beschikbaar is op het moment dat ze worden gemaakt (Ash et al., 1990) en deze efficiëntie werd op drie verschillende manieren geïnterpreteerd en getest: als de afwezigheid van autocorrelatie in de voorspellingsfouten (Artis & Marcellino, 2001; Ash et al., 1990; Fildes & Stekler, 2002; Franses et al., 2011; Öller & Barot, 2000), de werkelijke waarde van de variabele die volledig moet worden verklaard door de voorspelling met behulp van een regressie (Ash et al., 1990; Loungani, 2001; Öller & Barot, 2000) en de afwezigheid van autocorrelatie bij aaneengrenzende herzieningen van de voorspellingen (Ash et al., 1990; Dovern & Weisser, 2011; Loungani, 2001; Stekler, 2007). Een herziening is de aanpassing die men doorvoert op een eerder gemaakte voorspelling van een variabele en dit is het gevolg van nieuwe informatie die beschikbaar wordt. Bij rationele voorspellingen verwacht men dat opeenvolgende herzieningen onafhankelijk zijn van elkaar. Elke manier om zwakke efficiëntie te testen, spruit ondanks de verschillen voort uit eenzelfde denkwijze: een voorspelling die op zich voorspelbaar wordt, kan men zonder enige twijfel verbeteren door op een correcte manier om te springen met alle relevante informatie.

Zwakke efficiëntie als nulhypothese werd (net zoals de afwezigheid van bias) niet of amper verworpen in een aanzienlijk aantal onderzoeken (Artis & Marcellino, 2001; Ash et al., 1990; Dovern & Weisser, 2011; Franses et al., 2011; Öller & Barot, 2000, voor onder andere de voorspellingen van de OESO omtrent de Belgische BBP-groei en inflatie) hoewel dit in het geval van Dovern & Weisser (2011) enkel bleek voor de inflatie als variabele. De BBP-groeivoorspellingen hadden volgens hun analyse te maken met *forecast smoothing* en dit fenomeen kon men ook duidelijk vinden in andere papers (Loungani, 2001; Stekler, 2007). *Forecast smoothing* duidt op een positieve correlatie tussen opeenvolgende herzieningen van voorspellingen en dit betekent dat de herzieningen in eenzelfde richting plaats hebben gevonden. Nieuwe informatie werd dus in verschillende keren toegevoegd aan een voorspelling zodat men geen abrupte veranderingen aan de initiële voorspelling hoefde door te voeren. Dit conservatief gedrag van voorspellers werd verklaard vanuit de vrees dat hun reputatie eronder zou lijden indien men vanwege een grote herziening substantieel zou afwijken van de initiële voorspelling (Dovern & Weisser, 2011; Loungani, 2001). Dovern & Weisser (2011) benadrukten

overigens dat deze reputatie nog meer op het spel staat bij voorspellingen omtrent de meest geanticipeerde macro-economische variabele, namelijk de BBP-groei. Stekler (2007) vond in zijn literatuurstudie, met onder andere het onderzoek van Isiklar, Lahiri & Loungani (2006), dat het hierdoor tot vijf maanden kon duren vooraleer men 90% van de nieuwe informatie had toegevoegd aan de voorspelling. Herzieningen kunnen echter ook worden doorgevoerd met een omgekeerde logica van *forecast smoothing*: Dovern & Weisser (2011) zagen bij de voorspellingen omtrent de inflatie dat men eerst het effect van nieuwe informatie ging overschatten om vervolgens door middel van aanpassingen deze overreactie weg te werken. Zoals eerder werd aangehaald, leidde dit er echter niet toe dat ze zwakke efficiëntie van de voorspellingen van deze variabele hoefden te verwerpen.

Een opmerkelijke trend die werd ontdekt bij het onderzoeken van zwakke efficiëntie, is dat men deze eigenschap sneller vond bij voorspellingen met een korte voorspellingshorizon (Artis & Marcellino, 2001). Hoewel Loungani (2001) besloot dat alle voorspellingen omtrent de BBP-groei die gemaakt werden door *Consensus Forecast* niet zwak efficiënt waren, kon hij toch opmerken dat het verwerpen van deze nulhypothese minder uitgesproken was in het geval van voorspellingen met een korte voorspellingshorizon.

Tenslotte dient nog te worden vermeld dat men niet altijd een eenduidige conclusie kon trekken omtrent deze cruciale eigenschap van rationaliteit en dit kon afhangen van de beschouwde variabele, het beschouwde land of zelfs de gehanteerde testen (Fildes & Stekler, 2002; Stekler, 2007). Ash et al. (1990) konden bijvoorbeeld zwakke efficiëntie eenduidig aanvaarden bij het onderzoeken van de correlatie tussen opeenvolgende herzieningen van voorspellingen, maar bekwamen wisselende resultaten indien op autocorrelatie in de voorspellingsfouten werd getest.

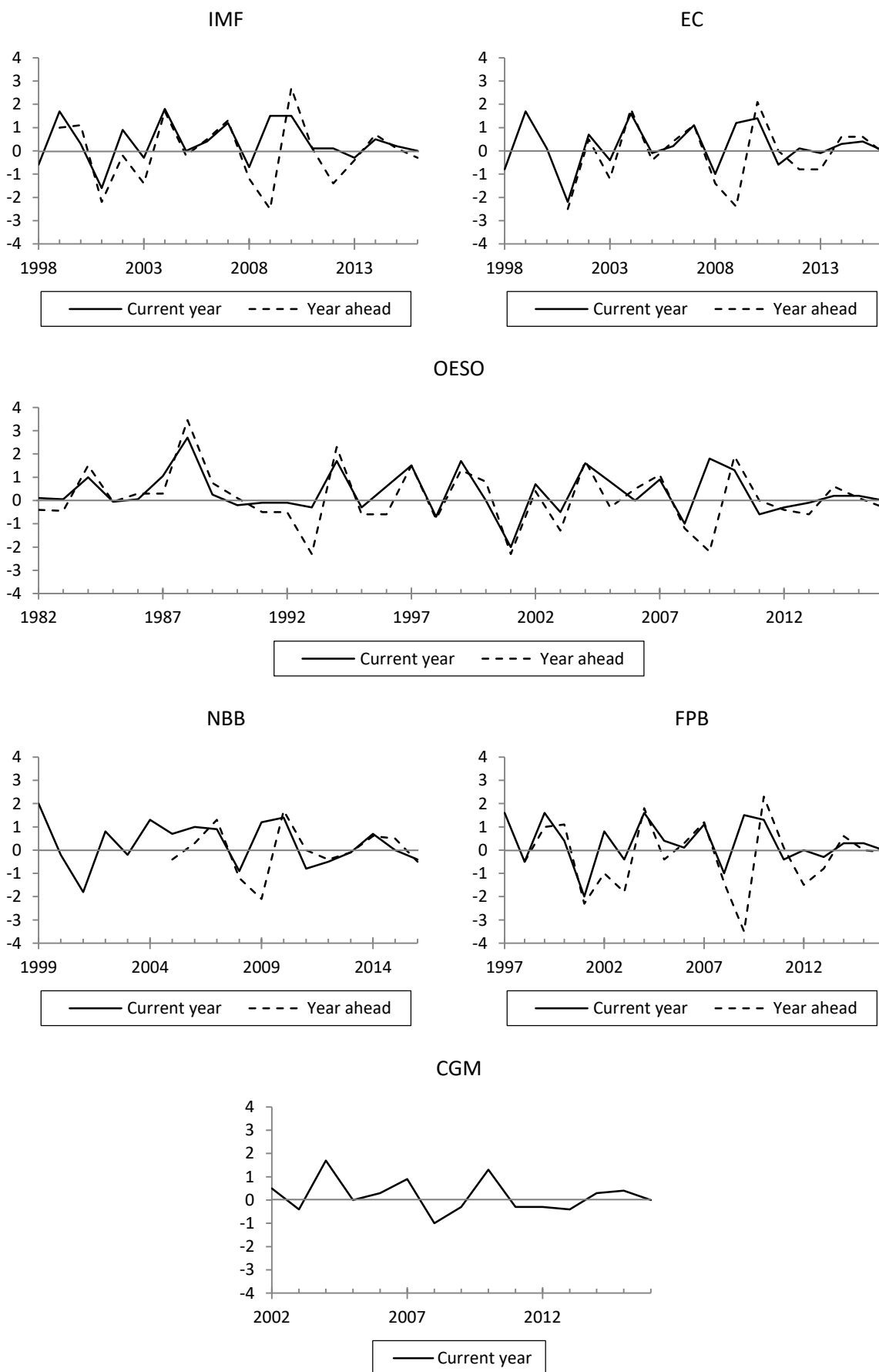
3 Data

Zoals reeds vermeld werd in de inleiding kan men in Tabel A1 in de Appendix alle instellingen vinden waarvan de voorspellingen omtrent de BBP-groei en de inflatie geanalyseerd zullen worden. De voorspelde perioden worden hier ook weergegeven en deze verschillen per variabele en per voorspellingshorizon (*current year* en *year ahead*). De *current year* voorspellingen worden hier gedefinieerd als deze gepubliceerd in de periode van maart tot en met juli van jaar t met een bewering over datzelfde jaar t . De *year ahead* voorspellingen worden bekendgemaakt van juli tot en met december van jaar t met een prognose omtrent het volgende jaar $t+1$. Een meer gedetailleerde beschrijving inzake de data van de publicaties per instelling wordt gepresenteerd in Tabel A2 in de Appendix.

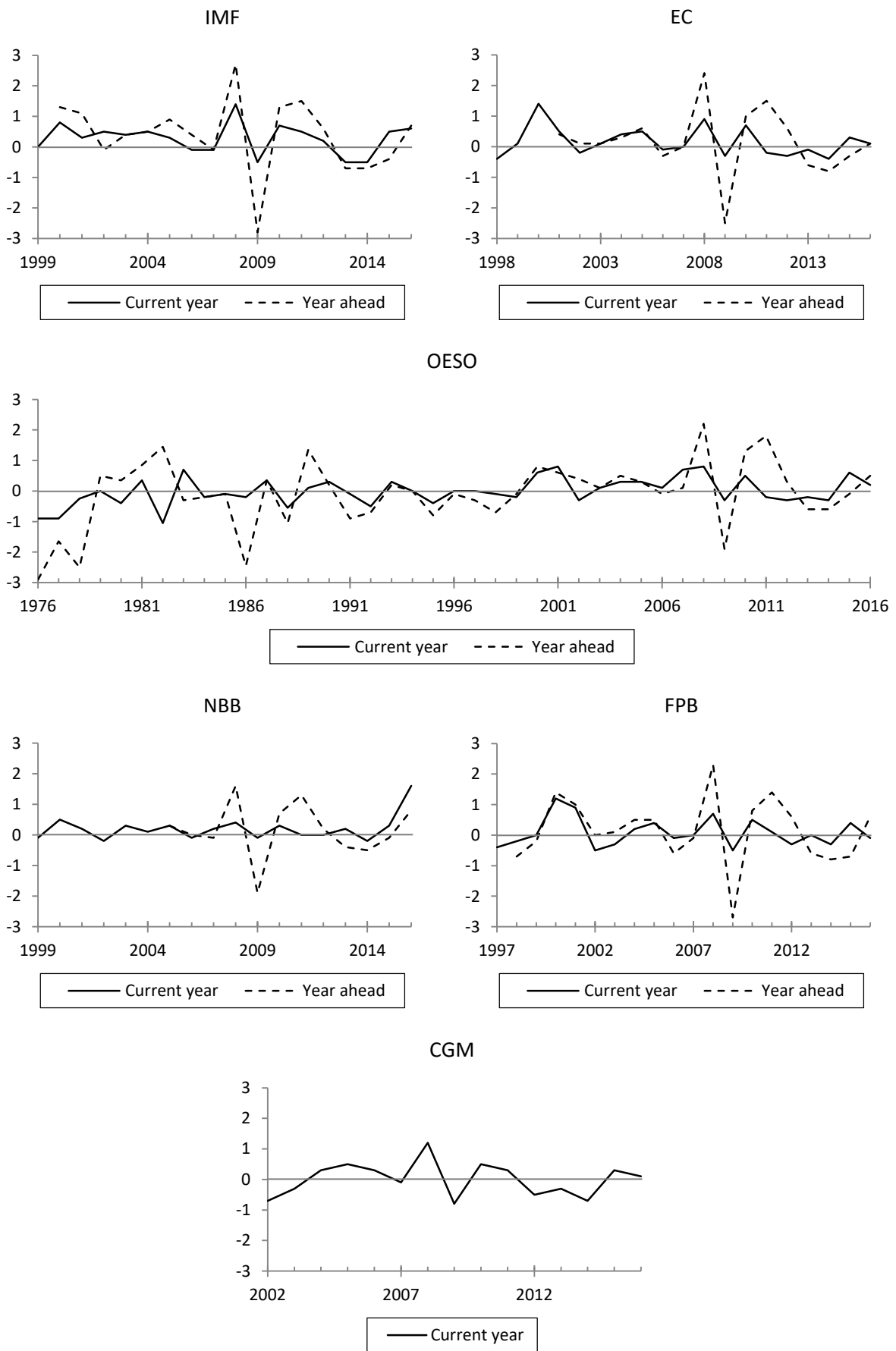
Instellingen zoals het IMF, de EC, de NBB (met uitzondering van haar *year ahead* voorspellingen) en het FPB vertonen sterke gelijkenissen omtrent de periode die men heeft voorspeld. De OESO stelt een aanzienlijk lange voorspelde periode ter beschikking: vanaf 1982 voor de BBP-groei en 1976 voor de inflatie. Om te vermijden dat deze uitzonderlijk lange periode de vergelijking met de andere instellingen in welke zin dan ook zou beïnvloeden, werd besloten om de OESO ook te analyseren gedurende een periode die vergelijkbaar is met de andere instellingen. Aldus werd gekozen voor alternatieve perioden van de OESO die gelijk zijn voor beide variabelen en beginnen vanaf 1997 voor de *current year* voorspellingshorizon en vanaf 1998 voor de *year ahead* voorspellingshorizon. In de analyses zal deze instelling met haar verkorte periode herkenbaar zijn als OESO*. Er dient ook te worden vermeld dat het CGM enkel *current year* voorspellingen vrijgeeft en dat de instelling bijgevolg zal ontbreken in een aantal analyses. In Figuren 1 en 2 worden de voorspellingsfouten van deze instellingen gepresenteerd van, respectievelijk, de BBP-groei en de inflatie. Een voorspellingsfout is het verschil van de werkelijke waarde en de voorspelling. In het volgende deel ('4 Methodologie') staat de voorspellingsfout beschreven in symbolen als benaming (1). Een positieve voorspellingsfout duidt op onderschatting en een negatieve op overschatting. De werkelijke waarden voor beide Belgische variabelen worden geleverd door de OESO onder de vorm van de variabele *Real GDP* (OECD Data, 2017) voor de BBP-groei en *Harmonised consumer prices – all items* aangevuld door *Consumer prices – all items* (OECD.Stat, 2017) voor de inflatie.

