

2016•2017  
FACULTEIT BEDRIJFSECONOMISCHE WETENSCHAPPEN  
*master in de toegepaste economische wetenschappen:  
handelsingenieur*

## Masterproef

Quality-minus-Junk model voor de selectie van individuele waarden:  
een garantie voor outperformance?

Promotor :  
Prof. dr. Stefan DUCHATEAU

Giel Maris

*Scriptie ingediend tot het behalen van de graad van master in de toegepaste economische wetenschappen: handelsingenieur*

2016•2017

FACULTEIT BEDRIJFSECONOMISCHE  
WETENSCHAPPEN

*master in de toegepaste economische wetenschappen:  
handelsingenieur*

## Masterproef

Quality-minus-Junk model voor de selectie van  
individuele waarden: een garantie voor outperformance?

Promotor :  
Prof. dr. Stefan DUCHATEAU

Giel Maris

*Scriptie ingediend tot het behalen van de graad van master in de toegepaste economische  
wetenschappen: handelsingenieur*



## Woord vooraf

Deze masterproef vormt het sluitstuk van mijn opleiding toegepaste economische wetenschappen: Handelsingenieur, major Accountancy en Financiering – Finance track en minor Operationeel management en logistiek, aan de Universiteit van Hasselt. Gezien mijn brede interesse in de financiële wereld kon de mij geboden opportuniteit door prof. dr. Stefan Duchateau me alleen maar een meerwaarde bieden. Ik mag me namelijk verdiepen in een financieel onderwerp namelijk het Quality-minus-Junk model waarbij de kernvraag luidt: "Quality-minus-Junk model voor de selectie van individuele waarden: een garantie voor outperformance?".

Hoewel het tot stand brengen van deze thesis veel tijd en inzet heeft gekost, was het toch een leerrijke en uitdagende ervaring waaruit ik veel voldoening heb gehaald. Vooraleer de uiteenzetting van mijn onderzoek begint, zou ik nog graag een aantal woorden van dank willen uitspreken.

Ik zou graag allereerst mijn dank willen betuigen aan promotor prof. dr. Stefan Duchateau voor de opportuniteit, de begeleiding en ondersteuning in de totstandkoming van deze masterproef. De raad en opbouwende kritiek waren belangrijke hulpmiddelen om te komen tot het resultaat.

Tot slotte richt ik mijn dankwoord tot mijn vriendin, mijn familie, schoonfamilie en vrienden. Zonder hun onvoorwaardelijke steun en luisterend oor was de opleiding en masterproef verhandeling veel zwaarder geweest.

Giel Maris  
April, 2017



## Samenvatting

Nadat Sharpe in 1964 het intussen wereldvermaarde maar ook sterk bekritiseerde CAPM lanceerde, beschikten zowel wetenschappers als praktijkmensen over een relatief eenvoudige methodiek om de effectiviteit van een beleggingsstrategie te testen en om op een systematische basis risico gecorrigeerde abnormale returns, alfa genaamd, te genereren. Na meer dan een halve eeuw intensief onderzoek in deze materie, beschikt het vakgebied Finance weliswaar over een zeer uitgebreid empirisch materiaal dat de relatie tussen risico en rendement van uiteenlopende beleggingsstrategieën op indrukken wijze weet te documenteren maar de conclusies uit dit materiaal zijn evenwel niet eenduidig. Zo zullen zowel de voor- als tegenstanders van actief beheer bewijsmateriaal kunnen aanreiken voor hun stellingname, terwijl in de praktijk zowel de volumes inzake actief en passief beheer, beide verbluffende groeicijfers kunnen voorleggen.

Zonder in deze complexe materie ex ante een positie te willen innemen, gaat in deze thesis worden onderzocht of een recente beleggingsstrategie die in de vakpers veel aandacht heeft weten op te wekken, inderdaad in staat is gebleken om op systematische basis risico gecorrigeerde abnormale returns over langere periodes af te leveren. De strategie in kwestie is het QMJ model (Quality-minus-Junk) van Asness, Frazzini en Pederson (2013). Dit model zet de traditie verder die voor het eerst is teruggevonden in het Capital Asset Pricing Model (CAPM).

Dit model is gelanceerd in het begin van de jaren zestig afleidend vanuit het portefeuillemodel van Markowitz in 1952 en 1959, opgesteld door Treynor (1961), Sharpe (1964) en Lintner (1965) en nadien vervolledigd door Black (1972). Het model geeft een lineaire relatie weer tussen de verwachte return van de marktportefeuille en de verwachte opbrengst van individuele waarden waarbij bèta een indicatie geeft van het risico. De markt is namelijk een dollar neutrale portefeuille die een long positie (kopen) inneemt in risicovolle aandelen en tegelijkertijd short (verkopen) gaat in treasuries (risicovrije instrumenten). In 1993 is het drie factor model van Fama en French geformuleerd doordat tussen 1963 en 1990 via stijlkeuzes werd gevonden dat een verdere zuivering van alfa voor toevalstreffers nodig was. Uit onderzoek bleek namelijk dat small caps in bepaalde periodes outpermden en large caps in andere cycli beter presteerden. Hetzelfde deed zich voor bij value en groei aandelen. Het gevolg was een introductie van twee dollar neutrale portefeuilles namelijk Small-minus-Big (SMB) en High-minus-Low (HML). Bij de eerste portefeuille wordt een long positie ingenomen in small caps en tegelijkertijd een short positie in large caps en bij de tweede factor gaat men long in hoge boek- tot marktwaarde (value) aandelen en short in lage boek- tot marktwaarde (groei) aandelen. Hierop volgend werd het vier factor model van Carhart gepubliceerd in 1997 dewelke Winners-minus-Losers (WML), ook Uppers-minus-Downers (UMD) genoemd, toevoegde aan het vorige model. Dit is namelijk een dollar neutrale portefeuille die long gaat in de 30 procent beste presteerders van voorafgaande periode en short in de 30 procent slechtste presteerders van de voorafgaande periode. Deze strategie gaf immers het nieuwe inzicht dat historische outperformances de prestatieverschillen tussen aandelen mee konden bepalen. In 2014, jaar na de introductie van het QMJ model, is de factor Betting-against-Bèta gelanceerd als reactie op het lineaire verband van het CAPM doordat na onderzoek is gebleken dat de veiligere aandelen beter presteerden dan de risicovollere individuele waarden. De factor wordt berekend door een portefeuille te creëren die een long positie bezet in aandelen met een bèta kleiner dan 1 en een short positie in aandelen met een

bèta groter dan 1. Deze strategie is echter niet dollar neutraal door de negatieve bèta met als gevolg opnieuw een introductie van invloeden vanuit de marktportefeuille. Als reactie hierop hebben Frazzini en Pederson (2014) de factor bèta neutraal gemaakt door een hoger bedrag te investeren in de lage bèta portefeuille en een lager bedrag te verkopen in de hoge bèta portefeuille. Dit vergt namelijk een zware financieringsbehoefte waarbij ontleend wordt aan de risicovrije rentevoet. Gemiddeld gezien dient tweemaal meer te worden geïnvesteerd in de lage bèta portefeuille dan verkocht in de hoge bèta portefeuille.

De aanleiding tot het verrichten van het onderzoek naar het QMJ model is gegeven door de sterke track record van MSCI Quality indices dewelke kwaliteitsgroei als prominente factor naar voor schuiven. Bijgevolg zijn Asness, Frazzini, & Pederson in 2013 begonnen met de analyse van de QMJ factor. Initieel moest onderzocht worden of kwaliteit niet reeds volledig vervat zat in de prijs. Dit is namelijk getest geworden via de z-score van kwaliteit af te toetsen tegen de z-waarde van prijs. Door een laag bekomen gemiddelde coëfficiënt van kwaliteit kon besloten worden dat kwaliteit niet volledig in de prijs vervat zat. De doorslag om de QMJ factor te onderzoeken was destijds gegeven door het maandelijkse risico gecorrigeerde positieve rendement van het bezetten van een long positie in de hoogste kwaliteitsportefeuille en tegelijkertijd een short positie in de laagste kwaliteitsportefeuille, de afnemende bèta richting de hoogste kwaliteitsportefeuille en een informatie ratio met een waarde die groter was dan één. Uiteindelijk hebben deze resultaten ervoor gezorgd dat het QMJ model in deze thesis van naderhand wordt bekeken waarbij de term kwaliteit een grote rol speelt. Dit is een variabele die bestaat uit vier deelcomponenten namelijk winstgevendheid, groei, veiligheid en uitkeerbaarheid. Via het gemiddelde te nemen van de z-waarde van fundamentele maatstaven per kwaliteitskenmerk zijn de vier deelcomponenten vervolgens berekend waarbij de uiteindelijke kwaliteitsscore bekomen wordt door het gemiddelde van deze proxies.

De QMJ factor wordt geformuleerd als een dollar neutrale strategie die een long positie inneemt in ondergewaardeerde kwaliteitsaandelen en een short positie bezet in overgewaardeerde kwaliteitsarme aandelen. De resultaten weerspiegelden een model die een factor gecorrigeerde alfa genereert die de markt outperft zowel bij laag- als hoogconjunctuur van de economie en in periodes van op- als neergaande markten voor zowel de long (VS) als broad (24 wereldwijde landen) sample. De systematische toepassing van zulke strategie leidt in de meerderheid van de gevallen tot een risico gecorrigeerde outperformance maar in de gevallen dat de factor niet werkt, veroorzaakt het geen grote verliezen.

Na de structuur van de gecumuleerde rendementen van de factor gecorrigeerde alfa waarden voor QMJ te hebben beschreven, een multivariate regressie over de gehele tijdsperiode en een rolling regressie over 36 maanden te hebben uitgevoerd voor België, Finland en de Verenigde Staten kan de bevinding van Asness et al. (2013) bevestigd worden. De drie en vier factor alfa (gecorrigeerd voor MKT, SMB, HML (en UMD)) genereren namelijk van 31/07/1956 tot 31/12/2016 voor de VS telkens een gemiddeld maandelijks positief rendement met een hoge statistische significantie en indien de factor niet werkt, veroorzaakt het geen verliezen. Voor België is hetzelfde resultaat bekomen over een tijdsperiode van 31/07/1995 tot 31/12/2016, maar met een lagere significantie. De Finse markt daarentegen, onderzocht over dezelfde tijdsperiode als België, is een anomalie voor

het QMJ model wat hoogstwaarschijnlijk te maken heeft met de prestaties van Nokia. Een ander opmerkelijk fenomeen is de herleving van het size effect indien gecorrigeerd wordt voor QMJ waarbij de coëfficiënt van deze factor statistisch negatief is.





## Inhoudsopgave

<b>Woord vooraf</b>	<b>I</b>
<b>Samenvatting</b>	<b>III</b>
<b>Lijst van tabellen</b>	<b>IX</b>
<b>Lijst van figuren</b>	<b>XI</b>
<b>Hoofdstuk I : Inleiding</b>	<b>1</b>
<b>Hoofdstuk II : Financiële modellen</b>	<b>3</b>
2.1. <i>Efficiënte markthypothese (EMH)</i>	3
2.2. <i>Enkelvoudig model</i>	5
2.3. <i>Capital asset pricing model</i>	5
2.4. <i>Drie factor model van Fama en French</i>	7
2.5. <i>Carhart vier factor model</i>	8
2.6. <i>Pastor-Stambaugh model</i>	9
2.7. <i>Betting against bèta model</i>	10
<b>Hoofdstuk III : Quality-minus-Junk model</b>	<b>13</b>
3.1. <i>Introductie</i>	14
3.1.1. <i>De prijs tot boekwaarde ratio</i>	15
3.1.2. <i>Kwaliteitsindexen</i>	16
3.2. <i>Methodologie</i>	17
3.2.1. <i>Data</i>	17
3.2.2. <i>Kwaliteitsscore</i>	18
3.2.3. <i>Factorrendementen</i>	21
3.2.4. <i>Persistentie van kwaliteit</i>	22
3.3. <i>Prijs van kwaliteit</i>	22
3.4. <i>Het rendement van kwaliteits aandelen</i>	24
3.5. <i>Quality-minus-Junk</i>	26
3.6. <i>Voorspellen van QMJ</i>	28
3.7. <i>Kwaliteit aan een redelijke prijs (QARP)</i>	29
3.8. <i>QMJ als verklarende variabele</i>	29
<b>Hoofdstuk IV : Empirisch gedeelte</b>	<b>31</b>
4.1. <i>Beschrijvende analyse</i>	32
4.1.1. <i>Small-minus-Big</i>	33
4.1.2. <i>High-minus-Low</i>	33
4.1.3. <i>Uppers-minus-Downers</i>	33
4.1.4. <i>Quality-minus-Junk</i>	34
4.1.5. <i>Betting-against-Bèta</i>	35
4.2. <i>Totale tijdsperiode regressies</i>	37
4.2.1. <i>Univariate regressie</i>	37
4.2.2. <i>Multivariate regressies</i>	38
4.3. <i>Rolling regressie over 36 maanden</i>	40
4.3.1. <i>Small-minus-Big</i>	41
4.3.2. <i>High-minus-Low</i>	41
4.3.3. <i>Uppers-minus-Downers</i>	41
4.3.4. <i>Quality-minus-Junk</i>	42
4.3.5. <i>Betting-against-Bèta</i>	44
4.4. <i>QMJ als verklarende variabele</i>	45

<b>Hoofdstuk V : Conclusie</b>	<b>49</b>
5.1. <i>Conclusie</i>	49
5.2. <i>Toekomstig onderzoek</i>	50
<b>Lijst van de geraadpleegde werken</b>	<b>51</b>
<b>Bijlagen</b>	<b>i</b>
7.1. <i>MSCI Quality indices</i>	<i>i</i>
7.2. <i>Kwaliteitsscore</i>	<i>i</i>
7.3. <i>Persistentie van kwaliteit</i>	<i>ii</i>
7.4. <i>Prijs van kwaliteit</i>	<i>iii</i>
7.5. <i>Quality-minus-Junk</i>	<i>iv</i>
7.6. <i>QMJ als verklarende variabele</i>	<i>vi</i>
7.7. <i>Beschrijving data</i>	<i>viii</i>
7.8. <i>Cumulatief proces</i>	<i>xii</i>
7.8.1. <i>Small-minus-Big</i>	<i>xii</i>
7.8.2. <i>High-minus-Low</i>	<i>xiii</i>
7.8.3. <i>Uppers-minus-Downers</i>	<i>xiv</i>
7.9. <i>Rolling regressie over 36 maanden</i>	<i>xv</i>
7.9.1. <i>Small-minus-Big</i>	<i>xv</i>
7.9.2. <i>High-minus-Low</i>	<i>xvi</i>
7.9.3. <i>Uppers-minus-Downers</i>	<i>xvii</i>