Zowel het IMF (Loungani, 2001) als de EC (Artis & Marcellino, 2001) en het FPB (Öller & Barot, 2000) kwamen reeds aan bod in de beschikbare literatuur, maar de OESO (Artis & Marcellino, 2001; Ash et al., 1990; Fildes & Stekler, 2002; Loungani, 2001; Öller & Barot; 2000) was veruit het meest prominent aanwezig.

Figuur 1. Voorspellingsfouten: BBP-groei.



Figuur 2. Voorspellingsfouten: inflatie.



4 Methodologie

Volgende benamingen zullen gebruikt worden als onderdeel van de testen:

- (1) De voorspellingsfout (ε_t) is het verschil tussen de werkelijke waarde (A_t) en de voorspelling (F_t):

$$\varepsilon_t = A_t - F_t;$$

- (2) De *Mean Error (ME)* is het gemiddelde van de voorspellingsfouten:

$$ME = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \varepsilon_t;$$

- (3) De *Root Mean Squared Error (RMSE)* is de vierkantswortel van de gemiddelde waarde van de gekwadrateerde voorspellingsfouten:

$$RMSE = \sqrt{\left(\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \varepsilon_t^2\right)};$$

- (4) De gestandaardiseerde *RMSE* deelt de *RMSE* door de standaardafwijking van de werkelijke waarden ($\sigma_{actuals}$) waarbij μ_t het gemiddelde is van deze werkelijke waarden:

$$\frac{RMSE}{\sigma_{actuals}} = \frac{RMSE}{\sqrt{\left(\frac{1}{N-1} \sum_{t=1}^N (A_t - \mu_t)^2\right)}}$$

- (5) Theil's *U*-coëfficiënt vergelijkt de voorspellingen met een *no-change* (random walk zonder drift) naïef model dat geen verandering voorspelt:

$$U_{no\ change} = \frac{RMSE}{\sqrt{\left(\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N A_t^2\right)}};$$

- (6) Theil's *U*-coëfficiënt vergelijkt de voorspellingen met een deterministisch trend model dat een voorspelling (R_t) maakt op basis van de vijf laatste, werkelijke waarden met behulp van een regressie:

$$U_{trend} = \frac{RMSE}{\sqrt{\left(\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (A_t - R_t)^2\right)}};$$

- (7) Theil's *U*-coëfficiënt vergelijkt de voorspellingen met een *average growth* (random walk met drift) naïef model dat een voorspelling (\bar{A}_t) maakt door het gemiddelde te nemen van de voorbije werkelijke waarden en dit gemiddelde recursief te berekenen:

$$U_{average} = \frac{RMSE}{\sqrt{\left(\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (A_t - \bar{A}_t)^2\right)}};$$

- (8) Theil's U -coëfficiënt vergelijkt de voorspellingen met een *same growth* naïef model dat een voorspelling (A_{t-1}) maakt door de werkelijke groei van het vorige jaar over te nemen:

$$U_{same} = \frac{RMSE}{\sqrt{\left(\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (A_t - A_{t-1})^2\right)}};$$

- (9) Theil's U -coëfficiënt vergelijkt de voorspellingen met een naïef model dat elk jaar een groei van 2% voorspelt:

$$U_{2\%} = \frac{RMSE}{\sqrt{\left(\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (A_t - 2\%)^2\right)}};$$

Voor benamingen (1) tot en met (9) geldt telkens omtrent het aantal perioden: $t = 1, \dots, N$.

4.1 Nauwkeurigheid

4.1.1 Onderlinge vergelijking van de instellingen

Hypothese 1a: De voorspellingen van de instellingen omtrent dezelfde variabele zijn sterk met elkaar gecorreleerd.

Hypothese 1b: De correlatiecoëfficiënten tussen de voorspellingsfouten van de instellingen nemen toe naarmate men de voorspellingshorizon laat toenemen.

De lineaire verbanden tussen de voorspellingen (Öller & Barot, 2000) en voorspellingsfouten (Artis & Marcellino, 2001) van de instellingen worden bij wijze van correlatiematrix onderzocht en net zoals in Artis & Marcellino (2001) zullen deze matrixes afzonderlijk worden opgesteld voor *current year* en *year ahead* voorspellingen. De correlatiecoëfficiënten tussen de voorspellingen van de instellingen worden verwacht van een zelfde grootteorde te zijn als deze gerapporteerd in Öller & Barot (2000) en Artis & Marcellino (2001) onderzochten tevens een eventuele stijgende trend in de correlatie tussen de voorspellingsfouten bij een toenemende voorspellingshorizon (van *current year* naar *year ahead* voorspellingsfouten). Bijkomstig zal gekeken worden of dergelijke verwachte trend aanwezig is in de correlaties tussen de voorspellingen zelf.

Bij het berekenen van de correlatiecoëfficiënten worden de voorspellingen en voorspellingsfouten van de langst gemeenschappelijk voorspelde periode gebruikt en aangezien een trend in de coëfficiënten wordt nagegaan, dient deze periode voor beide voorspellingshorizonten identiek te zijn. Dit laat namelijk een eerlijke vergelijking toe van beide voorspellingshorizonten. Voor zowel voorspellingen omtrent de BBP-groei als de inflatie treedt de NBB op als meest limiterende factor met pas 2005 als eerste voorspelde jaar bij de *year ahead* voorspellingen. De langst gemeenschappelijke periode van alle instellingen tezamen is dus 2005 – 2016. Een overzicht van de voorspelde perioden van alle instellingen kan worden gevonden in Tabel A1 in de Appendix.

Hypothese 2: De instellingen voorspellen beide variabelen relatief even goed of slecht.

De Diebold & Mariano (1995) test of *DM*-test die ook in Artis & Marcellino (2001) werd gebruikt, laat het toe om de voorspellingen van twee instellingen met elkaar te vergelijken op basis

van het verschil in verlies (d_t) dat berekend wordt door de voorspellingsfouten ε_{1t} en ε_{2t} toe te passen in de verliesfunctie $g(\varepsilon)$:

$$DM = \frac{\sum_{t=1}^N d_t}{\sqrt{N}\sigma_d},$$

waar

$$d_t = g(\varepsilon_{1t}) - g(\varepsilon_{2t}).$$

Deze verliesfunctie is gebaseerd op het kwadratisch verlies $g(\varepsilon) = \varepsilon^2$. Door de voorspellingsfouten te kwadrateren worden grote voorspellingsfouten sterker afgestraft dan kleine fouten. σ_d is de standaarddeviatie van d die wordt bekomen door bij wijze van schatting $\hat{\sigma}_d^2$ te berekenen:

$$\hat{\sigma}_d^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{t=1}^N \left(d_t - \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N d_t \right)^2.$$

Onder de nulhypothese zal $E(d) = 0$ en heeft DM een asymptotische standaard normaalverdeling. De DM -testen zullen per variabele en per horizon worden toegepast voor elk mogelijk duo van instellingen. Er moet echter worden bij vermeld dat men tijdens elke vergelijking gebruik maakt van de langst gemeenschappelijke periode van beide instellingen en dit heeft bij ongelijke voorspelde perioden als consequentie dat men geen beroep doet op de volledige verzameling van voorspellingen. Dit laat het evenwel toe de instellingen eerlijk te beoordelen op basis van eenzelfde grond. Merk op dat een positieve DM -waarde wilt zeggen dat het kwadratisch verlies van de eerste voorspeller groter is dan deze van de tweede voorspeller waardoor deze laatste het nauwkeurigst is van beide. De significantie kan getest worden door de DM -waarde te vergelijken met de kritische waarden van een (tweezijdige) t distributie met $N - 1$ vrijheidsgraden (Artis & Marcellino, 2001). De resultaten van de vergelijkingen worden vervolgens samengevat bij wijze van een rangschikking van de instellingen per variabele en per voorspellingshorizon. Bij deze ordening van de instellingen hoopt men meer inzicht te verwerven in de relatieve prestaties van de instellingen.

Fildes & Stekler (2002) merkten een frequent voorkomen op van onder andere de $RMSE$ (zie benaming (3)) als maatstaf van de voorspellingsfouten, maar wezen ook op een aantal beperkingen van deze veralgemenende waarde. Ze bevat immers op zichzelf amper informatie omtrent de kwaliteit van de voorspellingen aangezien geen rekening wordt gehouden met de variabiliteit van de werkelijke waarden van de variabelen. Een gestandaardiseerde $RMSE$ (zie benaming (4)) doet dit wel en op basis van deze breuk kan men de grootte van de voorspellingsfouten inschatten ten opzichte van de te voorspellen waarden. Bovendien laat dit het toe om de instellingen te vergelijken voor verschillende voorspelde perioden. Öller & Barot (2000) hanteerden ook deze methode om de relatieve nauwkeurigheid van tal van instellingen te beoordelen. De waarden van hun paper kunnen in de conclusie vergeleken worden met de resultaten van deze masterproef.

Hypothese 3: De gemiddelde voorspelling is nauwkeuriger dan de meeste individuele instellingen en vooral bij een korte voorspellingshorizon.

Zarnowitz (1984) vergelijkt de $RMSE$ van een individuele voorspeller ($RMSE_i$) met deze van een gemiddelde voorspelling ($RMSE_g$) door volgend ratio te berekenen:

$$\frac{RMSE_i}{RMSE_g} = \frac{\sqrt{\left(\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \varepsilon_{it}^2\right)}}{\sqrt{\left(\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \left(\frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \varepsilon_{it}\right)^2\right)}},$$

met het aantal perioden $t = 1, \dots, N$ en het aantal voorspellers $i = 1, \dots, M$. Een ratio dat groter is dan één wijst er op dat de gemiddelde voorspelling op basis van de $RMSE$ nauwkeuriger is dan de individuele instelling in kwestie. Het ratio op zich zal hier niet berekend worden, maar de gemiddelde voorspeller wordt wel mee opgenomen in de onderlinge vergelijking van de instellingen binnen het kader van hypothese 2. Dit heeft als gevolg dat niet enkel de weinigzeggende $RMSE$, maar ook de gestandaardiseerde $RMSE$ zal dienen om deze gemiddelde voorspellingen te vergelijken met deze van de instellingen. Het zal tevens beschouwd worden als een individuele instelling bij de DM -testen waardoor men ook op deze manier de relatieve prestatie van dit gemiddelde kan bekijken. De verwachtingen blijven, ongeacht de methode, dezelfde: de gemiddelde voorspelling zou telkens nauwkeuriger moeten zijn dan de meeste instellingen die er deel van uitmaken.

De gemiddelde voorspelling wordt gevormd vanaf het jaar waarin minstens de helft van de instellingen een voorspelling heeft gemaakt. Dit varieert per variabele en ook per voorspellingshorizon aangezien de instellingen typisch wat later begonnen zijn met het maken van *year ahead* voorspellingen. In Tabel A1 in de Appendix vindt men onderaan de gemiddelde voorspelling met de voorspelde perioden. Er werd bewust gekozen om niet alle instellingen tegelijkertijd te integreren want dit zou de voorspelde perioden aanzienlijk beperken.

4.1.2 Vergelijking met naïeve modellen

Hypothese 4: De voorspellingen van de instellingen zijn nauwkeuriger dan deze van naïeve modellen.