## Lijst van tabellen

Tabel 1a: Correlatie long sample	18
Tabel 1b: Correlatie broad sample	18
Tabel 2: Prijs van kwaliteit	23
Tabel 3a: Kwaliteitsportefeuilles: Amerikaanse returns	25
Tabel 3b: Kwaliteitsportefeuille: globale returns	25
Tabel 4: QMJ returns	27
Tabel 5a: CAPM alfa, België	37
Tabel 5b: CAPM alfa, Finland	38
Tabel 5c: CAPM alfa, Verenigde Staten	38
Tabel 6a: Drie factor alfa	39
Tabel 6b: Vier factor alfa	39
Tabel 7a: Verklarende variabele: QMJ, België	46
Tabel 7b: Verklarende variabele: QMJ, Finland	46
Tabel 7c: Verklarende variabele: QMJ, VS	47
Tabel 8a: Persistentie van kwaliteit: long sample	ii
Tabel 8b: Persistentie van kwaliteit: broad sample	iii
Tabel 9a: Prijs van elk kwaliteitskenmerk: long sample	iv
Tabel 9b: Prijs van elk kwaliteitskenmerk: broad sample	iv
Tabel 10a: QMJ returns: long sample	v
Tabel 10b: QMJ returns: broad sample	vi
Tabel 11a: Verklarende variabele QMJ: long sample	vii
Tabel 11b: Verklarende variabele QMJ: broad sample	vii
Tabel 12a: Beschrijvende statistiek, België	viii
Tabel 12b: Beschrijvende statistiek, Finland	viii
Tabel 12c: Beschrijvende statistiek, Verenigde Staten	viii
Tabel 13a: Correlatiematrix, België	viii
Tabel 13b: Correlatiematrix, Finland	ix
Tabel 13c: Correlatiematrix, Verenigde Staten	ix
Tabel 14: Multicollineariteit test	ix
Tabel 15: Heteroscedasticiteit test	ix
Tabel 16a: Autocorrelatie test	x
Tabel 16b: AR(1) test	x



## Lijst van figuren

Figuur 1: MSCI USA Quality index	17
Figuur 2a: QMJ, België	34
Figuur 2b: QMJ, Finland	34
Figuur 2c: QMJ, Verenigde Staten	34
Figuur 3a: BAB, België	35
Figuur 3b: BAB, Finland	36
Figuur 3c: BAB, Verenigde Staten	36
Figuur 4a: Rolling regressie: QMJ, België	42
Figuur 4b: Rolling regressie: QMJ, Finland	42
Figuur 4c: Rolling regressie: QMJ, Verenigde Staten	42
Figuur 5a: Rolling regressie: BAB, België	44
Figuur 5b: Rolling regressie: BAB, Finland	44
Figuur 5c: Rolling regressie: BAB, Verenigde Staten	44
Figuur 6a: Normaliteit België	xi
Figuur 6b: Normaliteit Finland	xi
Figuur 6c: Normaliteit Verenigde Staten	xii
Figuur 7a: SMB, België	xii
Figuur 7b: SMB, Finland	xiii
Figuur 7c: SMB, Verenigde Staten	xiii
Figuur 8a: HML, België	xiii
Figuur 8b: HML, Finland	xiv
Figuur 8c: HML, Verenigde Staten	xiv
Figuur 9a: UMD, België	xiv
Figuur 9b: UMD, Finland	xv
Figuur 9c: UMD, Verenigde Staten	xv
Figuur 10a: Rolling regressie: SMB, België	xv
Figuur 10b: Rolling regressie: SMB, Finland	xvi
Figuur 10c: Rolling regressie: SMB, Verenigde Staten	xvi
Figuur 11a: Rolling regressie: HML, België	xvi
Figuur 11b: Rolling regressie: HML, Finland	xvii
Figuur 11c: Rolling regressie: HML, Verenigde Staten	xvii
Figuur 12a: Rolling regressie: UMD, België	xvii
Figuur 12b: Rolling regressie: UMD, Finland	xviii
Figuur 12c: Rolling regressie: UMD, Verenigde Staten	xviii



## Hoofdstuk I : Inleiding

Zowel binnen de context van het professionele beleggingsbeheer als binnen de wetenschappelijke discipline die zich toelegt op het onderzoek naar het koersgedrag van beleggingscategorieën, zoals aandelen, stelt zich een nadrukkelijk vraagstuk. Dit peilt enerzijds naar de voorspelbaarheid van aandelenkoersen en anderzijds naar de selectie van individuele waarden die op persistente wijze aanleiding kunnen geven tot een outperformance.

Het eerstgenoemde onderdeel van deze vraagstelling houdt de zoektocht in naar timing modellen. Hierbij wordt getracht om op basis van een aantal parameters correct te voorspellen wanneer de aandelenexposure moet worden verhoogd of verlaagd (of gesteld in termen van het gekende CAPM: wanneer de bèta van de portefeuille boven of onder één moet worden gebracht). Het tweede onderdeel van de gestelde vraag heeft betrekking op de selectie van toekomstige out- en underperformers waarbij op basis van financiële modellen wordt getracht om onder- of overgewaardeerde aandelen op te sporen en hiervan een portefeuillesamenstelling op te richten. Hierbij wordt veelvuldig gebruik gemaakt van kwantitatieve financiële modellen. De betrokken analisten en beheerders trachten een toegevoegde waarde te creëren door diverse fundamentele waarderingscriteria toe te passen op een universum van aandelen. Hiermee zal er een ranking worden opgesteld die zal toelaten om een selectiebasis te gebruiken die in de meerderheid van de gevallen toekomstige outperformers kan detecteren.

Dit onderzoek zal zich nadrukkelijk richten op de vraag of dergelijke modellen in staat zijn om op een persistente wijze hogere risico – gecorrigeerde returns te kunnen genereren. Er gaat hierbij meer bepaald in op het recent ontwikkelde QMJ – model, dat in professionele kringen een snelle opgang heeft weten te maken (zie bijvoorbeeld het QMJ – selectiemodel van Morgan Stanley) (MSCI Research, 2013). Zo bekomt men de centrale onderzoeksvraag: "Quality-minus-Junk model voor de selectie van individuele waarden: een garantie voor outperformance?". Dit model volgt de traditionele aanpak waarbij "kwaliteit" van aandelen in kaart wordt gebracht en vervolgens wordt afgetoetst aan de prijs. Wanneer deze kwaliteit onvoldoende geprijsd is in de financiële markt dan kan hieruit een signaal worden afgeleid om de positie in dergelijke waarden te verhogen. Een cruciaal element bij een dergelijk model is de meting van "kwaliteit". De auteurs van dergelijke methodes kunnen weliswaar terugvallen op de rijke traditie in dergelijk onderzoek, maar er dient grondig te worden nagegaan hoe de deelcomponenten van deze kwaliteitsmeting zijn opgesteld. Verder hoe deze ingebed zijn in de financieel economische theorie en vooral of deze "kwaliteit" niet reeds volledig in de prijs van het betrokken aandeel is inbegrepen.

Een dergelijke opdracht roept echter onmiddellijk de nodige academische terughoudendheid op. Deze bezorgdheid is zeker niet ten onrechte: Sedert de beginfase van het moderne portefeuillebeheer, waarbij in het zog van het pionierswerk van H. Markovitz en J. Tobin in 1952 en 1958, het CAPM werd ontwikkeld (onder andere door W.F. Sharpe in 1964), bleek het extreem moeilijk (zo niet quasi onmogelijk) om tot een risico - gecorrigeerde outperformance te komen.



Het CAPM – model stelde de onderzoekers in staat om te meten of een bepaalde beheerder al dan niet in staat was om een toegevoegde waarde te leveren ten opzichte van de return van de marktportefeuille, met name op basis van de alfa van de gerealiseerde return. Deze meting werd verder verfijnd op basis van de gesuggereerde technieken uit het onderzoek van Fama en French (1993) en Carhart (1996). Het resulterende maatgetal voor risico – gecorrigeerde return, de Carhart vier – factor alfa, zal in ons onderzoek dan ook worden aangewend om de claim in het QMJ – model te valideren. Vooraleer het onderzoek naar de outperformance via kwaliteit begint, wordt eerst een chronologische volgorde weergegeven van de verschillende financiële modellen.

## Hoofdstuk II : Financiële modellen

### 2.1. Efficiënte markthypothese (EMH)

Dit is de theorie in de financiële wetenschap waarbij in de prijs van effecten alle publieke, private en toekomstverwachtingen verwerkt zitten. Kortom in de prijs zit alle beschikbare informatie volgens deze stellingname. Eén van de belangrijkste conclusies is de onmogelijkheid om structureel betere beleggingsresultaten te behalen dan gemiddeld door actief te beleggen. Dit heeft grotendeels te maken met de transactiekosten. Er zou in principe enkel een outperformance gerealiseerd kunnen worden door geluk. Wanneer alle actoren in de markt hun verwachtingen hebben aangepast dan is er sprake van een nieuws bekendmaking. Sommigen zullen te optimistisch reageren en anderen te pessimistisch, maar de markt als geheel zal altijd gelijk hebben volgens de stelling. De efficiënte markthypothese is als theorie onomstreden in de zin dat de meeste wetenschappers en professionele beleggers erover eens zijn dat het voor een deel correct is. Over de mate waarin de hypothese van toepassing is, bestaat er wel veel discussie. Er zijn drie varianten die moeten worden onderscheiden, namelijk de zwakke, halfsterke en sterke vorm van de EMH. Deze types hebben allemaal een andere visie op wat er verstaan wordt onder 'alle beschikbare informatie' en zullen beschreven worden door Bodie, Kane en Marcus (2014).

De zwakke vorm hypothese stelt dat aandelprijzen reeds alle informatie reflecteren die afgeleid kunnen worden door het bestuderen van beurshandel data zoals de geschiedenis van vroegere prijzen, handelsvolume en short interest (een marktsentiment indicator dat vertelt of beleggers denken dat de prijs van een aandeel gaat dalen). Deze versie impliceert dat trendanalyse geen nut heeft omdat vroegere aandelenprijzen publiekelijk beschikbaar en virtueel kosteloos te verkrijgen zijn. Indien deze data betrouwbare signalen overbrengen over de toekomstige prestaties dan zouden al de beleggers reeds geleerd hebben om deze signalen uit te buiten. Uiteindelijk verliezen deze signalen hun waarde als ze bekend worden gemaakt omdat bijvoorbeeld een koopsignaal resulteert in een ogenblikkelijke prijsstijging (Bodie et al., 2014).

Bij de halfsterke vorm is alle publiek beschikbare informatie met betrekking tot de vooruitzichten van een bedrijf reeds gereflecteerd in de aandelprijs. De betreffende informatie is, in toevoeging aan de vroegere prijzen, fundamentele data van het bedrijf zijn productielijn, kwaliteit van het management, balanssamenstelling, patenten, voorspelling van opbrengsten en boekhoudkundige praktijken. Indien een belegger toegang heeft tot zulke informatie dan gaat er verwacht worden dat dit gereflecteerd is in de aandelenprijzen (Bodie et al., 2014).

Uiteindelijk de sterke vorm van de efficiënte markthypothese stelt dat aandelenprijzen alle informatie reflecteren relevant aan het bedrijf, zelfs informatie dat enkel beschikbaar is voor insiders van de onderneming. Deze versie is vrij extreem want kaderleden hebben lang genoeg toegang tot deze informatie voordat het publiekelijk wordt gemaakt. Dit stelt hun in staat om winst te maken van het handelen met deze informatie (Bodie et al., 2014)

Als de interpretatie van Fama en French (2010) vervolgens wordt bekeken dan leidt dit ook tot de conclusie dat het nastreven van alfa via actief beheer in het algemeen een weinig zinvolle activiteit

is. Volgens hun hypothese van "equilibrium accounting" zal immers de gemiddelde alfa voor kosten gelijk zijn aan nul (de zoektocht naar alfa – genererende strategieën is een zero – sum game). Echter na de aftrek van beheers- en transactiekosten gaat deze activiteit enkel tot negatieve rendementen leiden ten opzichte van de passieve marktportefeuille. Een dergelijk standpunt dient echter op basis van meerdere argumenten te worden genuanceerd.

Eerst en vooral moet rekening gehouden worden met het joint hypothese probleem dat de geldigheid hindert van het empirisch testen van EMH. Het is een gezamenlijke stellingname die de marktefficiëntie en de juistheid van het aangenomen asset pricing model test. Hierdoor kan een verwerping van de EMH te wijten zijn aan de onjuistheid van het asset pricing model (Sollis, 2011). Dit punt werd reeds aangehaald door Fama (1991): "market efficiency is not per se testable. It must be tested jointly with some model of equilibrium, an asset pricing model. As a result, when we find anomalous evidence on the behavior of returns, the way it should be split between market efficiency or a bad model of market equilibrium is ambiguous."

Een verdere nuancering heeft te maken met het feit dat de exacte marktportefeuille onbekend is en enkel wordt benaderd door passieve beursindices, zoals de S&P composite, MSCI Europe, enzovoort. De conclusies die getrokken worden over de waarde van alfa dienen daardoor te worden gerelateerd aan de mogelijke impliciete vertekeningen die worden bekomen door het gebruik van marktportefeuille benaderingen. Dit argument is ruim gedocumenteerd sedert Roll (1976) zijn kritiek op de testen van het CAPM – model formuleerde.