Eerst en vooral worden alle U -coëfficiënten die voorkomen in de literatuur ($U_{no\ change}$, U_{trend} , $U_{average}$ en U_{same}) berekend voor elke variabele, elke instelling en elke voorspellingshorizon. In ‘2.1.2 Vergelijking met naïeve modellen’ wordt uitgelegd welk naïef model men precies gebruikt in gelijkaardige onderzoeken. Aan deze collectie naïeve modellen wordt in dit onderzoek een nieuwe toegevoegd die elk jaar een groei van 2% voorspelt met als benaming $U_{2\%}$. Dit percentage is afgeleid van de inflatiedoelstellingen van de Europese Centrale Bank (European Central Bank, 2017) en er wordt verwacht dat dit naïef model vooral bij die variabele een moeilijk te behalen minimale norm zal zijn. Bij elke U -coëfficiënt wordt de $RMSE$ van de instelling vergeleken met de $RMSE$ van de naïeve projecties tijdens gelijke perioden (zie benamingen (5) tot en met (9) in ‘4 Methodologie’). Het betreft telkens ex ante modellen die een voorspelling maken op basis van de informatie die op dat moment beschikbaar was. Dit creëert een vergelijking van voorspellingen die in gelijkaardige situaties tot stand zijn gekomen. De $U_{average}$ lijkt overigens sterk op de eerder besproken $RMSE$ die gestandaardiseerd werd, maar bij deze eerste wordt het gemiddelde van de werkelijke waarden recursief berekend en bij de tweede maakt de standaardafwijking gebruik van het ex post gemiddelde over de gehele periode (Öller & Barot, 2000).

Een U -coëfficiënt die groter is dan één betekent dat de instelling slechter voorspelt dan het naïef model. Is de coëfficiënt gelijk aan één, dan voorspelt men even goed, maar een voorspeller zal echter een coëfficiënt willen bekomen die kleiner is dan één aangezien men dan beter voorspelt dan

deze ‘domme’ naïeve modellen. Aangezien men deze waarde niet kan testen voor significantie, worden ook de nodige *DM*-waarden berekend die onderworpen kunnen worden aan een *t*-test (Artis & Marcellino, 2001) zoals bij hypothese 2.

Öller & Barot (2000) berekenden ook de $U_{average}$ en ze voerden een *Breush-Godfrey LM*-test (*BGLM*-test) uit om na te gaan of de afwijkingen van het gemiddeld groeicijfer van een variabele *white noise* ofwel willekeurig zijn. Zoals eerder uitgelegd, zal het moeilijker worden om het te halen van bovenstaand naïef model indien men *white noise* kan aanvaarden als hypothese. Deze test zal dus tevens uitgevoerd worden om de resultaten in een beter perspectief te kunnen plaatsen.

4.1.3 Invloed van de voorspellingshorizon

Hypothese 5: De nauwkeurigheid van de voorspellingen neemt af naarmate men de voorspellingshorizon doet toenemen.

Bij de eerder genoemde *U*-coëfficiënten kan men dit verband onderzoeken: de coëfficiënten zouden moeten stijgen naarmate de voorspellingshorizon langer wordt of meer bepaald wanneer we de nauwkeurigheid vergelijken van enerzijds *current year* en anderzijds *year ahead* voorspellingen (Ash et al., 1990; Loungani, 2001). Men kan ook een stijgende trend onderzoeken van de *RMSE* (Artis & Marcellino, 2001; Fildes & Stekler, 2002; Loungani, 2001) en de gestandaardiseerde *RMSE* bij een toenemende voorspellingshorizon.

4.1.4 Verbetering van de nauwkeurigheid

Hypothese 6: De nauwkeurigheid van de voorspellingen is niet verbeterd met de jaren.

Öller & Barot (2000) bestudeerden de evolutie van een *U*-coëfficiënt gedurende verschillende perioden. Net zoals in Fildes & Stekler (2002) baseerden ze zich op de *RMSE* over de standaardafwijking van de werkelijke waarden die een benadering is van de $U_{average}$. De verhouding houdt dankzij deze afweging ten opzichte van de standaardafwijking ook rekening met de moeilijkheidsgraad van de te voorspellen waarden en een afname van de breuk duidt op een verbetering van de voorspellende kracht. De waarde van deze breuk zal geplot worden voor verschillende perioden waarbij men steeds het oudste jaar weglaat. Door deze perioden steeds meer recent te maken, kan men nagaan hoe de voorspellende kwaliteit van de instellingen is veranderd doorheen de jaren. De meest recente periode 2007 – 2016 wordt met tien voorspelde jaren als absoluut minimum gekozen.

Men kan ook een regressie uitvoeren met de absolute voorspellingsfouten (Öller & Barot, 2000) of de absolute waarde van de voorspellingsfouten over de werkelijke waarden (Ash et al., 1990) tegen een trend in de tijd en een constante. Middels een *Mann-Kendall (MK)* test kan men bepalen of er een significante trend plaatsvindt in deze regressies. Öller & Barot (2000) benadrukten bij hun methode dat men niet discrimineert tussen verbeterende voorspellingstechnieken en de mogelijkheid dat het makkelijker is voorspellingen te maken door minder volatiele waarden van de variabele. Door ook de methode van Ash et al. (1990) te hanteren, wordt getracht deze bekommernis te minimaliseren.

4.1.5 Directionele voorspellingen

Hypothese 7a: De directionele voorspellingen van de instellingen zijn nauwkeuriger dan een naïef model.

Hypothese 7b: Directionele voorspellingen zijn niet nauwkeuriger dan puntvoorspellingen.

Öller & Barot (2000) interpreteerden een directionele voorspelling initieel als het teken van het groeicijfer van een variabele, maar aangezien de BBP-groei en inflatie zo weinig gevallen vertoonden van een negatieve groei, vonden ze een andere manier om dit te onderzoeken. Wanneer een instelling een *current year* en een *year ahead* voorspelling maakt, doet ze ook een bewering omtrent de versnelling/vertraging van de groei. Een versnelling wilt bijvoorbeeld zeggen dat men een groter groeicijfer voorspelt voor het volgende jaar in vergelijking met het huidige jaar. Men kan op deze manier het aantal jaren tellen dat men directioneel foutief voorspelt (bijvoorbeeld een versnelling voorspellen wanneer het groeicijfer achteraf bleek te vertragen).

Een relatieve nauwkeurigheid wordt mogelijk door de vergelijking te maken met een naïef model dat simpelweg de laatst, geobserveerde versnelling/vertraging projecteert als directionele voorspelling. Een ratio kan berekend worden door het aantal gemiste jaren van de instelling in de teller te plaatsen en de gemiste jaren van het naïef model in de noemer:

$$Ratio = \frac{\text{aantal jaren gemist van de instelling}}{\text{aantal jaren gemist van het naïef model}}$$

Öller & Barot (2000) haalden aan dat het bekomen ratio kan geïnterpreteerd worden zoals een U coëfficiënt: een waarde lager dan één wilt zeggen dat men beter voorspelt dan een naïef model. Bij een dergelijk laag ratio kan men een χ^2 -test uitvoeren om na te gaan of de directionele voorspellingen significant gecorreleerd zijn met de werkelijke uitkomst. Men kan dit ratio vervolgens vergelijken met de U -coëfficiënten die in het kader van hypothese 4 zijn berekend en meer bepaald met deze van de *year ahead* voorspellingen aangezien de directionele voorspellingen een bewering doen omtrent het volgende jaar. Deze vergelijking zal een antwoord bieden op de vraag of directionele voorspellingen beter zijn dan puntvoorspellingen.

Er zijn echter twee speciale gevallen die vooraf dienen te worden gespecificeerd. Indien men geen verandering van de groei voorspelt, zal men als correct worden beschouwd als de verandering van de groei kleiner is dan 0,5%. Analoot zal een voorspelling die een versnelling of vertraging voorspelt van minder dan 0,5% juist zijn bij een onveranderde werkelijke groei (Öller & Barot, 2000).

4.2 Rationaliteit

4.2.1 Bias

Hypothese 8a: De voorspellingen bevatten geen significante bias.

Hypothese 8b: De BPP-groeivoorspellingen zijn optimistisch van aard.

Men kan de aanwezigheid van een bias testen door een gezamenlijke nulhypothese $\alpha = 0 \wedge \beta = 1$ te stellen in de regressie

$$A_t = \alpha + \beta * F_t + e_t.$$

Artis & Marcellino (2001), Ash et al. (1990) en Fildes & Stekler (2002) benadrukten echter dat deze test voldeed, maar zeker geen vereiste was om een aanwezigheid bias te onderzoeken. Het hanteren

van deze methode wordt overigens ongepast indien men autocorrelatie in de voorspellingsfouten kan besluiten. Het is echter frappant dat men deze veelgebruikte regressie voor verschillende doeleinden opnam in eerdere onderzoeken: Ash et al. (1990) en Franses et al. (2011) om een bias te onderzoeken terwijl Loungani (2001) en Öller & Barot (2000) er de efficiëntie van de voorspellingen mee trachtten te bewijzen. In dit onderzoek zal de regressie dienen om de eventuele zwakke efficiëntie van de voorspellingen aan te tonen in het volgende deel, maar de interpretatie van de resultaten zal pas terdege kunnen plaatsvinden na de getrokken conclusies omtrent de aanwezigheid van een bias en autocorrelatie in de voorspellingsfouten. Om de communicatie omtrent deze test eenvoudiger te maken, zal ze vernoemd worden als zijnde de efficiëntie-test.

Een meer intuïtieve toets om een bias te bepalen, krijgt men met behulp van de regressie

$$\varepsilon_t = \alpha + e_t,$$

waarbij de nulhypothese stelt dat de voorspellingsfouten over het algemeen niet significant afwijken van nul of in symbolen: $\alpha = 0$. Met behulp van een simpele *t*-test kan geweten worden of de voorspellingsfouten hieraan voldoen (Loungani, 2001; Öller & Barot, 2000). De *ME* (zie benaming (2)) wordt berekend om de grootte van deze bias te bepalen.

Hoewel niet wordt verwacht dat de voorspellingen te maken zullen hebben met een significante bias, dreigen vooral de voorspellingen omtrent de BBP-groei toch optimisme uit te stralen (Dovern & Weisser, 2011; Stekler, 2007).

4.2.2 Efficiëntie

Hypothese 9: De voorspellingen zijn grotendeels zwak efficiënt, maar vertonen tekenen van *forecast smoothing*.

Een eerste veelgebruikte methode om zwakke efficiëntie te testen, is het nagaan van autocorrelatie in de voorspellingsfouten. Rationele voorspellingen hebben namelijk als eigenschap dat de voorspellingsfouten niet met elkaar gecorreleerd zijn en men voerde in de literatuur een *Breusch-Godfrey LM (BGLM)* test (Artis & Marcellino, 2001) en een *Ljung-Box (LB)* test (Ash et al., 1990) uit, telkens tot de tweede orde. In dit onderzoek zullen zowel een *BGLM*-test als een *LB*-test tot de tweede orde aan bod komen. Door autocorrelatie in de voorspellingsfouten op twee manieren testen, wordt de geloofwaardigheid omtrent de conclusies verhoogd.

Vervolgens wordt gebruik gemaakt van de efficiëntie-test die reeds werd aangehaald in het vorige deel (zie '4.2.1 Bias'). De uiteindelijke interpretatie van de resultaten zal evenwel afhangen van de eventuele autocorrelatie in de voorspellingsfouten en de conclusies omtrent een bias. Autocorrelatie in de voorspellingsfouten maakt de test namelijk irrelevant en Öller & Barot (2000) namen de correcte beslissing door de test pas uit te voeren wanneer duidelijk werd dat de door hun geanalyseerde voorspellingsfouten hier amper mee te kampen hadden. De resultaten inzake een bias dient men ook in het achterhoofd te houden aangezien de aanwezigheid ervan een verwerping van de nulhypothese ($\alpha = 0 \wedge \beta = 1$) in de hand kan werken. Hoewel deze nulhypothese steeds op dezelfde manier getest werd in de literatuur, doet de verzameling aan benamingen anders vermoeden: een χ^2 -test (Ash et al., 1990), een *Wald*-test (Franses et al., 2011), een *F*-test (Loungani, 2001) en een *Likelihood Ratio (LR)* test (Öller & Barot, 2000).

Tot slot zullen de herzieningen van de voorspellingen onderworpen worden aan testen die autocorrelatie moeten bevestigen of tegenspreken. Wanneer men omtrent een variabele, hypothetisch gezien, drie voorspellingen maakt (een *current year*, *year ahead* en *two years ahead*), dan wordt de eerste herziening $r_{t,1}$ met betrekking tot een bepaalde variabele in een bepaald jaar (bijvoorbeeld de BBP-groei van jaar t) beschouwd als het verschil van de *year ahead* voorspelling in jaar $t - 1$ ($year_ahead_{t-1}$) en de *two years ahead* voorspelling in jaar $t - 2$ ($two_years_ahead_{t-2}$):

$$r_{t,1} = year_ahead_{t-1} - two_years_ahead_{t-2},$$

en de tweede herziening $r_{t,2}$ als het verschil van de *current year* voorspelling in jaar t ($current_year_t$) en de *year ahead* voorspelling in jaar $t - 1$ ($year_ahead_{t-1}$):

$$r_{t,2} = current_year_t - year_ahead_{t-1}.$$

Een herziening is dus niets meer dan de aanpassing die men doorvoert aan een eerder gemaakte voorspelling en die men bij wijze van een nieuwe voorspelling publiceert in de volgende publicatie van het relevante tijdschrift (bijvoorbeeld het *World Economic Outlook* van het IMF). Men kan zoals in Doornik & Weisser (2011) de nulhypothese $\alpha = 0$ testen met behulp van een OLS schatter in de regressie

$$r_{t,2} = \alpha * r_{t,1} + e_t,$$

of meer algemeen

$$r_{t,j+k} = \alpha * r_{t,j} + e_t,$$

met $j = 1, \dots, n$ en $k \geq 1$. De factor k bepaalt hoe dicht de herzieningen bij elkaar mogen liggen in de tijd waarbij een gelijkheid aan één wilt zeggen dat ze aaneengrenzend zijn. Aangezien Doornik & Weisser (2011) enkel de relatie tussen dergelijke aaneengrenzende herzieningen onderzochten, wordt ook hier bepaald dat $k = 1$. Een verwerping van de nulhypothese geeft aan dat de herzieningen niet onafhankelijk zijn van elkaar waardoor een eerdere herziening informatie kan bevatten over de richting en grootte van de volgende. De voorspellingen worden dus op zich voorspelbaar en dit past niet binnen de filosofie van zwakke efficiëntie. Bij deze testen wordt de volledige dataset gebruikt van alle voorspellingen die de instellingen hebben gemaakt, naast de gekozen *current year* en *year ahead* voorspellingen. Het FPB voorspelt bijvoorbeeld beide variabelen tot zes keer toe en heeft dus vijf herzieningen doorgevoerd sinds haar initiële bewering. Het IMF voorspelt ze vier keer, de OESO vijf, de EC vijf en de NBB vier. Het CGM doet dit voor de BBP-groei slechts één keer (zonder herziening dus) en voor de inflatie vier keer.

Ondanks de verwachting dat zwakke efficiëntie aanvaard zal worden op basis van de eerste twee methodes, is de kans groot dat *forecast smoothing* wordt aangetroffen in de voorspellingen.

5 Resultaten

5.1 Nauwkeurigheid

5.1.1 Onderlinge vergelijking van de instellingen

De voorspellingen omtrent de BBP-groei zijn sterk met elkaar gecorreleerd (0,74 – 0,99) en ook de bijhorende voorspellingsfouten vertonen hoge correlatiecoëfficiënten (0,58 – 0,98) zoals kan worden gezien in, respectievelijk, Tabel A3 in de Appendix en Tabel 1. De correlatiecoëfficiënten tussen deze voorspellingsfouten nemen uitsluitend toe wanneer de voorspellingshorizon toeneemt. De *year ahead* voorspellingsfouten vertonen namelijk quasi perfect lineaire verbanden (0,95 – 0,98) waardoor het vermoeden van kuddegedrag bij deze voorspellingshorizon gesterkt wordt. Voorts is het opmerkelijk dat de *current year* voorspellingsfouten van het CGM relatief zwak gecorreleerd zijn met de voorspellingsfouten van de andere instellingen. Later in dit hoofdstuk zal moeten blijken of dit afwijkend gedrag van het CGM de nauwkeurigheid ten goede is gekomen. De BBP-groei voorspellingen bevatten in de correlatiecoëfficiënten overigens geen stijgende, maar een dalende trend bij een toenemende horizon.

Tabel 1. Correlatiematrices van de voorspellingsfouten: BBP-groei.

Current year

	IMF	EC	OESO	NBB	FPB	CGM
IMF	1					
EC	0,94	1				
OESO	0,87	0,89	1			
NBB	0,82	0,83	0,87	1		
FPB	0,95	0,96	0,97	0,86	1	
CGM	0,71	0,77	0,58	0,70	0,70	1

Year ahead

	IMF	EC	OESO	NBB	FPB
IMF	1				
EC	0,97	1			
OESO	0,97	0,98	1		
NBB	0,95	0,97	0,98	1	
FPB	0,98	0,98	0,97	0,95	1

Uit Tabel A4 in de Appendix blijkt dat de voorspellingen omtrent de inflatie nog sterker gecorreleerd zijn in vergelijking met de BBP-groeivoorspellingen (0,90 – 0,99), maar de voorspellingsfouten in Tabel 2 vertonen meer uiteenlopende coëfficiënten (0,23 – 0,99). Net zoals bij de BBP-groei zijn de correlatiecoëfficiënten tussen de *year ahead* voorspellingsfouten omtrent de inflatie zeer hoog (0,96 – 0,99) en merkt een duidelijk stijgende trend op bij een toenemende voorspellingshorizon. Op drie gevallen na kan ook zo'n verband tussen de correlatiecoëfficiënten van de inflatievoorspellingen en de horizon opgemerkt worden.

Tabel 2. Correlatiematrices van de voorspellingsfouten: inflatie.

Current year

	IMF	EC	OESO	NBB	FPB	CGM
IMF	1					
EC	0,80	1				
OESO	0,65	0,82	1			
NBB	0,47	0,37	0,36	1		
FPB	0,78	0,93	0,79	0,23	1	
CGM	0,86	0,87	0,75	0,32	0,91	1

Year ahead

	IMF	EC	OESO	NBB	FPB
IMF	1				
EC	0,98	1			
OESO	0,96	0,98	1		
NBB	0,97	0,96	0,97	1	
FPB	0,97	0,99	0,97	0,97	1

In Tabel A5 in de Appendix vindt men onder de vorm van een matrix de *DM*-waarden voor de voorspellingen omtrent de BBP-groei terug. Een positief getal wijst erop dat de instelling van de rij een groter kwadratisch verlies heeft dan de instelling van de kolom waardoor deze laatste instelling nauwkeuriger is. Bij een negatieve waarde geldt het omgekeerde. Op basis van deze waarden kan men dus een rangschikking opmaken voor beide voorspellingshorizonten met uiterst links de meest nauwkeurige voorspeller:

- BBP-groei *current year*: CGM, **GEM**, IMF, FPB, EC, NBB en OESO.
- BBP-groei *year ahead*: NBB, OESO, **GEM**, EC, IMF en FPB.

Voorspellers die relatief goed scoren voor een bepaalde voorspelingshorizon blijken meer moeite te hebben met de andere horizon en omgekeerd. De rangschikkingen zijn (met uitzondering van het gemiddelde en het CGM) haast elkaars spiegelbeeld. Eerder kon echter al worden vastgesteld dat de voorspellingen en de voorspellingsfouten omtrent de BBP-groei sterk met elkaar gecorreleerd zijn. Dit zou betekenen dat de verschillen in nauwkeurigheid eerder klein zijn waardoor een slechte relatieve prestatie niet noodzakelijk alarmerend hoeft te zijn in absolute termen. In Tabel 3 wordt de nauwkeurigheid van de BBP-groeivoorspellingen weergegeven bij wijze van de *RMSE* en de gestandaardiseerde *RMSE*. Bij de *current year* voorspellingshorizon liggen deze waarden dicht bij elkaar, maar desondanks slaagt het CGM erin de BBP-groei een stuk beter te voorspellen dan de andere instellingen. De afwijkende *current year* voorspellingsfouten van deze instelling (Tabel 1) duiden dus op een uitzonderlijk hoge nauwkeurigheid. De NBB (0,68) en de OESO gedurende haar verkorte periode (0,79) slagen in datzelfde opzet voor hun *year ahead* voorspellingen omtrent de BBP-groei. Het FPB (0,99) stelt dan weer teleur en laat zich bij de langere horizon negatief opmerken.

Aangezien geen enkele instelling de BBP-groei het best voorspelt voor beide horizonten, kan het van pas komen om zich niet te baseren op één voorspelling of instelling, maar op het gemiddelde van een aantal voorspellers. Uit de resultaten van de *DM*-testen (Tabel A5 in de Appendix) en de waarden van de (gestandaardiseerde) *RMSE* (Tabel 3) kan worden gezien dat dit gemiddelde altijd beter is dan de meeste instellingen die er deel van uitmaken.

Tabel 3. Nauwkeurigheid van de instellingen: BBP-groei.

<i>Current year</i>		
	<i>RMSE</i>	<i>RMSE/σ</i>
IMF	0,95	0,65
EC	0,97	0,67
OESO	0,98	0,69
OESO*	1,02	0,69
NBB	0,99	0,66
FPB	0,99	0,67
CGM	0,71	0,49
GEM	0,92	0,63

<i>Year ahead</i>		
	<i>RMSE</i>	<i>RMSE/σ</i>
IMF	1,33	0,89
EC	1,30	0,92
OESO	1,25	0,87
OESO*	1,16	0,79
NBB	0,99	0,68
FPB	1,45	0,99
GEM	1,26	0,85

Tabel A6 in de Appendix bevat de *DM*-waarden van de inflatievoorspellingen en ook hier kan men de instellingen ordenen van relatief goed naar slecht:

- Inflatie *current year*: **GEM**, OESO, NBB, FPB, EC, CGM en IMF.
- Inflatie *year ahead*: NBB, OESO, **GEM**, EC, FPB en IMF.

Anders dan bij de BBP-groei springen er hier wel een aantal instellingen uit wegens een relatief goede of slechte nauwkeurigheid voor beide horizonten. De OESO en de NBB zijn relatief gezien de beste individuele voorspellers van de inflatie en het IMF blijkt deze variabele telkens relatief het slechtst te voorspellen. Uit Tabel 4 met de (gestandaardiseerde) *RMSE*'s van de inflatievoorspellingen wordt wederom duidelijk dat de *current year* voorspellingen dicht bij elkaar liggen op het vlak van nauwkeurigheid, maar de OESO steekt er gedurende haar volledige periode (vanaf 1976) wel met kop en schouders bovenuit op basis van de gestandaardiseerde *RMSE*. Met een waarde van 0,19 is het meer dan dubbel zo nauwkeurig dan de andere instellingen. Dit valt te verklaren door de hoge variabiliteit van de Belgische inflatie tijdens deze periode en ondanks deze hogere moeilijkheidsgraad kon het de voorspellingsfouten bij een *current year* horizon toch beperkt houden. Wanneer de nauwkeurigheid van de *current year* inflatievoorspellingen van de OESO wordt geanalyseerd in een meer recent verleden (vanaf 1997), verdwijnt deze variabiliteit en is de instelling met een veel kleinere voorsprong beter dan de NBB (0,41 ten opzichte van 0,43). De verschillen in nauwkeurigheid aan de hand van de gestandaardiseerde *RMSE* zijn heel duidelijk te zien bij de *year ahead* voorspellingshorizon met eerst wederom de OESO (0,47) en dan de NBB (0,73) als uitzonderlijk goede voorspellers. Indien de instellingen voor deze horizon vergeleken worden gedurende meer gelijklopende perioden wordt de NBB het nauwkeurigst met de OESO (0,90) op een redelijke afstand. Het IMF is vanwege haar minder nauwkeurige *year ahead* inflatievoorspellingen dan weer een uitschieter aan de andere kant van het spectrum en voorspelt ook op basis van de gestandaardiseerde *RMSE* de inflatie het slechtst voor beide horizonten.

Vanwege de relatief goede prestaties van de OESO en de NBB voor beide horizonten zou men de voorkeur kunnen geven aan de inflatievoorspellingen van deze instellingen in plaats van aan een gemiddelde voorspelling. Tabellen 4 en A6 in de Appendix geven evenwel aan dat dit gemiddelde altijd nauwkeuriger is dan de meeste instellingen. De gemiddelde *current year* voorspellingen blijken zelfs beter te zijn dan dezelfde soort voorspellingen van elke instelling die er deel van uitmaakt. Enkel de OESO gedurende haar volledige periode is nauwkeuriger op basis van de gestandaardiseerde *RMSE*, maar de gemiddelde voorspelling maakt enkel gebruik van de meer recente voorspellingen van de OESO (zie Tabel A1 met de voorspelde perioden in de Appendix). Hierdoor wordt het aangewezen om de vergelijking te maken met de voorspellingen van de instelling onder de naam OESO*.

Tabel 4. Nauwkeurigheid van de instellingen: inflatie.

Current year

	<i>RMSE</i>	<i>RMSE/σ</i>
IMF	0,56	0,53
EC	0,49	0,47
OESO	0,45	0,19
OESO*	0,42	0,41
NBB	0,45	0,43
FPB	0,47	0,46
CGM	0,54	0,49
GEM	0,41	0,39

Year ahead

	<i>RMSE</i>	<i>RMSE/σ</i>
IMF	1,22	1,16
EC	1,04	0,97
OESO	1,09	0,47
OESO*	0,93	0,90
NBB	0,89	0,73
FPB	1,07	1,03
GEM	1,02	0,97

5.1.2 Vergelijking met naïeve modellen

Tabel 5 geeft alle *U*-coëfficiënten weer die berekend zijn door de voorspellingen omtrent de BBP-groei van de instellingen te vergelijken met deze van naïeve modellen op basis van het eerder besproken kwadratisch verlies. Alle instellingen bevatten waarde in hun voorspellingen aangezien telkens een *U*-coëfficiënt werd bekomen die kleiner is dan één. Niet alle naïeve modellen blijken echter even gemakkelijk om te overtreffen. Het *average growth* naïef model en het model dat elk jaar een groei van 2% voorspelt, zijn het moeilijkst om van te halen en de *year ahead* voorspellingen van het FPB slagen maar net in dit opzet (respectievelijk 0,94 en 0,97 als *U*-coëfficiënt). De *Breusch-Godfrey LM*-testen bevestigen de moeite om beter te voorspellen dan het *average growth* naïef model: de afwijkingen van dit gemiddeld groeicijfer zijn *white noise* en hebben dus niet te maken met autocorrelatie (Tabel A7 in de Appendix).