Toch moet de stellingname van Fama en French (2010) verder worden verfijnd: Vooreerst mag in het algemeen de zoektocht naar alfa die tot een negatief resultaat aanleiding geeft niet uit het oog worden verloren. Dit betekent echter dat er strategieën, zoals bijvoorbeeld QMJ, kunnen bestaan die persistent een positieve alfa kunnen genereren voor sommige beheerders. Wermers (2000) wijst er daarenboven op dat over de periode 1976 – 1996 de Amerikaanse beheerders een outperformance realiseerde van 1,3% ten opzichte van de CRSP – index en de S&P – index. Enkel indien hun eindresultaten werden gecorrigeerd voor onder andere transactie- en beheerskosten dan werd het rendement -1%. Als met andere woorden deze kosten kunnen worden gereduceerd, dan ontstaat er wel degelijk een empirische basis voor het onderbouwen van de stelling dat er een positieve bijdrage kan worden verwacht door actief beheer.

Daarenboven mag er niet uit het oog verloren worden dat de conclusies van Fama en French (2010) enkel gelden wanneer aan alle voorwaarden van het CAPM – model zijn voldaan. Onder andere dient hiervoor te worden aangenomen dat de marktportefeuille de enige bron van risico kan zijn en het verband tussen de marktportefeuille en de actief beheerde portefeuille een perfect lineair verband vertoont. Beide hypothesen blijken in de praktijk verregaand onjuist. Daarenboven dient het afleiden van het CAPM in vraag gesteld te worden, meer bepaald wat betreft het gebruik van een aantal hypothesen.

Ter besluit zou er geen enkele mogelijkheid mogen zijn om een outperformance te realiseren via actief beheer indien de efficiënte markthypothese en equilibrium accounting worden geloofd. Echter

gaat de thesis deze stelling weerleggen en gaat via het Quality-minus-Junk model aangetoond worden dat via afwijkende posities in te nemen ten opzichte van de benchmark wel degelijk een outperformance kan worden gerealiseerd.

## 2.2. Enkelvoudig model

Bij het eerste financiële model is er nog geen rekening gehouden met bepaalde risicofactoren, enkel de factor toeval speelt een rol.

$$\tilde{R}_j - \tilde{R}_M = a_j \quad (1)$$

$R_j$  = return van aandeel  $j$  of "cost of capital"

$a_j$  = abnormale return of naïeve excess return

$R_M$  = return van de waardegewogen marktportefeuille

Indien bijvoorbeeld de markt in een bepaalde periode een rendement van acht procent haalt en een aandeel tien procent dan is er een naïeve excess return van twee procent. Echter een outperformance van  $R_j$  ten opzichte van  $R_M$  is niet noodzakelijkerwijze een indicatie van 'skill' want de factor toeval zorgt ervoor dat in een bepaalde periode een betere return wordt behaald.

## 2.3. Capital asset pricing model

Het CAPM, zoals afgeleid in het begin van de jaren zestig door Treynor (1961), Sharpe (1964) en Lintner (1965) en nadien vervolledigd door Black (1972), is een haast natuurlijke stap volgend op de ontwikkelingen van het portefeuillemodel van Markowitz in 1952 en 1959. Vooral het inzicht van Tobin in 1958 was bijzonder instrumentaal voor de latere ontwikkeling van dergelijke financiële modellen. Door de introductie van het separatiethorema, wat stelt dat iedere belegger een identiek samengestelde portefeuille moet aanhouden waarbij risicovolle aandelen gecombineerd worden met een percentage van risicovrije aandelen of cash, werd het immers mogelijk om het concept van de kapitaalmarktlijn (CML) als basis te nemen voor de formulering van de evenwichtsvoorwaarden voor de waardering van individuele waarden. Deze CML levert immers het lineaire verband op dat in combinatie met de correlatie tussen de individuele aandelen en de marktportefeuille, uiteindelijk de gekende CAPM – relatie zal helpen te formuleren. Deze lineaire relatie tussen de verwachte return van de marktportefeuille en de verwachte opbrengst van individuele waarden, is evenwel gebaseerd op een aantal impliciete en expliciete hypotheses die in de praktijk mogelijkwijze niet kloppen.

We mogen de doelstellingen van een waarderingsmodel niet uit het oog verliezen. De doelstelling is immers om een coherente waardering mogelijk te maken van een individueel aandeel. Hierbij zal zowel de verwachte opbrengst als het risico in aanmerking worden genomen en gaat het op een samenhangende wijze tegenover mekaar worden afgewogen.

Bij CAPM wordt risico volledig geassocieerd met de bewegingen van de marktportefeuille. Daarenboven wordt dit marktrisico enkel gedefinieerd binnen de context van normaal verdeelde returns, zodat de variantie (of de standaarddeviatie) zou moeten volstaan om dit risico te omschrijven. In de realiteit blijkt deze assumptie niet steeds overeen te stemmen met empirische

vaststellingen zodat de veronderstelde lineaire relatie in de praktijk dikwijls niet accuraat is om het gezochte verband tussen marktreturns en de opbrengst van individuele waarden te omschrijven. Empirisch onderzoek, meer bepaald het Betting-against-Bèta model, heeft ten overvloede de anomalieën aangetoond van dit model.

Het is echter niet de bedoeling van deze thesis om een verdere bijdrage te leveren aan de empirische vaststellingen omtrent het CAPM – model. Het is wel onze bedoeling om het CAPM – kader te gebruiken waar het zeker van toegevoegde waarde zal blijken te zijn, met name als risico corrigerende factor. Marktrisico zal wellicht geen volledige beschrijving van het totale risico zijn, maar het is zeker één van de belangrijkste risicofactoren. Een eerste uitzuivering van de excess return zal plaatsvinden als de return van een actief beheerde portefeuille of een individueel aandeel gecorrigeerd wordt voor het marktrisico.

Het model zoals beschreven in sectie 2.2 waarbij de naïeve vergelijking van de return op zich wordt vergeleken met de marktportefeuille (of om het even welke numéraire) kan dus reeds een eerste nuttige bijsturing ondergaan. Door het CAPM te gebruiken, wordt deze  $\alpha_j$  reeds gezuiverd voor een belangrijk (maar niet volledig) risico.

$$\tilde{R}_j - R_F = \alpha_j + \beta_j(\tilde{R}_M - R_F) + \tilde{\varepsilon}_j \quad (2)$$

Door deze correctie uit te voeren, is de excess return gezuiverd voor het marktrisico en de mate waarin dit risico werd genomen.

Na deze inleiding van het capital asset pricing model gaat er dieper worden ingegaan op de formule. Hiervoor zal er eerst rekening moeten worden gehouden met de volgende assumpties:

1. Beleggers hebben enkel oog voor het verwacht rendement en de standaardafwijking van het rendement van een aandeel.
2. De returns van twee aandelen zijn gecorreleerd met elkaar door hun correlatie met het marktrendement. Dit komt overeen met de veronderstelling dat er maar één factor de rendementen bepaalt.
3. Beleggers richten zich op returns van één enkele periode welke hetzelfde is voor alle beleggers.
4. Beleggers kunnen lenen en uitlenen aan dezelfde risicovrije rentevoet.
5. Belastingen beïnvloeden de beleggingsbeslissingen niet.
6. Alle beleggers maken dezelfde schattingen van de verwachte rendementen, standaardafwijkingen van de rendementen en correlaties tussen de returns.

(Hull, 2012)

De marktfactor  $(\tilde{R}_M - R_F)$ , ook markt risicopremie genoemd, wordt toegevoegd en  $\beta_j$  wordt gedefinieerd als het risiconiveau van het aandeel  $j$ . Deze term compenseert de beleggers voor het risico dat ze nemen. Feitelijk is de markt een zero-investment portefeuille waarbij een honderd procent long positie wordt ingenomen op aandelen en een honderd procent short positie op staatsobligaties (Metrick & Yasuda, z.j.). De risicovrije intrestvoet  $R_F$  is het rendement op een

risicoloze belegging, wat bij benadering wordt berekend als de opbrengst van de driemaandelijke staatsobligaties. De term  $\alpha_j$  is de markt gecorrigeerde excess return. Als deze positief is dan heeft de manager een rendement verdient dat hoger is dan de cost of capital. Als daarentegen de  $\alpha_j$  negatief is dan gaat het rendement van de manager lager zijn dan de cost of capital (Metrick & Yasuda, z.d.). Ten laatste is de error term toegevoegd die niet gecorreleerd is met de individuele waarden en de marktfactor. Deze term heeft een diversifieerbaar risico, wat ook niet – systematisch, idiosyncratisch, residueel of bedrijfsspecifiek risico wordt genoemd. Bijgevolg gaat het totale risico van een aandeel, de variantie zijn van de systematische en niet – systematische component. Indien een bedrijfsspecifiek element wordt opgenomen dan is de gemiddelde verwachte waarde hiervan nul, maar het heeft wel een extra risico geïntroduceerd. Met andere woorden is er iets opgenomen dat geen return genereert maar wel een risico met zich meebrengt wat een vertoning is van geen economisch efficiënt gedrag. Hierdoor wil elke belegger de variantie van de error term zo laag mogelijk houden en via diversificatie wordt hieraan voldaan.

#### 2.4. Drie factor model van Fama en French

Fama en French hebben na onderzoek op toevalligerwijze gevonden dat de markt niet de enige risicofactor was. De alfa moest namelijk verder gezuiverd worden voor toevalstreffers die afkomstig waren van stijlkeuzes. Men koos bijvoorbeeld om value aandelen te waarderen op een systematisch manier en deze te financieren via groei aandelen. Deze factor zorgde toevalligerwijze voor een outperformance in een bepaalde periode door het beter presteren van value ten opzichte van groei. Echter presteerde groei aandelen beter in de volgende periode waardoor deze toevalstreffer een extra risico introduceerden. In 1993 zijn bijgevolg twee risicofactoren toegevoegd aan het CAPM model namelijk Small-minus-Big (SMB) en High-minus-Low (HML), ook size en value genoemd met  $\gamma_1$  en  $\gamma_2$  als sensitiviteitsfactoren.

$$\tilde{R}_j - R_F = \alpha_j + \beta_j(\tilde{R}_M - R_F) + \gamma_1 SMB + \gamma_2 HML + \tilde{\varepsilon}_j \quad (3)$$

De SMB is een portefeuille waarbij er een long positie wordt ingenomen op aandelen van kleine bedrijven en een short positie op aandelen van grote bedrijven (Metrick & Yasuda, z.j.). Volgens het boek 'Investments' van Bodie, Kane en Marcus (2014) hebben Fama en French een methode gebruikt om de size risicopremie te kwantificeren. Eerst is de gemiddelde grootte van NYSE-aandelen bepaald om zo de verhandelbare individuele waarden van de Verenigde Staten (NYSE + AMEX + NASDAQ) te verdelen in groot of klein. Zo zijn twee value gewogen portefeuilles gecreëerd waarbij de ene bestaat uit grote aandelen en de andere uit kleine. Als size een prijs krijgt dan zal de SMB portefeuille een risicopremie hebben om te compenseren voor het risico dat beleggers oplopen indien het slecht gaat met de markt. Namelijk tijdens een recessie worden kleinere aandelen harder geraakt dan de grotere.

De HML of value premie bezet een long positie in value aandelen (aandelen met een hoge boekwaarde/marktwaarde) en een short positie in groeiaandelen (aandelen met een lage boekwaarde/marktwaarde) (Metrick & Yasuda, z.j.). De boekwaarde wordt berekend door naar de

boekhoudkundige waarde te kijken en de marktwaarde wordt bepaald in de aandelenmarkt door te kijken naar de koers van het aandeel op dat moment.

Om deze twee extra risicofactoren te creëren, hebben Fama en French de aandelen gesorteerd volgens grootte en value waarbij Amerikaanse aandelen verdeeld werden in drie groepen volgens de boek- tot marktwaarde ratio. Deze categorieën zijn: de laagste dertig procent, de middelste veertig procent en de hoogste dertig procent met als label L, M en H. Indien er gekeken wordt naar de grootte (size) dan maakt men gebruik van de labels S (klein) en B (groot). Bijgevolg zijn er zes value gewogen portefeuilles gecreëerd namelijk klein/laag, klein/gemiddeld, klein/hoog, groot/laag, groot/gemiddeld en groot/hoog. Het rendement van de kleine en grote portefeuille is:

$$R_S = 1/3(R_{S/L} + R_{S/M} + R_{S/H}); R_B = 1/3(R_{B/L} + R_{B/M} + R_{B/H}) \quad (4)$$

Het rendement van de portefeuilles met de value - en groeiaandelen is:

$$R_H = 1/2(R_{SH} + R_{BH}); R_L = 1/2(R_{SL} + R_{BL}) \quad (5)$$

Uit deze portefeuilles kunnen bijgevolg de risicofactoren gevormd worden:

$$R_{SMB} = (R_S - R_B); R_{HML} = (R_H - R_L) \quad (6)$$

(Bodie, Kane & Marcus, 2014)

## 2.5. Carhart vier factor model

Aan het drie factor model van Fama en French is de risicofactor winners minus losers toegevoegd, ook het momentum effect genoemd en brengt een verdere uitzuivering van alfa met zich mee. Dit vier factor model zorgt voor een goede risicomaat.

$$\tilde{R}_j - R_F = \alpha_j + \beta_j(\tilde{R}_M - R_F) + \gamma_1 SMB + \gamma_2 HML + \gamma_3 WML + \tilde{\varepsilon}_j \quad (7)$$

Door de hoge statistische verklaringswaarde en de opvallende orde van grootte van deze factor, zeker in vergelijking met de eerdergenoemde SMB en HML factoren, werd momentum als een belangrijke nieuwe bevinding beschouwd in het beschrijvingsproces van aandelenreturns. Het momentum is het verschil in rendement tussen de groep van de 30 procent beste presteerders in een voorafgaande periode en de 30 procent slechtste presteerders. Dit leverde immers het opvallende nieuwe inzicht dat strategieën die louter gebaseerd waren op historische outperformance, de onderliggende prestatieverschillen tussen aandelen op significante wijze konden mee bepalen. Dergelijke momentum strategieën vereisen echter een grote omzet in de portefeuille, die tot 80 procent op jaarbasis kan oplopen. Het voordeel van de strategie overstijgt echter de transactiekosten.