Tabel 5. Theil's U -coëfficiënten: BBP-groei.

Current year

	$U_{no\ change}$	U_{trend}	$U_{average}$	U_{same}	$U_{2\%}$
IMF	0,43 ^b	0,49 ^a	0,62	0,47	0,63
EC	0,44 ^b	0,50 ^a	0,64	0,49	0,65
OESO	0,42 ^b	0,48 ^b	0,67 ^a	0,52 ^a	0,68 ^a
OESO*	0,44 ^b	0,50 ^a	0,65	0,51	0,68
NBB	0,45 ^b	0,51 ^a	0,61	0,48	0,66
FPB	0,43 ^b	0,48 ^a	0,63	0,49	0,66
CGM	0,35 ^b	0,35 ^a	0,43	0,35	0,46

Year ahead

	$U_{no\ change}$	U_{trend}	$U_{average}$	U_{same}	$U_{2\%}$
IMF	0,60 ^a	0,68	0,82	0,62	0,86
EC	0,65 ^a	0,64	0,78	0,59	0,85
OESO	0,53 ^b	0,56 ^b	0,85	0,63 ^a	0,87
OESO*	0,52 ^b	0,59 ^a	0,75	0,56	0,77
NBB	0,51 ^b	0,50	0,60	0,44	0,68
FPB	0,65 ^a	0,74 ^a	0,94	0,70	0,97

^a: Significantie op het 5% niveau.

^b: Significantie op het 1% niveau.

Ook de voorspellingen omtrent de inflatie worden vergeleken met de verschillende naïeve modellen en de resulterende U -coëfficiënten kan men vinden in Tabel 6. De *current year* voorspellingen van alle instellingen zijn nauwkeuriger dan deze van de modellen, maar sommige *year ahead* voorspellingen moeten toch hun meerdere bekennen in een aantal naïeve projecties en falen bijgevolg in het halen van de minimale norm. Het *average growth* naïef model voorspelt deze horizon namelijk beter dan het IMF en telkens een *year ahead* voorspelling van 2% maken, overtreft de projecties van het IMF en het FPB. Wederom blijken deze twee naïeve modellen enorme uitdagingen voor de instellingen, maar dat kan niet gezegd worden voor de OESO: deze instelling laat voor deze modellen uitzonderlijk lage U -coëfficiënten optekenen en dit voor zowel de *current year* als de *year ahead* voorspellingen. Dit kan (naast de relatief hoge nauwkeurigheid) verklaard worden door de gevonden autocorrelatie die de afwijkingen van het gemiddeld groeicijfer bij de OESO bevatten waardoor het makkelijker wordt om het beter te doen dan de modellen die dergelijk gemiddelde voorspellen. De p -waarden die deze autocorrelatie aantonen, vindt men in Tabel A7 in de Appendix en hier kan ook uit worden opgemaakt dat dit niet geldt voor de andere instellingen aangezien de afwijkingen van hun gemiddeld groeicijfer eerder *white noise* zijn.

Tabel 6. Theil's U -coëfficiënten: inflatie.

<i>Current year</i>					
	$U_{no\ change}$	U_{trend}	$U_{average}$	U_{same}	$U_{2\%}$
IMF	0,26 ^b	0,35 ^b	0,51 ^a	0,36	0,53 ^a
EC	0,23 ^b	0,31 ^b	0,45 ^a	0,33	0,47 ^a
OESO	0,11 ^b	0,22 ^b	0,15 ^b	0,28 ^b	0,17 ^b
OESO*	0,20 ^b	0,27 ^b	0,39 ^a	0,28	0,41 ^a
NBB	0,20 ^b	0,28 ^a	0,41 ^a	0,29	0,43
FPB	0,22 ^b	0,30 ^b	0,43 ^a	0,32	0,45 ^a
CGM	0,25 ^b	0,32 ^a	0,47 ^a	0,33	0,49 ^a

<i>Year ahead</i>					
	$U_{no\ change}$	U_{trend}	$U_{average}$	U_{same}	$U_{2\%}$
IMF	0,55 ^b	0,75	1,09	0,76	1,16
EC	0,47 ^b	0,63 ^a	0,93	0,64	0,97
OESO	0,28 ^b	0,56 ^b	0,37 ^b	0,71 ^a	0,42 ^b
OESO*	0,44 ^b	0,59 ^b	0,85	0,61	0,89
NBB	0,39 ^a	0,47 ^b	0,69 ^a	0,48	0,73
FPB	0,50 ^b	0,68 ^a	0,98	0,70	1,02

^a: Significantie op het 5% niveau.

^b: Significantie op het 1% niveau.

5.1.3 Invloed van de voorspellingshorizon

De nauwkeurigheid van de instellingen neemt ten opzichte van de naïeve modellen af wanneer de voorspellinghorizon langer wordt: bij de BBP-groei stijgen de U -coëfficiënten nog op drie uitzonderingen na (telkens in verband met de NBB), maar bij de voorspellingen omtrent de inflatie is een sterke stijgende trend in deze coëfficiënten uitsluitend te zien (zie, respectievelijk, Tabellen 5 en 6). Tabellen 3 (BBP-groei) en 4 (inflatie) geven eenzelfde beeld weer op basis van de (gestandaardiseerde) $RMSE$: deze waarden stijgen wanneer de voorspellingshorizon langer wordt. De invloed van de voorspellingshorizon op de nauwkeurigheid blijft echter beperkt in het geval van de BBP-groeivoorspellingen van de NBB. Haar *year ahead* voorspellingen van deze variabele zijn quasi even nauwkeurig als haar *current year* voorspellingen en hierdoor bleek de instelling een uitzonderlijk goede voorspeller bij de langere voorspellingshorizon. De invloed van de voorspellingshorizon verschilt bovendien aanzienlijk per variabele. Bij de overgang van een *current year* naar een *year ahead* voorspellingshorizon stijgen de relevante waarden van de BBP-groeivoorspellingen namelijk minder sterk dan deze van de voorspellingen omtrent de inflatie die zelfs te maken hebben met een verdubbeling.

5.1.4 Verbetering van de nauwkeurigheid

Figuren 3 en 4 geven de evolutie van de gestandaardiseerde $RMSE$ weer bij een periode die steeds recenter wordt en dit respectievelijk voor de voorspellingen omtrent de BBP-groei en de inflatie. Op de horizontale as kan men de beginjaren van de verschillende perioden vinden met 2007 als meest recente beginjaar. Een dalende lijn duidt op een toenemende nauwkeurigheid ten opzichte van de variabiliteit van de voorspelde waarden en het valt op dat men deze evolutie in een groot aantal gevallen kan opmerken. Vooral de *current year* BBP-groeivoorspellingen vertonen veel tekenen van beterschap en enkel bij de inflatievoorspellingen van de OESO hoeft gevreesd te worden

voor een significant afnemende nauwkeurigheid doorheen de tijd. De toenemende waarde van de gestandaardiseerde *RMSE* is echter vooral toe te wijzen aan de dalende standaardafwijking van de werkelijke inflatiecijfers.

De vraag is nu echter of deze vermeende verbeteringen ook significant blijken te zijn in de vorm van afnemende absolute voorspellingsfouten of absolute waarden van de voorspellingsfouten over de werkelijke waarden. Tabel 7 geeft aan dat zowel de NBB als het FPB significante trends bevatten in de absolute voorspellingsfouten van de *current year* voorspellingen omtrent de BBP-groei. Deze trends blijken beiden dalend te zijn en dit is niet verwonderlijk gezien de evoluties die reeds in Figuur 3 zichtbaar waren. Toch kan men in alle andere gevallen geen significante verbetering besluiten.

Tabel 7. P-waarden MK-test: BBP-groei.

	<i>Current year</i>		<i>Year ahead</i>	
	Absoluut	Relatief	Absoluut	Relatief
IMF	0,068	0,861	0,383	1,000
EC	0,073	0,753	0,148	0,718
OESO	0,628	0,140	0,921	0,551
OESO*	0,051	0,649	0,114	0,916
NBB	0,048 ^a	1,000	0,836	0,732
FPB	0,006 ^b	0,346	0,262	0,806
CGM	0,263	0,960	/	/

Notie: De kolommen met titel 'Absoluut' behandelen de absolute voorspellingsfouten en de kolommen met titel 'Relatief' de absolute waarden van de voorspellingsfouten over de werkelijke waarden.

^a: Significantie op het 5% niveau.

^b: Significantie op het 1% niveau.

De MK-testen duiden in de voorspellingsfouten omtrent de inflatie één significante (stijgende) trend aan en deze is, zoals vermoed werd, te vinden bij de *current year* voorspellingen van de OESO, maar enkel op basis van de absolute waarden van de voorspellingsfouten over de werkelijke waarden (Tabel 8). Hoewel Figuur 4 beterschap aangaf in een groot aantal gevallen, worden deze verbeteringen niet opgemerkt bij wijze van significante trends in de voorspellingsfouten.

Tabel 8. P-waarden MK-test: inflatie.

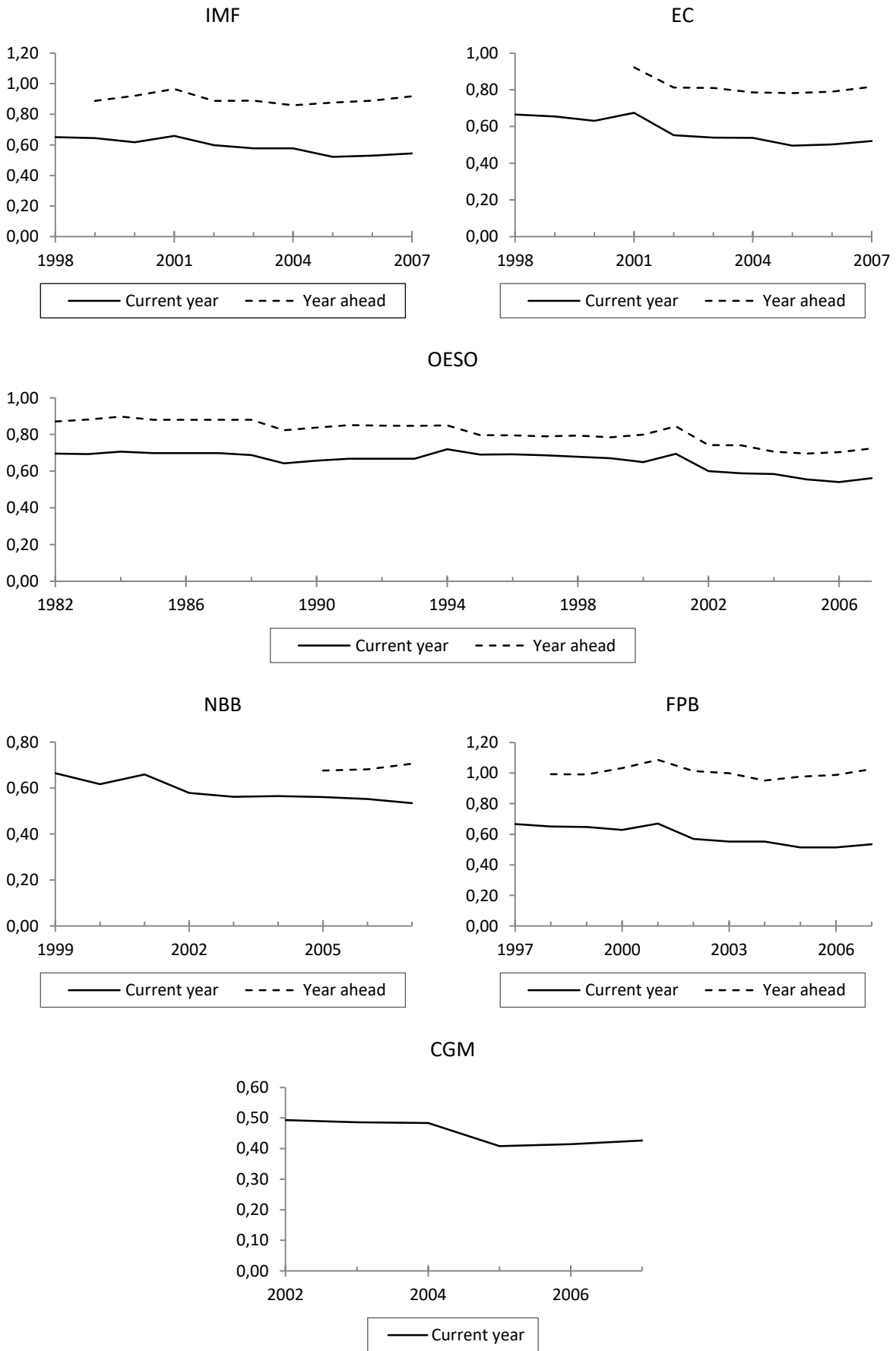
	<i>Current year</i>		<i>Year ahead</i>	
	Absoluut	Relatief	Absoluut	Relatief
IMF	0,256	0,088	0,901	0,149
EC	0,434	0,649	0,524	0,114
OESO	0,634	0,011 ^a	0,114	0,193
OESO*	0,407	0,330	1,000	0,441
NBB	0,846	0,306	0,783	0,150
FPB	0,279	0,475	0,378	0,263
CGM	0,469	0,921	/	/

Notie: Zie notie Tabel 8.