Zoals eerder vermeld in sectie 2.1 bleek na onderzoek bij Wermers (2000) dat de Carhart alfa een positief gemiddeld rendement realiseerde van 1,3 procent voor aftrek van kosten, wat zorgde voor een outperformance van de markt. Echter wanneer de kosten in mindering werden gebracht, daalde het gemiddelde rendement tot -1 procent en gaf aanleiding tot een underperformance. Door het positief rendement was er een mogelijkheid om tot verder onderzoek over te gaan namelijk of het verschil van 2,3 procentpunten kon worden verminderd. Het is samengesteld uit 0,8 procent management fees, 0,8 procent transactiekosten en 0,7 procent kosten veroorzaakt door het aanhouden van cash. Na de verlaging van kosten bleven uiteindelijk enkel de management fees over waardoor een gemiddeld rendement van 0,5 procentpunt werd bekomen.

Tijdens de financiële crisis van 2007-2008 kwam echter een belangrijke tekortkoming van een dergelijke strategie tot uiting. Portefeuilles die waren samengesteld op basis van deze factor kenden een zware underperformance ten opzichte van de algemene beursindices. De voornaamste reden hiervoor dient gezocht te worden bij de impliciet ingebouwde afhankelijkheid voor liquiditeit. Meer bepaald van de financiële condities tegen dewelke kon worden ontleend op de financiële markten en de hoeveelheid liquiditeit die door de centrale banken ter beschikking werd gesteld (volgens S. Duchateau (persoonlijke communicatie, 30 maart 2016)). In de periode onmiddellijk voorafgaand aan de crisis werden immers zowel de rentetarieven verhoogd als de beschikbare liquiditeit ingeperkt, terwijl tijdens en vlak na de crisis, de financieringscondities in het algemeen zeer zwaar werden verstrengd. Dergelijke condities kunnen worden afgemeten aan het verloop van de TED-spread, het verschil tussen de interbancaire rentevoeten en de Amerikaanse Treasury bills op korte termijn.

## 2.6. Pastor-Stambaugh model

Nochtans had de slechte prestatie van de momentum strategie tijdens de financiële crisis geweten kunnen zijn. Pastor en Stambaugh hadden in 2003 reeds gewezen op de belangrijke statistische significantie van een liquiditeitsfactor, gebaseerd op de beschikbare hoeveelheid liquiditeit in de economie. Door de toevoeging van deze factor aan het oorspronkelijke drie factor model van Fama en French was het immers mogelijk om een nieuwe dimensie te belichten: De returnverschillen tussen aandelen konden deels worden verklaard door hun specifieke afhankelijkheid van de beschikbare hoeveelheid liquiditeit op de financiële markten en hun eigen liquiditeit, uitgedrukt in verhandelingsvolume. Bijgevolg gaat het model er als volgt uitzien met  $\gamma_3$  als sensitiviteitsfactor van de liquiditeitsfactor *LIQ*:

$$\tilde{R}_j - R_F = \alpha_j + \beta_j(\tilde{R}_M - R_F) + \gamma_1 SMB + \gamma_2 HML + \gamma_3 LIQ + \tilde{\varepsilon}_j \quad (8)$$

De liquiditeitsfactor is een portefeuille dat long gaat op lage liquiditeitsaandelen en short op hoge liquiditeitsaandelen (Metrick & Yasuda, z.j.). Beleggers die zich op liquiditeit richten, kopen aandelen die minder frequent verhandeld worden dan andere aandelen. Dit zijn vaak aandelen met een laag handelsvolume en/of een grote bied- en laatspread (<https://www.vanguard.nl/documents/product-brochure-liquidity-nl.pdf>).



Aandelen blijken immer een illiquiditeitspremie in hun prijzen te hebben ingebouwd. Hierdoor zullen de returns van illiquide aandelen of waarden die een hoge sensitiviteit vertonen voor het algemene liquiditeitsniveau op de financiële markten, betere resultaten opleveren tijdens periodes van expansieve monetaire politiek van de centrale banken. Echter presteren deze individuele waarden relatief zeer slecht wanneer deze liquiditeit wordt beperkt door een restrictieve monetaire politiek of een terugval van de liquiditeit tijdens een bancaire crisis.

## 2.7. Betting against bèta model

Om deze factor in zijn juiste context te plaatsen, dienen we eerst het begrip bèta uit het capital asset pricing model scherp te stellen. Bèta meet de bijdrage van het aandeel tot de variantie van de marktportefeuille als een proportie van de totale variantie van de marktportefeuille. De formule is als volgt:

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(R_i, R_M)}{\sigma_M^2} \quad (9)$$

(Bodie et al., 2014)

Anders gesteld is dit een statistische maatstaf van het risico van een individueel aandeel of portefeuille, bekeken ten opzichte van het risico van de marktportefeuille. Indien bèta volgens Bodie et al. (2014) gelijk is aan één dan vertaalt een relatieve beweging van de markt zich op volkomen gelijkaardige wijze in een relatieve beweging van het aandeel. Een bèta van een aandeel groter (kleiner) dan één duidt op een hogere (lagere) gevoeligheid ten aanzien van bewegingen van de marktportefeuille. Het concept van de Capital Market Line laat vervolgens toe de *Required Rate of Return* van een individueel aandeel te berekenen, gegeven zijn risico (gemeten op basis van de standaardafwijking van de returns van dit aandeel). Deze vereiste return bevindt zich op de Capital Market line, met name op het punt dat overeenstemt met de standaardafwijking van het betrokken aandeel.

Stel:

$\sigma_j$  = standaardafwijking van het aandeel  $j$

$RR_j$  = vereiste return van het aandeel  $j$

$R_M$  = return van de marktportefeuille

$\sigma_M$  = standaardafwijking van de marktportefeuille

$R_F$  = risicovrije rente

CML stelt:

$$R = R_F + \frac{R_M - R_F}{\sigma_M} * \sigma \quad (10)$$

Toegepast op het aandeel  $j$  met  $\sigma_j$ , wordt dit:

$$RR_j = R_F + \frac{R_M - R_F}{\sigma_M} * \sigma_j \quad (11)$$

Indien we een lineair verband veronderstellen tussen de excess returns van het aandeel  $j$  en de marktportefeuille, dan kan het CAPM op eenvoudige wijze worden afgeleid uit deze Capital Market Line. Vertrekkend vanuit (11) worden de consequenties van een lineair model toegevoegd. Een lineair model stelt dat:

$$R_j - R_F = \alpha_j + \beta_j(R_M - R_F) + \varepsilon_j \quad (12)$$

Zodat 
$$\sigma_j^2 = \beta_j^2 \sigma_M^2 + \sigma_\varepsilon^2 \quad (13)$$

Indien  $\sigma_\varepsilon^2 \approx 0$  en het verband dus (bijna) perfect lineair is, dan zal:

$$\sigma_j = \beta_j \sigma_M \quad (14)$$

Deze functie ingevuld in (11) leidt tot:

$$RR_j = R_F + \beta_j(R_M - R_F) \quad (15)$$

We mogen hierbij echter niet uit het oog verliezen dat CAPM weliswaar een lineair regressiemodel als uitgangspunt neemt waarbij de richtingscoëfficiënt bèta een specifieke rol vervult zoals hoger beschreven maar in de praktijk geen perfecte inschatting van de werkelijke relatie tussen een individueel aandeel en de marktportefeuille weergeeft. Enerzijds zal er bij een lineaire regressie tussen de excess return van een aandeel en de excess return van de marktportefeuille een al dan niet significante alfa kunnen ontstaan, die geïnterpreteerd kan worden als een risico gecorrigeerde verhoging (verlaging) indien het teken van dit intercept positief (negatief) is. Anderzijds zal er in de praktijk in de grote meerderheid van de gevallen een afwijking worden vastgesteld ten opzichte van de vooropgestelde lineaire relatie, hetgeen aanleiding zal geven tot een foutterm met een variantie gelijk aan  $\sigma_\varepsilon^2$ , hetgeen wordt omschreven als niet-specifiek of diversifieerbaar of idiosyncratisch risico. In principe zou evenwel noch de orde van grootte van bèta, noch de deze van de idiosyncratische variantie enige invloed mogen hebben op de risico gecorrigeerde performantie zoals opgemeten via de hogergenoemde alfa-waarde.

Het empirisch onderzoek dat snel volgde op de ontwikkeling van het CAPM door Sharpe (1964) wees al vrij snel op een specifieke anomalie waarbij portefeuilles die samengesteld werden op basis van aandelen met een hoge bèta, stelselmatig een underperformance lieten optekenen in risico gecorrigeerde termen ten opzichte van aandelenportefeuilles met een lagere bèta. In een efficiënte markt is het enkel mogelijk om hogere returns te verdienen door hogere risico's te nemen, zodat op risico gecorrigeerde basis geen outperformance kan worden gerealiseerd. Maar een dergelijk patroon blijkt in de realiteit zeer moeilijk detecteerbaar. Integendeel, reeds vanaf Black (1972) stoot men zeer nadrukkelijk op het tegenovergestelde fenomeen, waarbij precies het nemen van lager risico wijst op een hogere return, zoals nog treffender werd geïllustreerd in Baker, Bradley en Taliaferro (2013) waarbij wordt vastgesteld dat zowel in de Amerikaanse aandelenmarkt als op de wereldbeurzen (geïndustrialiseerde landen), de aandelen die behoren tot het laagste quintiel van bèta-waarden, de aandelen die behoren tot het hoogste bèta-quintiel op zeer substantiële wijze outperformen.

Op basis hiervan kan een *betting-against-beta* (BAB) factor worden gesuggereerd die ontstaat wanneer het verschil in performance wordt berekend tussen een portefeuille die een long positie inneemt in aandelen met een bèta lager dan 1 en tegelijkertijd wordt een short positie ingenomen op een portefeuille die is samengesteld uit aandelen met een bèta hoger dan 1. In tegenstelling tot de eerdere genoemde factoren (SMB, HML, ...) kan dit effect echter niet meer op een *dollar neutrale wijze* aan de regressie worden toegevoegd. Met dat laatste wordt bedoeld dat de investering in de long component wordt gefinancierd met de opbrengsten uit de short component van de betrokken factor. Indien deze techniek op gelijkaardige wijze wordt toegepast op de *betting-against-beta* factor, dan dreigen ongewenste vertekeningen te ontstaan bij de opmeting van de sensitiviteit. De component zou op die manier immers ook een substantieel negatieve bèta vertonen, hetgeen vanzelfsprekend opnieuw invloeden van de marktportefeuille introduceert in deze factor. Dit is uiteraard niet de bedoeling vermits hiervoor reeds de marktportefeuille gebruikt wordt in de tijdreeksanalyse. In plaats van de betrokken BAB-factor dollar neutraal te willen maken, gaan Frazzini en Pederson (2014) een andere techniek toepassen, met name door de factor bèta-neutraal te maken. Dit kan simpelweg gebeuren door een hoger bedrag te investeren in de lage bèta-portefeuille en een lager bedrag te verkopen in de hoge bèta-portefeuille. Door deze bedragen op basis van hun bèta-waarden op elkaar af te stemmen ontstaat enerzijds een bèta-neutrale portefeuille maar tegelijk ook een financieringsbehoefte. Er dient immers meer te worden geïnvesteerd in de *long positie* dan er beschikbaar kan worden gemaakt door de short positie vermits de eerste een lagere bèta heeft dan de laatste. In het onderzoek van Frazzini en Pedersen (2014) bedraagt de gemiddelde bèta van de long positie ongeveer 0,7 terwijl de bèta van de shortpositie ongeveer 1,4 bedraagt. Om de portefeuille bèta-neutraal te maken dient dus gemiddeld tweemaal meer te worden geïnvesteerd in een portefeuille met lage bèta-waarden dan kan worden bekomen uit de (short) verkoop van de hoge bèta-waarden. Hierdoor dient ontleent te worden aan de risicovrije rente. Het onderzoek van Frazzini en Pedersen (2014) bevestigt de systematische outperformance van een dergelijke portefeuille over de periode van 1926 tot 2012 en bewijzen vandaar het nut van het opnemen van een dergelijke strategie als verdere aanvulling van een multi-factor model.

### Hoofdstuk III : Quality-minus-Junk model

Uit een overzicht van het ruime aanbod aan empirisch onderzoek naar outperformance door actieve beheerders, blijkt volgens Jones en Wermers (2011) dat er in het algemeen weinig of geen toegevoegde waarde wordt geleverd door beleggingsstrategieën die afwijken van passief beheer. De auteurs zijn niet verrast door een dergelijke conclusie: *"This finding is what we should expect in a mostly efficient market, in which fierce competition among active managers drives average (net) active risk-adjusted returns toward zero, in equilibrium"*. Maar een belangrijke minderheid van de onderzochte beheerders stelt *"that a significant minority of active managers do add value"*. Een belangrijke vraag hierbij is of dergelijke outperformance in de toekomst kan worden gedetecteerd. Deze vraagstelling vormt een kernthema van het onderzoek in de zin dat men wil nagaan of een Quality-minus-Junk model, zoals gesuggereerd door Asness, Frazzini en Pedersen (2013), kan helpen om een actieve beleggingsstrategie te ontwikkelen die op persistente wijze een positieve, risico gecorrigeerde bijdrage zal leveren. Deze hoog gegrepen doelstelling kon in het verleden slechts in zeer uitzonderlijke gevallen worden uitgevoerd door legendarische beleggers als Warren Buffett of Peter Lynch. Dit werd telkens toegeschreven aan het bijzonder scherp en sterk gepersonaliseerde analytische inzicht van dergelijke beheerders, hetgeen niet op basis van een model kan worden gerepliceerd in de toekomst (The economist, 2012).

In het algemeen gesteld houdt deze strategie in dat een long positie wordt ingenomen in ondergewaardeerde kwaliteitsaandelen en een short positie in overgewaardeerde, kwaliteitsarme individuele waarden. Vandaar de benaming van de factor, Quality-minus-Junk, in analogie met de eerder geciteerde Small-minus-Big, High-minus-Low, Winners-minus-Losers. Indien een dergelijke strategie werkt, zal een alfa gegeneerd worden die de markt outperforms, zowel bij laag- als hoogconjunctuur van de economie en zowel in periodes van op- als neergaande markten. Er wordt hierbij vanzelfsprekend niet naar perfectie gezocht. Als criterium voor een succesrijke methode wordt vooropgesteld dat de systematische toepassing ervan in de meerderheid van de gevallen moet leiden tot een risico gecorrigeerde outperformance maar in de gevallen dat de factor niet werkt geen verliezen van substantiële orde mag veroorzaken. De belangrijkste vraag die vanzelfsprekend moet worden beantwoord vooraleer het QMJ-effect kan worden toegepast en geëvalueerd, is hoe kwaliteit te definiëren, detecteren en selecteren en vervolgens nagaan of deze hogere kwaliteit niet reeds ingeprijsd zit in de huidige beurskoersen van deze geselecteerde aandelen.

Bij het onderzoek van Asness et al. (2013) wordt dat model enkel gebruikt als selectietool van individuele waarden en wordt geen poging ondernomen om deze methode te gebruiken als timingmodel (m.a.w. om de  $\beta$  van de portefeuille te verhogen al naargelang de vooruitzichten van de beheerder). In deze masterproef zal bijgevolg worden nagegaan of deze factor erin slaagt om aan zijn doelstelling (outperformance via actief beheer) te voldoen. Dit zal worden onderzocht voor de VS, België en Finland voor diverse periodes. Hierbij wordt evenwel enkel onderzocht of de selectietechniek op zich in staat is gebleken om een dergelijke factor te creëren. Er wordt niet onderzocht of op basis van een dergelijk onderzoek een verbetering van de alfa waarde kan worden bekomen door middel van timing. Of anders uitgedrukt, in het vakjargon van actief portefeuillebeheer: Er wordt nagegaan wat de alfa creatie door 'security selection' is geweest maar

niet door timing (zoals bijvoorbeeld het al dan niet opnemen van deze factor op basis van conjunctuurvoorspellingen).

### 3.1. Introductie

Bij de vorige financiële modellen lag de focus van het onderzoek vooral op de verwachte rendementen maar de economische gevolgen van marktefficiëntie zijn in belangrijke mate afhankelijk van de prijsontwikkeling en minder van de (verwachte) returns (Cochrane, 2011; Summers, 1986, in Asness, Frazzini, & Pederson, 2013). Beide aspecten zijn weliswaar verbonden maar het is zeker nuttig om de focus te verschuiven naar de prijsvorming.

Zo kan de vraag gesteld worden of de bedrijven die het hoogst scoren op het vlak van kwaliteit ook relatief gezien de hoogste prijs kunnen vragen voor hun aandelen zodat dergelijke bedrijven hun activiteiten ook het goedkoopst kunnen financieren op basis van aandelenkapitaal of via aangetrokken financiering tegen een substantieel lagere kapitaalkost. Om hierop een antwoord te kunnen formuleren dient eerst het begrip "kwaliteit" verder te worden gedefinieerd. Asness et al. (2013) gebruiken de volgende algemene kwaliteitsnormen (die later in groter detail zullen worden omschreven): "stocks that are safe, profitable, growing, and well managed".

De auteurs gaan ervan uit dat de hogere kwaliteit van aandelen een kenmerk is waarvoor beleggers een hogere prijs voor willen betalen. Vanuit historisch perspectief stellen Asness et al. (2013) vast dat aandelen die voldoen aan deze hoge kwaliteitsnormen, hogere risico gecorrigeerde rendementen en lage kwaliteitsaandelen (junk) lagere risico gecorrigeerde returns voortbrengen. In de context van het onderzoek is het vanzelfsprekend erg suggestief om vertrekkende van deze dergelijke vaststelling een beleggingsstrategie te onderzoeken waarbij wordt geïnvesteerd in kwaliteitsvolle aandelen (quality) die gefinancierd zijn vanuit de verkoop van laag kwalitatieve (of "junk") aandelen. Het resultaat zou moeten zijn dat een dergelijke (zero-investment) Quality-minus-Junk beleggingsstrategie een betekenisvolle, positieve risico gecorrigeerde bijdrage kan leveren aan het investeringsresultaat.

Omdat prijzen en rendementen onderling verbonden zijn, zou de prijs van kwaliteit de toekomstige return van de QMJ factor moeten kunnen voorspellen (Asness et al., 2013). De prijs van kwaliteit varieerde sterk over de tijd, zoals bijvoorbeeld tijdens de internetzeepbel (van 1997 tot het voorjaar van 2000) waar de extra vergoeding voor kwaliteit zeer laag was. In deze periode wilden beleggers relatief weinig betalen voor hoog kwalitatieve aandelen in vergelijking met de laag kwalitatieve individuele waarden ("junk"). De dot-com crash, waarschijnlijk ontstaan als het gevolg van een toegenomen vrees voor een wereldwijde recessie, zorgde echter voor een 'flight to quality' omdat men zich in dergelijke omstandigheden als belegger niet meer wou wagen aan kleine internetaandelen zonder enig kwaliteitskenmerk (zoals winstgevendheid, veiligheid, stabiele groei, uitkeerbaarheid). Het directe gevolg hiervan was dat aandelen die deze kwaliteitskenmerken wel vertoonden, sterk begonnen toe te nemen in relatieve waardering en de Quality-minus-Junk factor opnieuw een positieve bijdrage begon te leveren na het uiteenspatten van de dot-com zeepbel.

Nu wordt getracht om dieper in te gaan op deze kwaliteitskenmerken van aandelen die volgens het onderzoek van Asness et al. (2013) aanleiding vormen tot systematisch hogere, risico gecorrigeerde returns. In een eerste fase wordt nagegaan of deze hogere kwaliteit niet reeds vervat zit in de prijzen? Indien dit wel het geval zou zijn, dan kan niet worden verwacht dat in de toekomst nog hogere returns uit een dergelijke aandelselectie wordt verkregen. De impact van kwaliteit zit immers reeds volledig verrekend in de huidige koers. Dit aspect wordt onderzocht door na te gaan of de marktprijs (de beurskoers) ten opzichte van de boekwaarde voor aandelen, die voldoen aan het kwaliteitskenmerk van Asness et al. (2013), substantieel hoger is dan voor andere aandelen. Hiervoor wordt eerst opnieuw de ratio koers ten opzichte van de boekwaarde of P/B onderzocht.

$$\frac{P}{B} = \frac{\text{winstgevendheid} * \text{uitkeerbaarheidsratio}}{\text{vereist rendement (veiligheid)} - \text{groei}} \quad (16)$$

Deze verhouding is afgeleid van het alom gekende groeimodel van Gordon, beter gekend als het dividend discount model (DDM) waarbij de vier variabelen, opgenomen in het rechterlid van formule (16), de basis vormen voor de selectie van de kwaliteitskenmerken van het model van Asnes et al. (2013).

### 3.1.1. De prijs tot boekwaarde ratio

Allereerst wordt formule (16) afgeleid via het dividend discount of Gordon model waarbij vertrokken wordt van de hoofdformule van het DDM te zien in (17). De teller omvat het dividend (*DIV*) en de noemer bestaat uit het verschil tussen het vereist rendement ( $R_M$ ) en de groeivoet ( $g$ ). Bij (18) wordt het linker- en rechterlid vermenigvuldigd met  $\frac{1}{B}$  (de inverse van de boekwaarde). Vervolgens zal een tussenstap het dividend beschrijven in functie van de winst (formule (19)). Tenslotte bekomt men de prijs tot boekwaarde in (20) waarbij  $\frac{\text{profit}}{B}$  gelijkgesteld wordt aan de winstgevendheid en  $\frac{\text{DIV}}{\text{profit}}$  aan de uitkeerbaarheidsratio.

$$P = \frac{\text{DIV}}{R_M - g} \quad (17)$$

$$\frac{P}{B} = \frac{\text{DIV}}{R_M - g} * \frac{1}{B} \quad (18)$$

$$\text{DIV} = \text{profit} * \frac{\text{DIV}}{\text{profit}} \quad (19)$$

$$\frac{P}{B} = \frac{\frac{\text{profit}}{B} * \frac{\text{DIV}}{\text{profit}}}{R_M - g} \quad (20)$$

Aansluitend worden de verschillende kwaliteitskenmerken besproken zowel volgens Asness et al. (2013) (formule (16)) als het dividend discount model  $P = \frac{\text{DIV}}{R_M - g}$  of  $P = \frac{E_1 * k}{R_M - g}$ :

- Winstgevendheid is gelijk aan de winsten per boekwaarde. Als alle variabelen constant worden gehouden behalve winstgevendheid dan gaan lucratieve bedrijven een hogere aandeelprijs vragen (Asness et al., 2013). Als het dividend discount model bijgevolg wordt bekeken dan stijgt de prijs als de uitkeringsfactor  $k$ , de groei  $g$  en het vereist rendement  $R_M$  constant blijven en de opbrengsten  $E_1$  toenemen.

- Groei heeft als betekenis dat beleggers een hogere prijs betalen voor aandelen met groeiende winsten (Asness et al., 2013). Als  $g$  stijgt en de andere variabelen veranderen niet dan zal de prijs van het aandeel hoger liggen door de afname van de noemer.
- Veiligheid houdt in dat beleggers een hogere prijs betalen voor aandelen met een lager vereist rendement als al de andere variabelen constant worden gehouden (ceteris paribus). Er is namelijk sprake van een veiliger aandeel (Asness et al., 2013). Door aansluitend dieper in te gaan op het model van Gordon, wordt de stijging van de aandelprijs aangetoond via twee individuele waarden. Stel dat  $R_j = \beta_j(R_m - R_f) + R_f$  en  $R_i = \beta_i(R_m - R_f) + R_f$  waarbij twee verschillende returns  $R_j$  en  $R_i$  en twee verschillende risicograden, namelijk  $\beta_j$  en  $\beta_i$  gegeven zijn. Als nu  $\beta_j < \beta_i$  dan is  $R_i > R_j$ . Bijgevolg gaat ceteris paribus  $P_j > P_i$ . Dus zal in het algemeen de aandelenprijs toenemen bij een lager vereist rendement.
- De uitkeringsratio omvat het gedeelte van de winsten dat het management uitkeert aan de aandeelhouders. (Asness et al., 2013). Een extra voordeel van uitkeren is dat de vrije kasstromen verminderd worden en bijgevolg nemen de agency conflicten sterk af (Jensen, 1986 in Asness et al., 2013). Volgens het DDM stijgt de prijs van een aandeel indien de uitkeringsfactor  $k$  toeneemt en al de andere variabelen constant blijven. Een ander opmerkelijk fenomeen is dat men geen hogere prijs vraagt als een hogere uitkering geassocieerd wordt met een lagere toekomstige winstgevend, ook groei genoemd. Anders gezegd, indien  $k$  stijgt en tegelijkertijd daalt  $g$  dan is er geen effect.

### 3.1.2. Kwaliteitsindexen

Het waarderen van de factor kwaliteit is geen nieuwheid in de financiële wereld. Zo hebben MSCI Quality indices als doel om de prestaties van een kwaliteitsgroei strategie te reflecteren. Kwaliteitsgroei bedrijven worden gekenmerkt als ondernemingen met duurzame businessmodellen en concurrentievoordelen. Ze hebben een hoog rendement op eigen vermogen, stabiele winst die niet gecorreleerd is met de brede businesscyclus en een sterke balans met lage financiële hefboomwerking. Vele actieve investeerders gebruiken kwaliteitsgroei als een belangrijke factor in hun effectenselectie en portefeuillesamenstelling. Tevens streven de MSCI Quality indices ernaar om de kwaliteitsfactor te vangen met een eenvoudige en transparante methodologie en tegelijkertijd het verzekeren van een hoog verhandelingsvolume en een hoge beleggingscapaciteit voor bedrijven (MSCI Research, 2013). De techniek om aandelen te selecteren volgens MSCI Quality indices wordt gedetailleerder beschreven in de bijlage onder sectie 7.1.

De MSCI USA Quality Index is gebaseerd op de MSCI USA Index, zijn parent index, wat grote en middelgrote aandelen omvat van de Amerikaanse aandelenmarkt. Deze index tracht de prestaties van kwaliteitsgroei aandelen te vangen door het identificeren van aandelen met hoge kwaliteitsscores gebaseerd op drie belangrijke fundamentele variabelen: hoge return op eigen vermogen (ROE), stabiele jaar na jaar winstgroei en lage financiële hefboom. De 5 bedrijven met het grootste gewicht in deze index zijn: Microsoft Corp., Johnson & Johnson, Apple, Exxon Mobil Corp., en Gilead Sciences (MSCI Research, 2013).

Figuur 1: MSCI USA Quality index



In figuur 1 zijn de gecumuleerde netto returns (bruto rendement min niet recupereerbare belasting op dividend) weergegeven waarbij vanaf 1990 een outperformance van MSCI USA Quality index op te merken is ten opzichte van de MSCI USA index, waarbij het verschil de laatste jaren significant is geworden. Dit geeft bijgevolg een sterke indicatie dat de belegger graag wil betalen voor kwaliteit met als gevolg dat de QMJ factor een groot potentieel heeft om de markt te kunnen outperformen.

### 3.2. Methodologie

Het model van Asness, Frazzini en Pederson (2013) wordt beschreven. Bijgevolg zal voor de eenvoud en leesbaarheid deze referentie wegvallen in de volgende secties tot en met 3.8.

#### 3.2.1. Data

De returns en accounting data van het artikel zijn afkomstig van CRSP en XpressFeed Global database waarbij de auteurs een long sample van Amerikaanse aandelen en een broad sample van globale aandelen hebben onderzocht over een tijdsperiode van respectievelijk juni 1956 tot december 2012 en januari 1986 tot december 2012. De rendementen, inclusief dividend, zijn berekend in dollar en omvatten geen dekking van valutarisico's. Op het einde van het boekjaar van een onderneming, eindigend ergens in kalenderjaar  $t-1$ , worden de accounting variabelen afgestemd met de maand juni van kalenderjaar  $t$ . Tevens zijn de excess returns berekend boven de risicovrije rentvoet welke de Amerikaanse Treasury bill rate is.