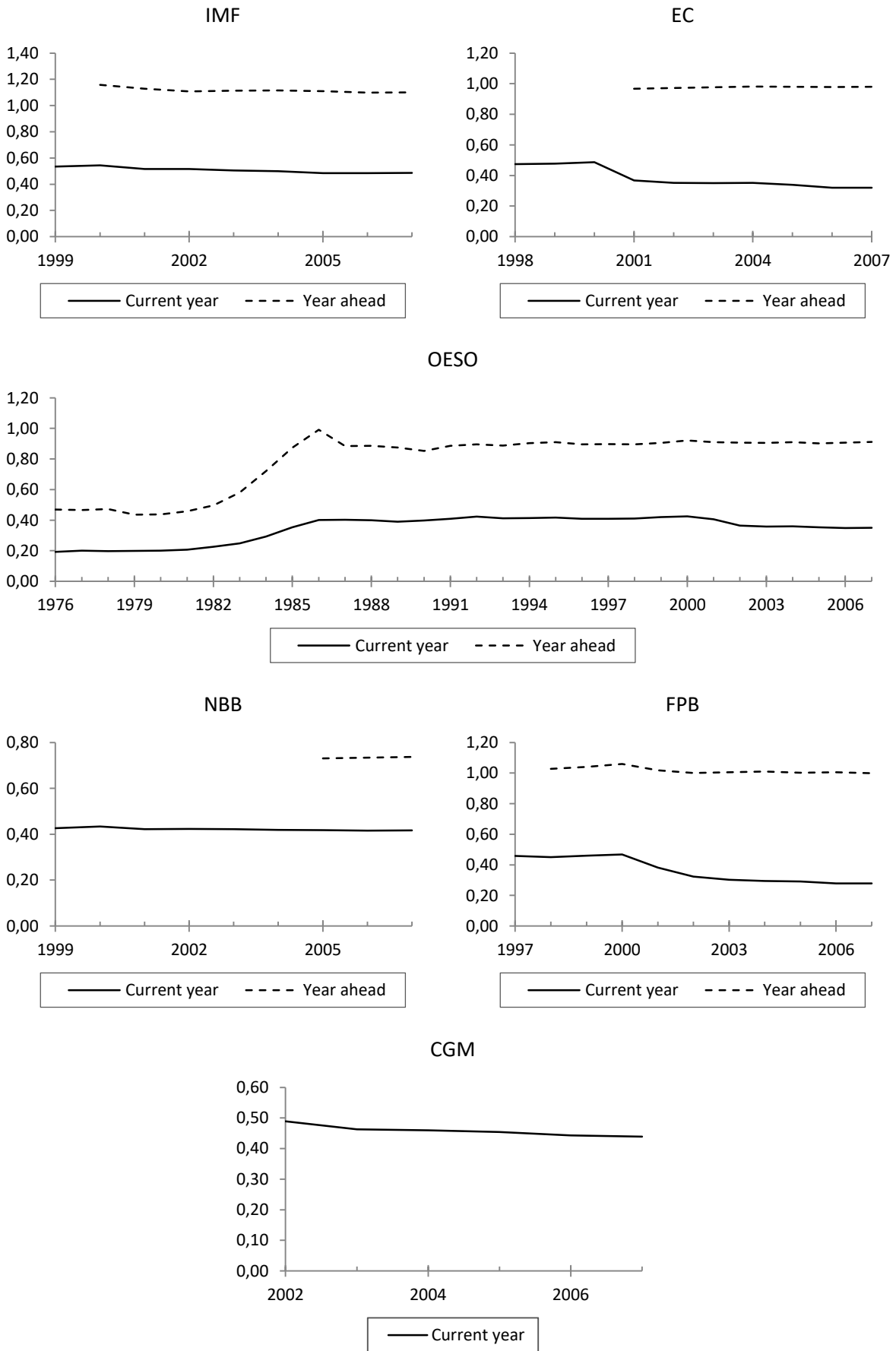
^a: Significantie op het 5% niveau.

^b: Significantie op het 1% niveau.

Figuur 3. RMSE over de standaardafwijking doorheen de tijd: BBP-groei.



Figuur 4. RMSE over de standaardafwijking doorheen de tijd: inflatie.



5.1.5 Directionele voorspellingen

Tabel 9 toont welke jaren de instellingen hebben gemist op vlak van de verandering van de BBP-groei en dit aantal jaren wordt door middel van een ratio vergeleken met het aantal jaren dat gemist werd door een naïef model. De NBB zat er slechts drie jaren naast (2005, 2011 en 2016) gedurende haar periode van twaalf jaar en doet het hiermee het best ten opzichte van het naïef model. Het IMF doet het relatief het slechtst en haar directionele voorspellingen zitten er elf keer naast gedurende haar periode van achttien jaar. Alle instellingen zijn gelukkig steeds beter dan het naïef model, maar geen enkele χ^2 -test besluit dat de directionele voorspellingen significant gecorreleerd zijn met de werkelijke veranderingen van de BBP-groei.

Indien men de ratio's gaat vergelijken met de *year ahead U*-coëfficiënten in Tabel 5, kan men concluderen dat enkel de NBB betere directionele voorspellingen omtrent de BBP-groei maakt dan klassieke puntvoorspellingen. Het bekomen ratio van de NBB is namelijk 0,43 en dit is lager dan elke andere *year ahead U*-coëfficiënt van deze instelling die binnen het kader van dit onderzoek berekend werd. Bij de andere instellingen hangt het af met welke *U*-coëfficiënt (en dus met welk naïef model) vergeleken wordt om te bepalen of men directioneel beter voorspelt.

Tabel 9. Directionele voorspellingen: BBP-groei.

	Gemiste jaren	Ratio
IMF	'99, '00, '02, '03, '05, '06, '07, '11, '13, '15, '16	11/13 (0,85)
EC	'02, '03, '05, '06, '07, '11, '13, '16	8/11 (0,73)
OESO	'83, '85, '86, '88, '89, '92, '95, '98, '99, '00, '02, '03, '05, '07, '11, '13, '16	17/22 (0,77)
OESO*	'98, '99, '00, '02, '03, '05, '07, '11, '13, '16	10/14 (0,71)
NBB	'05, '11, '16	3/7 (0,43)
FPB	'98, '00, '02, '03, '05, '07, '11, '13, '15, '16	10/14 (0,71)

Notie: Met 'Ratio' wordt deze bedoeld zoals beschreven in '4.1.5. Directionele voorspellingen'. In de teller staat het aantal jaren dat gemist werd door de instelling en in de noemer het aantal jaren dat gemist werd door een naïef model.

Informatie over de directionele voorspellingen omtrent de inflatie wordt samengevat in Tabel 10 en het valt meteen op dat alle instellingen het voor deze variabele beter doen dan voor de BBP-groei. Het IMF maakt slechts één keer een foute voorspelling omtrent de richting van de inflatiegroei (2008) tijdens een periode van zeventien jaar en voorspelt directioneel het best wanneer vergeleken wordt met het naïef model. De OESO doet het gedurende haar volledige periode het slechtst, maar is met een ratio van 0,57 (qua interpretatie vergelijkbaar met een *U*-coëfficiënt) nog altijd ruimschoots beter dan het naïef model. Deze goede directionele voorspellingen worden ook bevestigd door de χ^2 -test aangezien voor zowel het IMF, de OESO (gedurende haar volledige en verkorte periode) als de EC de voorspellingen significant gecorreleerd zijn met de werkelijke veranderingen van de groei.

De instellingen blijken de inflatie ook beter directioneel te voorspellen en dit kan afgeleid worden uit de vergelijking van de ratio's met de *year ahead U*-coëfficiënten van de puntvoorspellingen omtrent de variabele die eerder gepresenteerd werden in Tabel 6. Op één na (de OESO gedurende haar volledige periode) zijn al de bekomen ratio's beter dan alle relevante *U*-coëfficiënten en deze haast eenzijdige conclusie vermindert aanzienlijk het vermoeden van toeval. De instellingen slagen er dus in betere directionele voorspellingen te maken omtrent de inflatie dan

puntvoorspellingen en dit soort voorspellingen raadplegen zou een toegevoegde waarde kunnen betekenen voor de gebruikers ervan.

Tabel 10. Directionele voorspellingen: inflatie.

	Gemiste jaren	Ratio
IMF	'08	1/9 (0,11) ^b
EC	'01, '06, '14	3/9 (0,33) ^a
OESO	'79, '81, '82, '87, '88, '89, '91, '93, '98, '06, '11, '15	12/21 (0,57) ^a
OESO*	'98, '06, '11, '15	4/10 (0,40) ^a
NBB	'06, '14	2/6 (0,33)
FPB	'02, '03, '04, '06, '14	5/10 (0,50)

Notie: Zie notie Tabel 9.

^a: Significantie op het 5% niveau bij de χ^2 -test.

^b: Significantie op het 1% niveau bij de χ^2 -test.

5.2 Rationaliteit

5.2.1 Bias

Vooraleer de resultaten van de test worden besproken, is het interessant om de figuren erbij te halen waar de voorspellingsfouten geplot zijn. Stekler (2007) haalde immers aan dat een duidelijk zichtbare bias niet altijd opgemerkt wordt door de relevante rationaliteitstesten. Figuur 1 verraadt een mogelijke pessimistische bias in de *current year* voorspellingen van het IMF omtrent de BBP-groei en hetzelfde kan gezegd worden bij de OESO. Bij dit OESO valt het ook op dat dit pessimisme vooral in de eerste helft van de voorspelde periode sterk tot uiting komt met voorspellingsfouten die amper onder het nulpunt duiken. Herinner dat een positieve voorspellingsfout hier gedefinieerd is als een voorspelling die lager is dan de werkelijke waarde. Voorlopig is er aldus geen sprake van optimistische voorspellers. De voorspellingsfouten van de beweringen omtrent de inflatie (Figuur 2) voeden ook het vermoeden inzake de aanwezigheid van mogelijke systematische fouten. Wederom zijn het voornamelijk de *current year* voorspellingen die zich laten betrappen op een zichtbare bias en met name deze van het IMF, de EC en de NBB.

De resultaten van de bias-test doen de aangekondigde vrees van Stekler (2007) verdwijnen en bevestigen keurig de aangehaalde vermoedens van systematische fouten in een aantal *current year* voorspellingen bij wijze van relatief lage p-waarden in Tabel 11. Toch heeft enkel de OESO gedurende haar volledige periode significant te kampen met de aangehaalde systematische fout van pessimisme in haar *current year* voorspellingen. Dit is vooral te wijten aan haar oudste voorspellingen aangezien de significantie verdwijnt bij haar meer recente periode (onder de naam OESO*). Hoewel geen significant optimisme waar te nemen is, kan men toch een eenduidige trend zien in de richting van de (niet-significante) bias: *year ahead* voorspellingen zijn optimistischer dan *current year* voorspellingen.

Tabel 11. Bias-test: BBP-groei.

	<i>Current year</i>		<i>Year ahead</i>	
	Bias	P-waarde	Bias	P-waarde
IMF	0,353	0,106	-0,033	0,919
EC	0,189	0,409	-0,156	0,645
OESO	0,341 ^a	0,038 ^a	0,109	0,615
OESO*	0,275	0,238	-0,526	0,849
NBB	0,283	0,236	-0,025	0,935
FPB	0,320	0,153	-0,258	0,452
CGM	0,180	0,344	/	/

Notie: Men test de nulhypothese $\alpha = 0$ in regressie $\varepsilon_t = \alpha + e_t$.

^a: Significantie op het 5% niveau

Ook de resultaten van de bias-test inzake de voorspellingen omtrent de inflatie (Tabel 12) vertonen geen verrassingen: de korte termijn voorspellingen van zowel het IMF als de NBB bevatten een significante bias met onderschatting als oorzaak. Overigens vertonen de *current year* voorspellingen van de OESO gedurende haar verkorte periode een lage (niet-significante) p-waarde vanwege de overwegend positieve voorspellingsfouten. Onderschatting blijkt dus niet enkel bij de BBP-groei, maar ook de inflatie te zorgen voor systematische fouten in de voorspellingen.

Tabel 12. Bias-test: inflatie.

	<i>Current year</i>		<i>Year ahead</i>	
	Bias	P-waarde	Bias	P-waarde
IMF	0,278 ^a	0,030 ^a	0,388	0,199
EC	0,158	0,170	0,163	0,551
OESO	-0,009	0,904	-0,095	0,581
OESO*	0,155	0,097	0,253	0,247
NBB	0,206 ^a	0,047 ^a	0,158	0,562
FPB	0,085	0,429	0,147	0,563
CGM	0,007	0,964	/	/

Notie: Zie notie Tabel 11.