### 3.2.2. Kwaliteitscore

Vooraleer te beginnen met de berekening van de score, zijn correlatietesten uitgevoerd van de verschillende kwaliteitskenmerken voor de excess returns. Deze zijn allemaal positief gerelateerd waarbij enkel de interdependentie tussen uitkering en groei een negatief teken bevat wat weergeeft dat een hogere uitkering geassocieerd wordt met een lagere groei. De gemiddelde paarsgewijze correlatie tussen de deelcomponenten van kwaliteit voor de long (tabel 1a) en broad (tabel 1b) sample is respectievelijk 0.40 en 0.45. De bedoeling van deze test is de aantoning dat de deelcomponenten enerzijds een goede correlatie vertonen met de QMJ factor en anderzijds niet sterk onderling gecorreleerd zijn wat aangeeft dat naar alle waarschijnlijkheid de vier factoren een rol op zich gaan spelen. De correlatiecoëfficiënt van winstgevendheid en veiligheid in tabel 1b is 0.84 implicerend dat deze factoren op zich geen belang gaan hebben, maar door de lagere coëfficiënt bij tabel 1a (0.65) gaan veiligheid en winstgevendheid toch worden opgenomen.

Ter besluit hebben de deelcomponenten van kwaliteit een relatief lage correlatie wat indicatief is voor het feit dat die factoren in een multivariate regressie mogelijkerwijze allemaal significant zijn. Echter zijn de correlaties hier univariaat getrokken en niet multivariaat met als gevolg dat de significantie hier niet kan uit opgemaakt worden. Maar door het feit dat de correlatiematrixen een behoorlijk stuk van 1 liggen kan worden verklaard dat naar alle waarschijnlijkheid er t - waarden gaan zijn die zich op het 95% niveau bevinden.

*Tabel 1a: Correlatie long sample (Asness et al., 2013)*

Excess returns	QMJ	Winstgevendheid	Veiligheid	Groei	Uitkeerbaarheid
QMJ	1				
Winstgevendheid	0.82	1			
Veiligheid	0.88	0.65	1		
Groei	0.24	0.52	0.15	1	
Uitkeerbaarheid	0.69	0.35	0.53	-0.34	1

*Tabel 1b: Correlatie broad sample (Asness et al., 2013)*

Excess returns	QMJ	Winstgevendheid	Veiligheid	Groei	Uitkeerbaarheid
QMJ	1				
Winstgevendheid	0.79	1			
Veiligheid	0.86	0.84	1		
Groei	0.28	0.36	0.27	1	
Uitkeerbaarheid	0.76	0.46	0.51	-0.19	1

Vooraleer wordt onderzocht of kwaliteit volledig vervat zit in de prijs, komt eerst de definiëring van de kwaliteitsscore aan bod volgens Asness et al. (2013) baserend op de vier kwaliteitskenmerken namelijk winstgevendheid, groei, veiligheid en hoge uitkeerbaarheid. Deze calculatie gebeurt aan de hand van verschillende maatstaven te bestuderen voor elk deelcomponent. Vervolgens neemt men het gemiddelde om zo vier samengestelde proxies te verkrijgen. Om de uiteindelijke kwaliteitsscore te bemachtigen van elk onderzocht aandeel, zal een gemiddelde worden genomen van deze proxies.

Het standaardisatie proces wordt ingevoerd om de verschillende maatstaven per kwaliteitskenmerk op gelijke voet te krijgen en te kunnen combineren. Technisch gezien wordt berekend hoeveel standaardafwijkingen een maatstaf van zijn lange termijn gemiddelde afwijkt (Cochran W. G. & Snedecor G. W., 1987). Iedere maand wordt elke variabele omgezet in rangen en bijgevolg gestandaardiseerd om een z – score te verkrijgen. De formule ziet er als volgt uit:

$$z_x = \frac{r - u_r}{\sigma_r} \quad (21)$$

Meer formeel geeft  $x$  de verschillende maatstaven weer van de vier hoofdcomponenten,  $r$  de vector van de rangen namelijk  $r_i = rang(x_i)$  en  $u_r$  en  $\sigma_r$  respectievelijk het gemiddelde en de standaardafwijking van  $r$ .

Na de werkwijze te hebben geformuleerd, volgt de beschrijving van de vier deelcomponenten waarvan het eerste kwaliteitskenmerk 'winstgevendheid' is. Deze wordt gemeten door het gemiddelde te nemen van de z – scores van brutowinst op activa (BWOA), rendement op eigen vermogen (ROE), rendement op activa (ROA), kasstroom op activa (KSOA), contributiemarge (CM) en lage accruals (ACC):

$$winstgevendheid = z(z_{bwoa} + z_{roe} + z_{roa} + z_{ksoa} + z_{cm} + z_{acc}) \quad (22)$$

De eerste norm BWOA is gelijk aan de omzet min kost verkochte goederen gedeeld door de totale activa, ROE is de ratio van nettowinst en eigen vermogen (EV), ROA vertegenwoordigt de verhouding van nettowinst en totale activa. De vierde variabele KSOA is de nettowinst plus afschrijvingen min de verandering in werkkapitaal en kapitaalsuitgaven gedeeld door de totale activa. De volgende maatstaf CM wordt gekenmerkt door de ratio te nemen van omzet min kost verkochte goederen en omzet. Als laatste wordt ACC gedefinieerd als de afschrijving min verandering in werkkapitaal gedeeld door de totale activa. Het werkkapitaal wordt gedefinieerd als vlottende activa min vlottende passiva min de liquide middelen en geldbeleggingen plus schulden op meer dan één jaar die binnen het jaar vervallen en schulden met betrekking tot belastingen. De boekwaarde van het eigen vermogen wordt gekenmerkt als het eigen vermogen van de aandeelhouders min de preferente aandelen<sup>1</sup>. De tweede manier om de boekwaarde van EV te verkrijgen is een proxy van de aandeelhouders hun eigen vermogen namelijk de totale activa min de totale passiva en minderheidsbelangen min de preferente aandelen. Hoe hoger de maatstaven behalve voor ACC, hoe hoger de winstgevendheid. Daarom wordt het negatieve equivalent van de z – score van ACC berekend.

De deelcomponent 'groei' bevat dezelfde variabelen als 'winstgevendheid' met het verschil dat de meting gebeurt over een voorafgaande periode van vijf jaar. Specifiek wordt de z – score van groei

---

<sup>1</sup> Aandelen zonder stemrechten die een hogere claim hebben op de activa en opbrengsten en waarbij het dividend eerder wordt uitbetaald dan bij gewone aandelen.

berekend door het gemiddelde te nemen van de z – scores van de winstgevendheidsvariabelen hun vijfjaarlijkse groei. De vergelijkingen zien er als volgt uit waarbij  $X$  de verschillende ratio's kenmerkt:

$$groei = z(z_{\Delta bwoa} + z_{\Delta roe} + z_{\Delta roa} + z_{\Delta ksoa} + z_{\Delta cm} + z_{\Delta acc}) \quad (23)$$

$$\Delta = \frac{X_t - X_{t-5}}{X_{t-5}} \quad (24)$$

Het derde kenmerk vertegenwoordigt veiligheid waarbij de maatstaven met zo weinig mogelijk risico worden beschreven namelijk lage bèta (BAB), lage idiosyncratische volatiliteit (IVOL), lage hefboom (HEF), lage volatiliteit van de return op eigen vermogen (EVOL) en als laatste worden ook de normen, Ohlson O-score en Altman Z-score, opgenomen die de kans op faillissement berekenen. Als nu het gemiddelde wordt genomen van de z – scores van al deze maatstaven dan volgt de weergave van de volgende formule:

$$veiligheid = z(z_{bab} + z_{ivol} + z_{hef} + z_{evol} + z_o + z_z) \quad (25)$$

De eerste variabele BAB is gelijk aan min de markt bèta<sup>2</sup>. De IVOL maatstaf, de negatieve idiosyncratische volatiliteit ( $-\sigma^i$ ) van een aandeel, is gelijk aan de rolling jaarlijkse standaarddeviatie van dagelijkse bèta gecorrigeerde excess return waarbij de meest recente verhandeldag wordt weggelaten. De derde maatstaf HEF is min de totale schuld (som van de LT passiva, KT passiva, minderheidsbelang en preferente aandelen) gedeeld door de totale activa. De maatstaf EVOL is de standaardafwijking van het driemaandelijks rendement op eigen vermogen van de voorbije zestig kwartalen met de vereiste van tenminste twaalf niet ontbrekende kwartalen. Indien de driemaandelijks data niet beschikbaar is, wordt de standaarddeviatie gebruikt van de jaarlijkse ROE van de voorbije vijf jaren en zijn vijf niet ontbrekende boekjaren vereist. De berekening en uitleg van de Ohlson O-score en Altman Z-score worden weergegeven in bijlage onder sectie 7.2 met als nummer (52) en (53).

De laatste component van kwaliteit, de hoge uitkeerbaarheid, is afhankelijk van de netto aandelenuitgifte<sup>3</sup>, de netto uitgifte van obligaties<sup>4</sup> en de totale netto uitkeerbaarheid van de winsten met als afkortingen respectievelijk AU, OU en NUW. De z-score van de uitkeerbaarheid wordt berekend door het gemiddelde te nemen van de z-scores van de individuele maatstaven waarbij de formule er als volgt uitziet:

$$hoge\ uitkeerbaarheid = z(z_{au} + z_{ou} + z_{nuw}) \quad (26)$$

---

<sup>2</sup> Alle bèta's worden berekend daarna maal -1 gedaan en vervolgens gestandaardiseerd om zo een hoge score te geven aan de lage bèta's en een lage score aan de hoge beta's.

<sup>3</sup> Bijvoorbeeld indien een bedrijf een uitkering in aandelen (stockdividend) doet van twee procent dan krijgt de aandeelhouder voor iedere honderd aandelen er twee bij.

<sup>4</sup> Iedere afgesproken periode krijgt de obligatiehouder een coupon uitgekeerd en op het einde van de levensduur wordt de hoofdsom ook terugbetaald.

De eerste variabele AU is min de éénjarige percentageverandering (log) van de uitstaande aandelen aangepast aan een splitsing. De volgende maatstaf vertegenwoordigt de obligatie-uitgifte (OU) wat min de éénjarige percentageverandering (log) is van de totale schuld, namelijk de som van LT passiva, KT passiva, minderheidsbelang en preferente aandelen. Ten slotte is de maatstaf NUW gelijk aan de som van de totale netto-uitkering (nettowinst min verandering in BW eigen vermogen = dividend) van de voorbije vijf jaren gedeeld door de totale winsten (opbrengsten min kost verkochte goederen) van de voorbije vijf jaren.

Uiteindelijk gaan deze vier variabelen gecombineerd worden om één kwaliteitsscore te verkrijgen door het gemiddelde te nemen van de vier deelcomponenten van kwaliteit:

$$kwaliteit = z(\text{winstgevendheid} + \text{groei} + \text{veiligheid} + \text{hoge uitkeerbaarheid}) \quad (27)$$

### 3.2.3. Factorrendementen

De samenstelling van de markt (MKT), grootte (SMB), boek- tot marktwaarde (HML) en momentum (UMD) portefeuilles worden in deze sectie weergegeven. Deze constructie volgt Fama en French (1992, 1993 en 1996) en Asness en Frazzini (2013) in Asness et al. (2013). De marktfactor is het maandelijks waarde gewogen rendement van al de beschikbare aandelen min de één maand treasury bill rente. Daarentegen zijn de size, value en momentum anomalieën samengesteld gebruikmakend van zes waarde gewogen portfolio's gevormd via grootte (marktwaarde van aandelen ME), boek- tot marktwaarde (boekwaarde aandeel gedeeld door marktwaarde aandeel BE/ME) en éénjarige return (rendement van de voorbije twaalf maanden, zonder de meest recente maand). Op het einde van elke kalendermaand worden de individuele waarden toegewezen aan twee op grootte gesorteerde portefeuilles via hun marktkapitalisatie. Voor de Amerikaanse aandelen is de mediaan van de NYSE-aandelenmarkt het breekpunt en voor de Europese is dit het tachtigste percentiel van ieder land. Vervolgens wordt conditioneel gesorteerd waarbij eerst op grootte is geordend en nadien via de tweede variabele. Tevens zijn de portefeuilles waarde gewogen, elke kalendermaand vernieuwd en elke kalendermaand opnieuw gewogen om de gewichten te behouden. De portefeuille rendementen staan in USD, omvatten geen wisselkoersdekking en zijn de excess returns groter dan de Amerikaanse Treasury bill rentevoet.

De size factor SMB is het gemiddelde rendement van de drie kleinste portefeuilles min het gemiddelde rendement van de drie grootste. De value factor HML daarentegen is de gemiddelde return van de twee waarde portefeuilles min de gemiddelde return van de twee groei portefeuilles. Ten slotte is de momentum factor UMD het gemiddeld rendement van de twee hoogste return portfolio's min het gemiddeld rendement van de twee laagste return portfolio's. De formules zien er als volgt uit:

$$SMB = 1/3 (\text{small cap waarde} + \text{small cap neutraal} + \text{small cap groei}) \\ - 1/3 (\text{big cap waarde} + \text{big cap neutraal} + \text{big cap groei}) \quad (28)$$

$$HML = 1/2 (\text{small cap waarde} + \text{small cap groei}) - 1/2 (\text{big cap waarde} + \text{big cap groei}) \quad (29)$$

$$UMD = 1/2 (\text{small cap hoog} + \text{big cap hoog}) - 1/2 (\text{small cap laag} + \text{big cap laag}) \quad (30)$$

### 3.2.4. Persistentie van kwaliteit

Vooraleer de prijs van kwaliteit kan worden bestudeerd, moet aangetoond worden dat de kwaliteit van een aandeel een persistent karakter vertoont. Indien vroeger belegd is in individuele waarden die winstgevend, groeiend, veilig en goed beheerd waren, dan wordt erin geslaagd om ook aandelen te kiezen in de toekomst die deze kenmerken vertonen. Bijgevolg vragen kwalitatief hoogwaardige bedrijven hogere prijzen omdat prijzen gerelateerd zijn aan de toekomstige kwaliteitskenmerken in een rationeel toekomstgerichte markt. Anders verwoord is de voorspelbaarheid van kwaliteit consistent met een efficiënte markt, waardoor de toekomstige kwaliteit weergegeven zit in de koers met als gevolg een hogere prijs. Het enige dat onvoorspelbaar blijft, zijn de rendementen van de aandelen.