^a: significantie op het 5% niveau

5.2.2 Efficiëntie

Uit Figuren 1 en 2 is het moeilijk om puur op het zicht autocorrelatie in de voorspellingsfouten te herkennen. Dit is niet verwonderlijk aangezien enkel de *year ahead* voorspellingen omtrent de BBP-groei van de NBB dergelijke significante autocorrelatie bevatten en dit blijkt enkel bij de *BGLM* test (bij de *LB* test aanvaardt men nipt de nulhypothese die geen autocorrelatie veronderstelt). De p-waarden van deze testen kan men vinden in Tabellen 13 en 14. In bijna alle gevallen vertonen de *current year* voorspellingen hogere p-waarden dan de *year ahead* voorspellingen en dit bevestigt de resultaten die bekomen werden door Artis & Marcellino (2001) en Loungani (2001): hoe korter de voorspellingshorizon, hoe efficiënter de voorspellingen.

Tabel 13. P-waarden *BGLM*-test en *LB*-test: BBP-groei.

	<i>Current year</i>		<i>Year ahead</i>	
	<i>BGLM</i>-test	<i>LB</i>-test	<i>BGLM</i>-test	<i>LB</i>-test
IMF	0,252	0,204	0,128	0,118
EC	0,178	0,103	0,369	0,325
OESO	0,401	0,292	0,318	0,192
OESO*	0,368	0,352	0,169	0,110
NBB	0,310	0,365	0,039 ^a	0,055
FPB	0,222	0,208	0,119	0,129
CGM	0,281	0,084	/	/

Notie: Men test de nulhypothese van autocorrelatie tot de tweede orde in de voorspellingsfouten.

^a: Significantie op het 5% niveau.

Tabel 14. P-waarden *BGLM*-test en *LB*-test: inflatie.

	<i>Current year</i>		<i>Year ahead</i>	
	<i>BGLM</i>-test	<i>LB</i>-test	<i>BGLM</i>-test	<i>LB</i>-test
IMF	0,565	0,245	0,258	0,072
EC	0,583	0,208	0,209	0,102
OESO	0,793	0,576	0,571	0,886
OESO*	0,774	0,744	0,269	0,234
NBB	0,669	0,213	0,217	0,130
FPB	0,290	0,285	0,193	0,093
CGM	0,635	0,698	/	/

Notie: Zie notie Tabel 13.

Dit gebrek aan autocorrelatie in de voorspellingsfouten maakt het geschikt om de efficiëntie van de voorspellingen te onderzoeken door middel van de regressie waarbij de werkelijke waarden getoetst worden op de afhankelijkheid van de voorspellingen. De p-waarden van deze efficiëntie-test voor beide variabelen kan men vinden in Tabel 15. Bij de BBP-groei moet slechts in één geval de nulhypothese verworpen worden: voor de *current year* voorspellingen van de OESO. Deze voorspellingen hebben ook te kampen met een significante bias waardoor men eerder daar de reden moet zoeken voor de verwerping en niet bij het ontbreken van zwakke efficiëntie. De OESO blijkt echter niet zwak efficiënt te zijn voor beide horisonten van haar inflatievoorspellingen en men kon eerder besluiten dat er bij deze voorspellingen geen systematische fouten aanwezig waren. Een ander inefficiënt gebruik van de beschikbare informatie zal dus aan de basis liggen van deze significante p-waarden. De eerder besproken systematische fout in de voorspellingen omtrent de inflatie van het IMF, zorgt met enige zekerheid voor een significante verwerping van de nulhypothese bij de efficiëntie-test. Voorts wordt de vooropgestelde trend op basis van deze test ontkracht: niet de *current year* voorspellingen, maar wel de *year ahead* voorspellingen zijn het meest efficiënt gezien de hogere p-waarden die deze nulhypothese bevestigen. Enkel de inflatievoorspellingen van het FPB vormen hierop een uitzondering.

Tabel 15. P-waarden efficiëntie-test.

	BBP-groei		Inflatie	
	Current year	Year ahead	Current year	Year ahead
IMF	0,110	0,940	0,018 ^a	0,078
EC	0,230	0,750	0,320	0,770
OESO	0,034 ^a	0,830	0,013 ^a	0,018 ^a
OESO*	0,120	0,970	0,220	0,490
NBB	0,230	0,660	0,086	0,500
FPB	0,170	0,510	0,600	0,480
CGM	0,270	/	0,430	/

Notie: Men test de gezamenlijke nulhypothese $\alpha = 0 \wedge \beta = 1$ in regressie

$$A_t = \alpha + \beta * F_t + e_t.$$

^a: Significantie op het 5% niveau.

Van alle BBP-groeivoorspellingen die in dit onderzoek aan bod zijn gekomen, kon men slechts bij één instelling de eigenschap van zwakke efficiëntie reeds verwerpen: de *year ahead* voorspellingen omtrent de variabele van de NBB hadden te maken met autocorrelatie in de voorspellingsfouten. Bij het onderzoeken van autocorrelatie in de herzieningen blijkt echter in Tabel 16 dat enkel deze instelling bij het voorspellen van de BBP-groei vrij is van dergelijke inefficiëntie. Alle andere voorspellers laten zich wel betrappen op aaneengrenzende herzieningen die afhankelijk blijken te zijn van elkaar. In de meeste gevallen kan men positieve autocorrelatie besluiten en dit duidt erop dat aaneengrenzende herzieningen in dezelfde richting worden doorgevoerd. *Forecast smoothing* in de herzieningen is dus veelvuldig aanwezig in de BBP-groeivoorspellingen.

Tabel 16. P-waarden test herzieningen: BBP-groei.

	1&2	2&3	3&4	4&5	# (+)	# (-)
IMF	0,001 ^b	0,820	/	/	1	0
EC	0,055	0,004 ^b	0,770	/	1	0
OESO	0,089	<0,001 ^b	0,880	/	1	0
OESO*	0,010 ^b	0,001 ^b	0,530	/	1	1
NBB	0,170	0,530	/	/	0	0
FPB	0,036 ^a	0,007 ^b	0,001 ^b	0,290	2	1

Notie: Men test de nulhypothese $\alpha = 0$ in regressie $r_{t,j+1} = \alpha * r_{t,j} + e_t$.

Kolomtitel = '*j&j + 1*' en duidt op de nummers van de aaneengrenzende herzieningen.

(+)/(-) duidt op het aantal significant positieve/negatieve autocorrelaties in de herzieningen.

^a: Significantie op het 5% niveau.

^b: Significantie op het 1% niveau.

Uit Tabel 17 wordt duidelijk dat de aanpassingen aan de inflatievoorspellingen heel wat efficiënter worden doorgevoerd in vergelijking met de herzieningen van BBP-groeivoorspellingen. Toch vindt men drie instellingen (het IMF, de NBB en het FPB) met autocorrelatie in de herzieningen en wederom is deze autocorrelatie overwegend positief.

Tabel 17. P-waarden test herzieningen: inflatie.

	1&2	2&3	3&4	4&5	# (+)	# (-)
IMF	0,042 ^a	0,002 ^b	/	/	1	1
EC	0,620	0,940	0,110	/	0	0
OESO	0,400	0,210	0,640	/	0	0
OESO*	0,280	0,490	0,160	/	0	0
NBB	0,001 ^b	0,094	/	/	1	0
FPB	0,150	0,130	<0,001 ^b	0,420	1	0
CGM	0,700	0,880	/	/	0	0

Notie: zie notie Tabel 16.

^a: Significantie op het 5% niveau.

^b: Significantie op het 1% niveau.

6 Conclusie

Deze masterproef behandelde eerst en vooral bestaande literatuur met als thema de nauwkeurigheid en/of rationaliteit van macro-economische voorspellingen. Het is namelijk uiterst belangrijk dat de gebruikers van deze voorspellingen kunnen terugvallen op projecties die zo juist mogelijk zijn en bovendien tot stand zijn gekomen met de afwezigheid van systematische fouten en een efficiënt gebruik van beschikbare informatie. Na een korte beschrijving van de voorspellingen omtrent de Belgische BBP-groei en inflatie die in dit onderzoek aan bod zijn gekomen (zie Tabel A1 in de Appendix voor een overzicht van de instellingen), werden concrete hypothesen gevormd met tevens de methodes om deze verwachtingen te toetsen aan de werkelijkheid. Ten slotte werden de resultaten gerapporteerd en het unieke karakter van dit onderzoek had heel wat interessante bevindingen als gevolg.

Geen enkele instelling voorspelde de BBP-groei het beste voor beide voorspellingshorizonten (*current year* en *year ahead*), maar men kon wel besluiten dat de inflatievoorspellingen van de NBB en de OESO telkens de beste waren. De OESO was bij een *year ahead* horizon de beste voorspeller van de jaarlijkse Belgische inflatie met een gestandaardiseerde *RMSE* van 0,47. Datzelfde OESO had in de paper van Öller & Barot (2000) gedurende de periode 1975 – 1997 nog minder moeite met de *year ahead* inflatievoorspellingen van Frankrijk (0,25) en Nederland (0,26), maar het meeste met die van Nederland (0,72). Aan de andere kant werd in deze masterproef duidelijk dat het FPB en het IMF, respectievelijk, de BBP-groei en de inflatie het slechtst voorspelden van alle instellingen. Sommige instellingen lieten zich bovendien opmerken door relatief goede of slechte voorspellingen voor beide variabelen. De *year ahead* voorspellingen van de NBB sprongen er dankzij hun lage voorspellingsfouten namelijk niet enkel uit voor de inflatie, maar ook voor de BBP-groei. Met een gestandaardiseerde *RMSE* van 0,68 voorspelde het de jaarlijkse Belgische BBP-groei zelfs beter dan de beste *year ahead* BBP-groeivoorspellingen in Öller & Barot (2000) van de Institut für Wirtschaftsforschung voor Duitsland (0,69). Dit NBB bleek samen met de OESO globaal gezien de beste voorspeller van deze variabelen terwijl het IMF en het FPB eerder teleurstelden. Voor deze instellingen kan men dus concluderen dat hun voorspellende kracht zich vertaalde naar zowel de BBP-groei als de inflatie en dit werd reeds aangehaald door Zarnowitz (1984). Het is echter niet geweten of, zoals gesuggereerd werd in Dovern & Weisser (2011), hun kennis omtrent de evolutie van de BBP-groei aan de basis lag van de nauwkeurigheid van hun inflatievoorspellingen. Een gemiddelde voorspelling bewees bovendien altijd zijn waarde door nauwkeuriger te zijn dan de meeste instellingen en Zarnowitz (1984) vond tevens dat dit vooral tot uiting kwam bij een korte voorspellingshorizon. De gemiddelde *current year* inflatievoorspellingen waren zelfs beter dan alle instellingen en deze superieure voorspellingen werden meer dan waarschijnlijk mogelijk gemaakt door de heterogene groep van voorspellers die er deel van uitmaakten (Clemen, 1989; Zarnowitz, 1984).

De voorspellingen van de instellingen werden ook vergeleken met een deze van naïeve modellen en dergelijke modellen mag men beschouwen als minimale normen die gehaald moeten worden opdat de voorspellingen waarde zouden bevatten voor de gebruikers ervan (Ash et al., 1990; Fildes & Stekler, 2002). Net zoals in eerdere analyses (Ash et al., 1990; Fildes & Stekler, 2002; Öller & Barot, 2000) voorspelden de instellingen de BBP-groei telkens beter dan de naïeve modellen hoewel het FPB bij een minder nauwkeurige *year ahead* voorspellingshorizon toch moeite had met twee ervan waaronder het *average growth* naïef model. Dergelijke moeite met dat model vonden ook

Öller & Barot (2000) terug vanwege de gevonden *white noise* afwijkingen van het gemiddeld groeicijfer en dit kon men ook hier besluiten. De *year ahead* inflatievoorspellingen van het IMF en het FPB bleken niet altijd van een gewenste minimale kwaliteit te zijn en Öller & Barot (2000) vonden tevens dat het FPB de inflatie bij deze horizon minder nauwkeurig voorspelde dan een naïef model. Vergelijkbaar met de bevindingen van Ash et al. (1990) overtroffen de inflatievoorspellingen van de instellingen deze van de naïeve modellen zowel het makkelijkst (bij een korte horizon) als het moeilijkst (bij een langere horizon) ten opzichte van de BBP-groei.

Op basis van de evolutie van de gestandaardiseerde *RMSE* konden enkele hoopvolle indicaties worden gevonden die suggereerden dat er een verbetering heeft plaatsgevonden in de voorspellingen. Voornamelijk de *current year* voorspellingen omtrent de BBP-groeiperioden leken doorheen de tijd nauwkeuriger te zijn geworden terwijl Öller & Barot (2000) dit vooral voor de inflatievoorspellingen kon besluiten. Een diepere analyse kon echter slechts drie significante trends aanwijzen in de voorspellingsfouten waarvan één zelfs een achteruitgang in de nauwkeurigheid van de *current year* inflatievoorspellingen van de OESO aan het licht bracht. Dergelijke negatieve evolutie kon evenwel niet voorkomen dat de meer recente *current year* voorspellingen omtrent de inflatie van de OESO samen met deze van de NBB het nauwkeurigst waren in vergelijking met de andere instellingen. De twee overige significante trends duiden op verbeterde *current year* BBP-groeivoorspellingen van de NBB en het FPB.