De resultaten van tabellen 8a en 8b uit bijlage onder sectie 7.3 geven weer dat gemiddeld gezien kwaliteitsaandelen vandaag ook over één, drie, vijf en tien jaar kwalitatief hoogwaardig blijven. Weliswaar neemt de gemiddelde kwaliteitsscore af bij P10, maar blijft het een hoge positieve score hebben. Indien het verschil wordt genomen tussen de meest en minst kwaliteitsvolle portefeuille dan zijn de gemiddelde scores nog groter met een significantie op 1%. Met als gevolg de verwerping van de nulhypothese dat geen verschillen in kwaliteit te beschouwen zijn van  $t$  tot  $t+120M$ . Samengevat kan gezegd worden dat kwaliteit een persistent karakter vertoont zowel voor de long<sup>5</sup> als broad<sup>6</sup> sample.

### 3.3. Prijs van kwaliteit

In deze sectie kan worden ingegaan op het aspect 'hoe kwaliteit vervat zit in de prijs' doordat in sectie 3.2.2 en sectie 3.2.4 respectievelijk de berekening van de kwaliteitsscore en de persistentie van kwaliteit zijn weergegeven. De bijbehorende vraag of 'hoge kwaliteitsaandelen verhandelen aan hogere prijzen dan kwaliteitsarme individuele waarden?' kan daarom gesteld worden. Om hierop een antwoord te formuleren, wordt een dwarsdoorsnede regressie uitgevoerd van de  $z$  - scores van elk aandeel zijn markt- tot boekwaarde ( $MB$ )<sup>7</sup> met als onafhankelijke variabele de  $z$  - waarde van de kwaliteitsscore,  $kwaliteit_t^i$  en ziet de regressie er als volgt uit:

$$z(MB)_t^i = \alpha + \beta z(kwaliteit)_t^i + \varepsilon_t^i \quad (31)$$

Deze regressie onderzoekt of hoge kwaliteit geassocieerd kan worden met een hoge prijs tot boekwaarde ( $P/B$ ). Het gebruik van  $z$  - scores zorgt ervoor dat het effect van outliers wordt beperkt en de interpretatie van de  $\beta$  coëfficiënt geeft aan met hoeveel  $\beta$  standaardafwijkingen de koers boekwaarde stijgt indien kwaliteit verbetert met één standaarddeviatie.

---

<sup>5</sup> Steekproef van 19356 Amerikaanse aandelen over een periode van 1956-2012

<sup>6</sup> Steekproef van 19952 aandelen van 23 verschillende landen over een periode van 1986-2012

<sup>7</sup> Price-to-book = prijs tot boekwaarde ( $P/B$ )

Tabel 2: Prijs van kwaliteit (Asness et al., 2013)

Long sample (VS:1956-2012)	(31)		Broad sample (Global:1986-2012)	(31)	
Kwaliteit	<b>0.32</b> (22.47)	<b>0.19</b> (15.94)	Kwaliteit	<b>0.24</b> (23.33)	<b>0.10</b> (17.20)
Size		<b>0.31</b> (19.19)	Size		<b>0.29</b> (17.71)
Ret(t-12,t)		<b>0.27</b> (21.36)	Ret(t-12,t)		<b>0.27</b> (18.60)
Gemiddelde R <sup>2</sup>	0.12	0.31	Gemiddelde R <sup>2</sup>	0.06	0.25

Om te antwoorden op de vraag of kwaliteit volledig ingeprijsd is, wordt naar de eerste regressie gekeken. Aangezien zowel de afhankelijke als onafhankelijke variabele gestandaardiseerd zijn, geeft een regressiecoëfficiënt van één aan dat kwaliteit volledig vervat zit in de prijs en het bijgevolg geen zin heeft om kwaliteit te waarderen. Asness et al. (2013) hebben namelijk een coëfficiënt gevonden van 0.32 met een significantie op het 1% - niveau wat betekent dat een verandering van één standaardafwijking in een aandeel zijn kwaliteitsscore geassocieerd wordt met een verandering van 0.32 standaarddeviaties in zijn prijs tot boekwaarde score. Dit impliceert dat kwaliteit niet volledig vervat zit in de prijs en er nog genoeg ruimte is om kwaliteit te waarderen. Vervolgens wordt een multivariate regressie uitgevoerd waarbij 'size' een positieve coëfficiënt heeft implicerend dat een groter bedrijf beschikt over een hogere prijs tot boekwaarde. Tevens is het rendement van vorig jaar toegevoegd omdat de prijzen en boekwaarden niet op hetzelfde ogenblik zijn gemeten. De positieve regressiecoëfficiënt geeft weer dat returns van vorig jaar, een positieve impact hebben. Doordat twee extra controlevariabelen zijn toegevoegd aan de regressie, neemt de coëfficiënt van kwaliteit af wat nog duidelijker weergeeft dat kwaliteit niet vervat zit in de prijs. Voor de broad sample worden dezelfde resultaten bekomen weliswaar met lagere coëfficiënten. De verklarende kracht  $R^2$  voor de univariate en multivariate regressie bij de long sample is respectievelijk 12% en 31%. Het controleren voor twee extra variabelen zorgt voor een hogere  $R^2$  maar heeft het effect dat de coëfficiënt en significantie van kwaliteit daalt. Deze aspecten gaan niet meer opnieuw worden onderzocht in de thesis door de hoge significantie van de verschillende coëfficiënten weergegeven onder elk vetgedrukt getal in tabel 2.

Het tweede deel zijn de kwaliteitskenmerken univariaat en multivariaat af te zetten tegen de prijs tot boekwaarde. Tevens zijn deze variabelen allemaal gestandaardiseerd en zijn de error termen gecorrigeerd voor heteroscedasticiteit en autocorrelatie. De regressies zien er als volgt uit:

$$P_t^i = \alpha + \beta_1 \text{winstgevendheid}_t^i + \beta_2 \text{groei}_t^i + \beta_3 \text{veiligheid}_t^i + \beta_4 \text{uitkering}_t^i + \varepsilon_t^i \quad (32)$$

$$P_t^i = \alpha + \beta_1 \text{winstgevendheid}_t^i + \varepsilon_t^i \quad (33)$$

$$P_t^i = \alpha + \beta_2 \text{groei}_t^i + \varepsilon_t^i \quad (34)$$

$$P_t^i = \alpha + \beta_3 \text{veiligheid}_t^i + \varepsilon_t^i \quad (35)$$

$$P_t^i = \alpha + \beta_4 \text{uitkering}_t^i + \varepsilon_t^i \quad (36)$$

Na uitvoering van de bovenstaande regressies bevestigen de resultaten van Asness et al. (2013), weergegeven in tabellen 9a en 9b onder sectie 7.4 (bijlage), de verklaring van tabel 1a en 1b namelijk dat de deelcomponenten allemaal individueel significant zijn en ook significantie vertonen in de multivariate regressie op het 1% niveau. Winstgevendheid en groei hebben zowel bij de univariate als multivariate regressie een positief effect op de prijs tot boekwaarde. De markt wil namelijk betalen voor deze deelcomponenten van kwaliteit. Veiligheid heeft een lage positieve en negatieve coëfficiënt in respectievelijk kolom (57) en kolom (54) van tabel 9a en 9b (bijlage) wat aantoont dat dit kwaliteitskenmerk geen grote invloed heeft op de prijs tot boekwaarde. Een mogelijke verklaring vertoef bij de beperktheid die beleggers hebben in het aangaan van geleend geld en toch een hoog rendement willen dientengevolge een kanteling van de portefeuilles richting de risicovolle activa zoals aandelen. Dit hoger gewicht zorgt voor een koersverhoging van zulke aandelen en derhalve een lager return. Bijgevolg gaan de veiligere individuele waarden een lagere prijs tot boekwaarde hebben en een hoger rendement realiseren. Als laatste heeft uitkeerbaarheid in beide regressies een negatieve coëfficiënt wat gedreven kan zijn door omgekeerde causaliteit: bedrijven met hogere prijzen tot boekwaarde (hooggewaardeerd), geven bijgevolg aandelen uit terwijl inkoop van eigen aandelen gedaan wordt door bedrijven met lage prijzen tot boekwaarde. Tevens blijven de variabelen size en  $Ret(t-12,t)$  een positief significant teken hebben en bereikt de verklarende kracht bij de multivariate regressie 40 procent en 31 procent in respectievelijk de long als broad sample. Door de hoge significantie, namelijk op het 1% - niveau, zullen deze regressies niet opnieuw worden uitgevoerd.

### 3.4. Het rendement van kwaliteitsaandelen

De resultaten in tabellen 3a en 3b geven de maandelijkse gemiddelde portefeuille rendementen zonder en met risicocorrecties weer namelijk de excess return, CAPM alfa, drie factor alfa en vier factor alfa. De vetgedrukte waarden zijn minstens significant op het 5% - niveau, bèta is de gerealiseerde lading van de marktportefeuille en de informatie ratio wordt gekenmerkt door de verhouding van de vier factor alfa en de standaarddeviatie van de geschatte residu's te nemen. De laatste kolom van tabellen 3a en 3b geeft een dollar neutrale portefeuille weer die een long positie inneemt in de hoogste kwaliteitsportefeuille en een short positie in de laagste kwaliteitsportefeuille. De volgende regressies zijn uitgevoerd:

$$r_t = r_f + \varepsilon_t \quad (37)$$

$$r_t = \alpha + \beta^{MKT} MKT_t + \varepsilon_t \quad (38)$$

$$r_t = \alpha + \beta^{MKT} MKT_t + \beta^{SMB} SMB_t + \beta^{HML} HML_t + \varepsilon_t \quad (39)$$

$$r_t = \alpha + \beta^{MKT} MKT_t + \beta^{SMB} SMB_t + \beta^{HML} HML_t + \beta^{UMD} UMD_t + \varepsilon_t \quad (40)$$

Tabel 3a: Kwaliteitsportefeuilles: Amerikaanse returns (Asness et al., 2013)

Long sample (VS:1956-2012)	P1 laag	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10 hoog	H - L
Excess return	0.15 (0.55)	0.36 (1.56)	0.38 (1.90)	<b>0.39</b> (2.04)	<b>0.45</b> (2.51)	<b>0.45</b> (2.60)	<b>0.57</b> (3.42)	<b>0.47</b> (2.75)	<b>0.58</b> (3.48)	<b>0.61</b> (3.68)	<b>0.47</b> (2.80)
CAPM alfa	<b>-0.53</b> (-4.62)	<b>-0.24</b> (-2.85)	<b>-0.15</b> (-2.25)	<b>-0.12</b> (-2.01)	-0.02 (-0.33)	-0.01 (-0.18)	<b>0.13</b> (2.41)	0.01 (0.23)	<b>0.14</b> (2.71)	<b>0.18</b> (2.86)	<b>0.71</b> (4.92)
Drie factor alfa	<b>-0.67</b> (-7.83)	<b>-0.38</b> (-5.47)	<b>-0.25</b> (-4.47)	<b>-0.21</b> (-4.11)	-0.08 (-1.44)	-0.06 (-1.09)	<b>0.12</b> (2.26)	0.01 (0.12)	<b>0.16</b> (3.37)	<b>0.29</b> (5.24)	<b>0.97</b> (9.02)
Vier factor alfa	<b>-0.56</b> (-6.24)	<b>-0.42</b> (-5.73)	<b>-0.26</b> (-4.26)	<b>-0.29</b> (-5.39)	<b>-0.14</b> (-2.37)	<b>-0.12</b> (-2.22)	0.04 (0.68)	-0.05 (-1.08)	<b>0.19</b> (3.62)	<b>0.41</b> (7.10)	<b>0.97</b> (8.55)
Bèta	1.28	1.22	1.08	1.09	1.03	1.01	0.97	1.00	0.95	0.90	-0.38
Informatie ratio	-0.90	-0.82	-0.61	-0.77	-0.34	-0.32	0.10	-0.15	0.52	1.02	1.23
Aangepaste R <sup>2</sup>	0.90	0.91	0.92	0.93	0.90	0.91	0.91	0.93	0.92	0.90	0.60

Tabel 3b: Kwaliteitsportefeuille: globale returns (Asness et al., 2013)

Broad sample (Global:1986-2012)	P1 laag	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10 hoog	H - L
Excess return	-0.03 (-0.08)	0.35 (1.01)	0.43 (1.42)	0.38 (1.25)	0.52 (1.85)	0.46 (1.74)	<b>0.57</b> (2.29)	<b>0.52</b> (2.08)	<b>0.61</b> (2.54)	<b>0.65</b> (2.78)	<b>0.68</b> (3.22)
CAPM alfa	<b>-0.61</b> (-3.20)	-0.20 (-1.19)	-0.06 (-0.42)	-0.12 (-0.90)	0.07 (0.53)	0.03 (0.25)	0.17 (1.52)	0.11 (1.05)	<b>0.22</b> (2.05)	<b>0.28</b> (2.44)	<b>0.89</b> (5.00)
Drie factor alfa	<b>-0.73</b> (-4.14)	<b>-0.33</b> (-2.08)	-0.18 (-1.33)	<b>-0.24</b> (-1.98)	-0.02 (-0.17)	-0.04 (-0.35)	0.10 (0.92)	0.11 (0.98)	<b>0.24</b> (2.17)	<b>0.39</b> (3.49)	<b>1.12</b> (7.68)
Vier factor alfa	<b>-0.46</b> (-2.49)	-0.24 (-1.44)	-0.09 (-0.63)	-0.23 (-1.75)	0.01 (0.06)	-0.04 (-0.36)	0.10 (0.91)	0.11 (0.95)	<b>0.23</b> (1.97)	<b>0.47</b> (3.96)	<b>0.93</b> (6.06)
Bèta	1.14	1.12	1.00	1.03	0.94	0.91	0.85	0.87	0.82	0.78	-0.36
Informatie ratio	-0.53	-0.30	-0.13	-0.37	0.01	-0.08	0.19	0.20	0.41	0.84	1.28
Aangepaste R <sup>2</sup>	0.79	0.80	0.81	0.84	0.81	0.82	0.82	0.82	0.80	0.79	0.56

De positieve trend van lage kwaliteits- naar hoge kwaliteitsportefeuilles is op te merken bij de excess return, CAPM alfa, drie factor alfa en vier factor alfa bij zowel de long als broad sample. De gemiddelde excess returns stellen niet veel voor doordat alle portefeuilles een positief rendement hebben gegenereerd waarbij enkel de laatste vier percentielen significante waarden vertonen. Hierdoor moet minstens naar de markt gecorrigeerde alfa (CAPM alfa) gekeken worden en wat meteen opvalt bij tabel 3a, zijn de eerste zes percentielen die onder nul duiken en de laatste vier die gemiddeld een positief rendement genereren op maandbasis. Dit betekent dat als een belegger CAPM gewijs systematisch de tiende portefeuille volgt, dan zal hij systematisch een alfa van 18 basispunten genereren per maand. Als verder wordt gezuiverd dan versterkt het effect namelijk indien voor vier factoren is gecorrigeerd dan heeft P1 gemiddeld gezien een significante maandelijkse waarde van -0.56% en P10 een significante waarde van 0.41%. Als systematisch P10 wordt toegepast dan heeft de desbetreffende belegger iedere maand een gemiddelde opbrengst van 41 basispunten. Sceptici wijten dit hoger rendement aan het opnemen van meer risico, maar de bèta's nemen af van de



kwaliteit armste naar de kwaliteit rijkelijkste portefeuille. Dit resultaat verwerpt bijgevolg de bewering van bepaalde sceptici.