Directionele voorspellingen doen een bewering omtrent de richting van de verandering van een variabele en Öller & Barot (2000) vroegen zich ook af hoe nauwkeurig deze voorspellingen waren in vergelijking met klassieke puntvoorspellingen. Indien enkel de instellingen werden beschouwd die voorspellingen maakten omtrent de Belgische economie, hing hun antwoord op deze vraag af van de instelling in kwestie: de directionele voorspellingen van de OESO omtrent de BBP-groei en de inflatie waren minder nauwkeurig, maar deze van het FPB vertoonden voor beide variabelen een hogere kwaliteit. De resultaten van dit onderzoek gaven aan dat de instellingen de inflatie directioneel een pak beter voorspelden in vergelijking met de BBP-groei. Directionele inflatievoorspellingen zouden zelfs een hogere graad van nauwkeurigheid bevatten dan de veelgebruikte puntvoorspellingen en in het specifieke geval van de NBB geldt deze conclusie ook voor de directionele BBP-groeivoorspellingen. Alle instellingen voorspelden beide variabelen directioneel beter dan een naïef model en het zou een interessante denkpiste zijn om ook dergelijke voorspellingen overwegen te rapporteren.

De rationaliteit van de voorspellingen werd eerst en vooral onderzocht bij wijze van de afwezigheid van een bias. Voor beide variabelen kon men slechts in drie gevallen een significante bias opmerken (telkens wijzend op een onderschatting van de variabele) en het vermeend optimisme in de BBP-groeivoorspellingen (Ash et al., 1990; Dovern & Weisser, 2011; Loungani, 2001) kon men enkel in de *year ahead* voorspellingen van de variabele opmerken. BBP-groeivoorspellingen bleken ondanks het veelvuldig ontbreken van significante systematische fouten namelijk optimistischer bij een toenemende voorspellingshorizon en dit kon eerder al worden vastgesteld door Loungani (2001). Vervolgens werd op verschillende manieren de zwakke efficiëntie van de voorspellingen getest en net zoals in Ash et al. (1990) had dit verschillende conclusies als gevolg: hoewel zwakke efficiëntie in de meeste gevallen werd aanvaard bij het testen van autocorrelatie in de voorspellingsfouten en bij een meer algemene efficiëntie-test, bleek autocorrelatie in de herzieningen een probleem waar veel instellingen mee te kampen hadden. Aaneengrenzende herzieningen van de voorspellingen bleken

voornamelijk positief met elkaar gecorreleerd te zijn en onder de naam *forecast smoothing* duidde dit op een geleidelijke toevoeging van de beschikbare informatie in de voorspellingen (Dovern & Weisser, 2011; Loungani, 2001; Stekler, 2007). Deze inefficiënte manier van voorspellen werd bij beide variabelen ontdekt hoewel het duidelijk bleek dat men dit vooral toepaste bij de BBP-groei-voorspellingen. Dovern & Weisser (2011) trokken eenzelfde conclusie en verklaarden dit door aan te halen dat men bij het voorspellen van deze belangrijkste macro-economische variabele liever vermeed om significant af te wijken van een vorige voorspelling wegens mogelijke reputatieschade. Beweringen die stelden dat men bij een kortere voorspellingshorizon ook efficiënter zou voorspellen (Artis & Marcellino, 2001; Loungani, 2001), kon men in de analyses niet eenduidig bevestigen of verwerpen. Bij de BBP-groei slaagde uiteindelijk geen enkele instelling voor alle rationaliteitstesten en bij de inflatie slechts drie (de EC, de OESO gedurende haar meer recente periode en het CGM). Dit toont echter aan dat er nog veel groeimarge aanwezig is om deze irrationele voorspellingen te verbeteren en zeker in het geval van de BBP-groei.

Dergelijk algemeen onderzoek gaat echter gepaard met een aantal beperkingen. De BBP-groei en de inflatie worden namelijk als algemene variabelen onderzocht zonder rekening te houden met de componenten die hier deel van uitmaken (Fildes & Stekler, 2002). Deze limitatie kan een opportuniteit betekenen voor verder (en meer gespecialiseerd) onderzoek. Het bestuderen van de aparte componenten van de BBP-groei en de inflatie van België kan verklaren waar de instellingen de meeste moeite ondervinden om voorspellingen te maken of waar men inefficiënt met bepaalde informatie omspringt. Dit onderzoek fungeert als een eerste stap waarbij men een globaal beeld krijgt van de belangrijkste voorspellingen omtrent de Belgische economie, maar er dient dieper te worden gegraven zodat deze voorspellingen te volle kunnen begrepen en geëvalueerd worden. Franses et al. (2011) maakten bijvoorbeeld het onderscheid tussen voorspellingen omtrent de Nederlandse economie die door een model gemaakt worden enerzijds en de aanpassingen die experts hierop doorvoeren anderzijds. Dit laat het toe om de nauwkeurigheid en rationaliteit van voorspellingen in contact te brengen met het voorspellingsproces en gelijkaardige onderzoeken moeten in de toekomst absoluut ook in België plaatsvinden.

7 Referenties

- Artis, M., & Marcellino, M. (2001). Fiscal forecasting: The track record of the IMF, OECD and EC. *Econometrics Journal*, 4(1), 20-36.
- Ash, J. C. K., Smyth, D. J., & Heravi, S. M. (1990). The accuracy of OECD forecasts of the international economy: demand, output and prices. *International Journal of Forecasting*, 6(3), 379–392.
- Clemen, R. T. (1989). Combining forecasts: A review and annotated bibliography. *International Journal of Forecasting*, 5(4), 559–583.
- Diebold, F. X., & Mariano, R. S. (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(3), 253–263.
- Dovern, J., & Weisser, J. (2011). Accuracy, unbiasedness and efficiency of professional macroeconomic forecasts: An empirical comparison for the G7. *International Journal of Forecasting*, 27(2), 452–465.
- European Central Bank (2017). *The definition of price stability*. Geraadpleegd op 16 mei 2017 via <https://www.ecb.europa.eu/mopo/strategy/pricestab/html/index.en.html>
- Federaal Planbureau (2016). *De instelling*. Geraadpleegd op 7 mei 2016 via http://www.plan.be/aboutus/institution_desc.php?lang=nl
- Fildes, R., & Stekler, H. (2002). The state of macroeconomic forecasting. *Journal of Macroeconomics*, 24(4), 435–468.
- Franses, P. H., Kranendonk, H. C., & Lanser, D. (2011). One model and various experts: Evaluating Dutch macroeconomic forecasts. *International Journal of Forecasting*, 27(2), 482–495.
- Isiklar, G., Lahiri, K., & Loungani, P. (2006). How quickly do forecasters incorporate news? Evidence from cross-country surveys. *Journal of Applied Econometrics*, 21(6), 703–725.
- Loungani, P. (2001). How accurate are private sector forecasts? Cross-country evidence from consensus forecasts of output growth. *International Journal of Forecasting*, 17(3), 419–432.
- McNees, S. K. (1988). How accurate are macroeconomic forecasts? *New England Economic Review*, 9(4), 15–26.
- OECD Data (2017). *Real GDP forecast*. Geraadpleegd op 13 februari 2017 via <https://data.oecd.org/gdp/real-gdp-forecast.htm>
- OECD.Stat (2017). *Consumer prices*. Geraadpleegd op 13 februari 2017 via http://stats.oecd.org/viewhtml.aspx?datasetcode=MEI_PRICES&lang=en#

- Öller, L.-E., & Barot, B. (2000). The accuracy of European growth and inflation forecasts. *International Journal of Forecasting*, 16(3), 293–315.
- Stekler, H. O. (2007). The future of macroeconomic forecasting: Understanding the forecasting process. *International Journal of Forecasting*, 23(2), 237–248.
- Zarnowitz, V. (1984). The accuracy of individual and group forecasts from business outlook surveys. *Journal of Forecasting*, 3(1), 11-26.

8 Appendix

Tabel A1. De instellingen met de voorspelde perioden.

Initialen	Naam	Periode BBP-groei		Periode inflatie	
		<i>Current year</i>	<i>Year ahead</i>	<i>Current year</i>	<i>Year ahead</i>
IMF	Internationaal Monetair Fonds	1998 – 2016	1999 – 2016	1999 – 2016	2000 – 2016
EC	Europese Commissie	1998 – 2016	2001 – 2016	1998 – 2016	2001 – 2016
OESO	Organisatie voor Economische Samenwerking en Ontwikkeling	1982 – 2016	1982 – 2016	1976 – 2016	1976 – 2016
NBB	Nationale Bank van België	1999 – 2016	2005 – 2016	1999 – 2016	2005 – 2016
FPB	Federaal Planbureau	1997 – 2016	1998 – 2016	1997 – 2016	1998 – 2016
CGM	CESifo Group Munich van de Ludwig Maximilians-Universiteit	2002 – 2016	n.v.t.	2002 – 2016	n.v.t.
GEM	Gemiddelde voorspelling	1998 – 2016	1999 – 2016	1998 – 2016	2000 – 2016

Tabel A2. De instellingen met de publicaties.

Instelling	Publicatie	Datum publicatie	
		<i>Current year</i>	<i>Year ahead</i>
IMF	<i>World Economic Outlook</i>	April/mei	September/oktober
EC	<i>European Economic Forecast</i>	Maart – mei	Oktober/november
OESO	<i>Economic Outlook</i>	Mei – juli	November/december
NBB	<i>Economisch Tijdschrift</i>	Juni	December
FPB	<i>Economische vooruitzichten</i>	April – juni	Juli – november
CGM	<i>World Economic Survey</i>	Mei	n.v.t.

Tabel A3. Correlatiematrices van de voorspellingen: BBP-groei.*Current year*

	IMF	EC	OESO	NBB	FPB	CGM
IMF	1					
EC	0,99	1				
OESO	0,98	0,98	1			
NBB	0,96	0,96	0,98	1		
FPB	0,99	0,99	0,99	0,97	1	
CGM	0,98	0,99	0,97	0,95	0,99	1

Year ahead

	IMF	EC	OESO	NBB	FPB
IMF	1				
EC	0,90	1			
OESO	0,86	0,95	1		
NBB	0,84	0,93	0,97	1	
FPB	0,93	0,86	0,77	0,74	1

Tabel A4. Correlatiematrices van de voorspellingen: inflatie.*Current year*

	IMF	EC	OESO	NBB	FPB	CGM
IMF	1					
EC	0,96	1				
OESO	0,94	0,98	1			
NBB	0,93	0,92	0,92	1		
FPB	0,95	0,99	0,98	0,92	1	
CGM	0,95	0,98	0,97	0,90	0,98	1

Year ahead

	IMF	EC	OESO	NBB	FPB
IMF	1				
EC	0,98	1			
OESO	0,96	0,98	1		
NBB	0,97	0,96	0,97	1	
FPB	0,97	0,99	0,97	0,97	1

Tabel A5. DM-testen: BBP-groei.

Current year

	IMF	EC	OESO	NBB	FPB	CGM	GEM
IMF	0						
EC	0,31	0					
OESO	0,68	-0,33	0				
NBB	0,39	0,18	-0,14	0			
FPB	0,03	-0,58	-0,91	-0,35	0		
CGM	-1,49	-1,29	-1,13	-1,29	-1,13	0	
GEM	-0,48	-1,44	-1,17	-1,09	-0,80	1,05	0

Year ahead

	IMF	EC	OESO	NBB	FPB	GEM
IMF	0					
EC	-0,68	0				
OESO	-1,59	2,93 ^a	0			
NBB	-1,67	-1,89	-0,64	0		
FPB	1,20	1,52	1,86	1,59	0	
GEM	-0,95	-1,44	1,98	1,66	-1,82	0

^a: Significantie op het 5% niveau.

Tabel A6. DM-testen: inflatie.

Current year

	IMF	EC	OESO	NBB	FPB	CGM	GEM
IMF	0						
EC	-0,59	0					
OESO	-1,32	0,65	0				
NBB	-0,68	-0,28	0,04	0			
FPB	-0,75	-0,47	0,69	0,19	0		
CGM	-0,51	2,25 ^a	1,60	0,35	2,48 ^a	0	
GEM	-2,08	-1,06	-0,43	-0,17	-0,98	-2,59 ^a	0

Year ahead

	IMF	EC	OESO	NBB	FPB	GEM
IMF	0					
EC	-2,83 ^a	0				
OESO	-1,93	0,66	0			
NBB	-2,19 ^a	-1,97	-1,79	0		
FPB	-1,77	1,14	1,22	2,03	0	
GEM	-2,60 ^a	-0,79	0,70	2,07	-1,83	0

^a: Significantie op het 5% niveau.

Tabel A7. P-waarden *BGLM*-testen.

	BBP-groei		Inflatie	
	<i>Current year</i>	<i>Year ahead</i>	<i>Current year</i>	<i>Year ahead</i>
IMF	0,204	0,239	0,513	0,494
EC	0,204	0,385	0,699	0,517
OESO	0,607	0,594	0,002 ^b	0,003 ^b
OESO*	0,314	0,210	0,834	0,709
NBB	0,233	0,165	0,513	0,239
FPB	0,314	0,210	0,834	0,709
CGM	0,207	/	0,596	/

Notie: Men test de nulhypothese van autocorrelatie tot de tweede orde in de afwijkingen van het gemiddeld groeicijfer.

^b: Significantie op het 1% niveau.