Een informatie ratio met een waarde van 1.02 bij portefeuille tien is te interpreteren als een z-waarde met als gevolg dat de vier factor alfa gelijk is aan 1.02 (z-waarde) maal de standaardfout. Indien vervolgens de z-tabel wordt bekeken, dan heeft dit een tweezijdige betrouwbaarheid van 69.22%. Dus als een belegger systematisch portefeuille P10 gaat waarderen van de long sample dan heeft die persoon een kans van 69.22% dat gemiddeld gezien een vier factor alfa van 41 basispunten wordt gerealiseerd op maandbasis. Daarenboven als vervolgens de zelf financierende portefeuille, P10-P1, wordt berekend dan geneert dit gemiddeld gezien per maand een significante alfa van 0.97% met een informatie ratio van 1.23 (78.14% tweezijdig). Bij de broad sample daarentegen heeft de dollar neutrale portefeuille een informatie ratio van 1.28 (80% tweezijdig) met een significante vier factor alfa van 93 basispunten.

Als conclusie kan gezegd worden dat de wetenschappelijk interesse is opgewekt door de gemiddeld positieve alfa per maand, de afnemende bèta en de informatie ratio die groter is dan één. Tevens kan de QMJ portefeuille worden berekend door het verschil te nemen van de dertig procent hoogste kwaliteitsportefeuilles (P8 + P9 + P10) en de dertig procent laagste kwaliteitsportefeuilles (P1 + P2 + P3). Na deling door drie van beide portefeuilles wordt een positieve vier factor alfa bekomen van 60 basispunten. Dit is echter lager dan de zelf financierende portefeuille, wat geen probleem is doordat deze resultaten louter zijn weergegeven om het causaal verband aan te tonen.

### 3.5. Quality-minus-Junk

In bijlage onder sectie 7.5 geven de tabellen 10a en 10b de gemiddelde maandelijkse risico gecorrigeerde rendementen weer waarbij de return van de QMJ factor wordt gekenmerkt als het gemiddeld rendement van de twee kwaliteit rijkste portefeuilles min het gemiddeld rendement van de twee kwaliteit armste (junk) portefeuilles:

$$QMJ = \frac{1}{2} (small\ cap\ kwaliteit + big\ cap\ kwaliteit) - \frac{1}{2} (small\ cap\ junk + big\ cap\ junk) \quad (41)$$

Zowel QMJ als de vier kwaliteitskenmerken vertonen positieve gemiddelde rendementen op maandbasis indien geen of meerdere risicocorrecties zijn doorgevoerd. De returns zijn echter het grootst voor de Quality-minus-Junk factor. In de long en broad sample zijn de meeste rendementen van QMJ (alfa) tweezijdig significant voor minstens 5% en heeft de drie factor alfa het grootste rendement gerealiseerd. Deze significantie verwerpt de nulhypothese dat alfa gelijk is aan nul.

De coëfficiënten van markt (MKT) en size (SMB) vertonen significante negatieve waarden in zowel tabel 10a als 10b wat impliceert dat de QMJ factor een long positie bezet in grote en lage bèta aandelen en terwijl short gaat in kleine en hoge bèta aandelen. Vervolgens is in sectie 3.3 aangetoond dat hoge kwaliteitsaandelen een hogere prijs vragen wat het negatieve teken voor HML kan verklaren aangezien deze portefeuille long gaat in goedkope aandelen. De coëfficiënt van UMD is ongeveer gelijk aan nul wat duidt op geen extra risicozuivering van alfa. Dit is ook te zien aan het geringe verschil tussen de drie en vier factor alfa. Indien de deelcomponenten van kwaliteit van nabij worden

bekeken dan vertoont veiligheid de meest negatieve blootstelling voor de markt zoals verwacht. De groei heeft een licht positieve bèta en de andere twee vertonen hetzelfde effect als veiligheid maar in mindere mate. De HML lading van winstgevendheid, groei en veiligheid zijn significant negatief terwijl de uitkeerbaarheidsfactor een positief teken vertoont. Voor de broad sample (tabel 10b) worden dezelfde resultaten bekomen weliswaar met lagere coëfficiënten. Het enige verschil is de niet significantie van de HML lading en de significantie van UMD. Dit impliceert dat de HML factor geen effect heeft op het rendement, maar door het toevoegen van UMD is het model beter gespecificeerd en is de vier factor alfa gedaald (teken dat alfa overschat was). Ten slotte is de informatie ratio in Amerika gelijk aan 1.46 voor de QMJ portefeuille en bij de globale steekproef is een waarde van 1.16 bekomen welke een betrouwbaarheid geven voor een tweezijdige normaal verdeling van respectievelijk 85.58% en 75.40%.

Na de uitleg van tabellen 10a en 10b (bijlage) wordt hieronder in tabel 4 een samenvatting gegeven van de landen die zijn onderzocht door Asness et al. (2013). De excess return en vier factor alfa voor België en Finland zijn niet significant op het 5% niveau. Echter leunen de t waarden dicht tegen de kritische waarden aan van het 10% significantieniveau. Daarentegen voor de Verenigde Staten is er zelfs een significantie van 1%. Een ander opvallend feit is de informatie ratio van 1.46 voor de VS wat impliceert dat met 85.58% zekerheid kan gezegd worden dat een belegger gemiddeld gezien een vier factor alfa van 66 basispunten realiseert op maandbasis.

Tabel 4: QMJ returns (Asness et al., 2013)

	Excess return	4 factor alfa	MKT	SMB	HML	UMD	Informatie ratio	Datum
België	0.43 (1.59)	0.36 (1.57)	-0.16	-0.09	-0.16	0.27	0.41	1995-2012
Finland	0.53 (1.40)	0.59 (1.93)	-0.08	-0.17	-0.51	-0.01	0.48	1995-2012
VS	<b>0.40</b> (4.38)	<b>0.66</b> (10.20)	-0.25	-0.38	-0.12	0.02	1.46	1956-2012

Eveneens zijn de gecumuleerde excess returns en vier factor alfa's van de QMJ factor van zowel de long als broad sample afgebeeld in een grafiek over de tijd heen. Het heeft telkens een positief verloop waarbij de factor gecorrigeerde alfa een meer afgevlakte structuur heeft. Er is namelijk gezuiverd voor de vier risicofactoren: markt, size, value en momentum.

Ten slotte volgt het onderzoek of het staartrisiko<sup>8</sup> wordt gecompenseerd. Hiervoor worden de rendementen van de QMJ factor berekend tijdens vier verschillende periodes: recessie en expansie,

<sup>8</sup> Een vorm van portefeuillerisiko dat ontstaat wanneer de kans dat een investering meer beweegt dan drie standaardafwijkingen van het gemiddelde groter is dan wat wordt getoond door een normale verdeling. Anders gezegd zijn het gebeurtenissen die een kleine kans hebben om plaats te vinden.

strengere bear en bull markten<sup>9</sup>, hoge en lage marktvolatiliteit<sup>10</sup> en een grote stijging of daling in de gemiddelde volatiliteit<sup>11</sup>. De resultaten vertonen geen indicatie van een risicopremie doordat in elke periode gemiddelde significante positieve waarden op maandbasis zijn bekomen voor de excess return, CAPM alfa, drie factor alfa en vier factor alfa. Tevens is een negatieve bèta gevonden wat impliceert dat een marktdaling een positief effect heeft op de QMJ factor. De sterke rendementen in extreem neerwaartse markten is consistent met het 'flight to quality' concept. Tijdens zulke periodes dalen de prijzen van niet winstgevende aandelen meer dan die van winstgevende individuele waarden zelfs wanneer er is aangepast voor hun bèta's. Ook is een beperkt residueel risico vastgesteld wat duidt op sterke en consistente historische prestaties van QMJ.

### 3.6. Voorspellen van QMJ

Om de variatie in de prijs van kwaliteit verder te onderzoeken, worden prijzen en toekomstige rendementen gelinkt met elkaar in de tijdreeksen. Meer specifiek als de tijdsvariatie niet te wijten is aan het verkeerd berekenen van de ruis dan voorspelt een hoge prijs van kwaliteit lagere returns van QMJ. De volgende vergelijking is opgesteld om toekomstige QMJ-returns te berekenen via de ex ante prijs van kwaliteit waarbij de regressiecoëfficiënt van een tijdreeksregressie wordt bekomen:

$$QMJ_{t \rightarrow t+k} = \beta^0 + \beta^{\text{vertraagde prijs}} b_{t-1} + \beta^{\text{vertraagde QMJ}} QMJ_{t-12,t-1} + \varepsilon_t \quad (42)$$

De afhankelijke variabele is gelijk aan het rendement van QMJ voor de toekomstige  $k$  maanden. De prijs van kwaliteit,  $b_{t-1}$  is de vertraagde Fama-Macbeth regressiecoëfficiënt van vergelijking (33) dat telkens het verband weergeeft tussen de prijs en kwaliteit. De hypothese die bijgevolg wordt getest, is of een vertraagde hoge prijs van kwaliteit een lager toekomstig rendement voorspelt met andere woorden of  $b_{t-1} < 0$ . Ten slotte controleert  $QMJ_{t-12,t-1}$  voor de vroegere rendementen wat wordt gedefinieerd als het portefeuille gewogen gemiddelde van de voorbije éénjarige rendementen van de aandelen in de QMJ-portefeuille. Deze variabele vangt de momentumeffecten<sup>12</sup> om te verzekeren dat de voorspelbaarheid van de kwaliteitsprijs een nieuwe bevinding is.

Na uitvoering van regressie (42) wordt een negatieve waarde bekomen voor  $b_{t-1}$  wat de hypothese bevestigt dat een hoge prijs van kwaliteit lagere toekomstige rendementen van QMJ voorspelt. Tevens wordt hetzelfde resultaat bekomen voor de kwaliteitskenmerken enkel met meer ruis. Ter conclusie kan gezegd worden dat de variatie in de prijs van kwaliteit niet puur ruis is, maar het reflecteert de veranderingen in de markt prijszetting van de kwaliteitskenmerken wat als gevolg een variatie genereert in de QMJ-rendementen.

<sup>9</sup> De totale marktreturns van de voorbije twaalf maanden onder de min 25 procent of boven de 25 procent.

<sup>10</sup> De maandelijkse standaardafwijking van de dagelijkse rendementen van de CRSP-waarde gewogen index of de MSCI wereld index en splitst vervolgens de steekproef op in de 30 procent hoogste en laagste tijdsperiodes.

<sup>11</sup> De steekproef wordt opgesplitst in de 30 procent hoogste en laagste tijdsperiodes in termen van de maandelijkse verandering in volatiliteit.

<sup>12</sup> Indien een bepaald aandeel de afgelopen periode goed heeft gepresteerd dan kan worden voorspeld dat deze individuele waarde de volgende periode ook goede prestaties gaat kunnen voorleggen.

### 3.7. Kwaliteit aan een redelijke prijs (QARP)

Een ander gegeven waar rekening mee moet worden gehouden is de 'value trap'. Soms worden bepaalde kwaliteitsbedrijven die goedkoop lijken sterk gewaardeerd terwijl ze eigenlijk verdienen om goedkoop te zijn. Hiervoor is het concept QARP geïntroduceerd hetwelk zoekt naar bedrijven die tekenen van kwaliteit vertonen en waarvoor niet te veel wordt betaald. Asness et al. (2013) suggereren echter dat de redelijke prijs van kwaliteit boven het marktniveau ligt wat impliceert dat kwaliteit nog niet verrekend zit in de prijs.

### 3.8. QMJ als verklarende variabele

In de vorige secties zijn resultaten bekomen naar aanleiding van QMJ als afhankelijke variabele. Wat zou nu het effect kunnen zijn op de alfa's en de standaardfouten indien QMJ aan de rechterkant van de vergelijking wordt geplaatst? Meer algemeen wordt QMJ beschouwd als een bruikbare factor om toe te voegen aan de andere risicofactoren zodat onderzoekers dit zouden kunnen testen indien nieuwe fenomenen gedreven worden door kwaliteit. Hiervoor worden regressies uitgevoerd van SMB, HML en UMD zonder en met QMJ als verklarende variabele.

De resultaten van tabellen 11a en 11b onder sectie 7.6 van de bijlage geven weer dat het size effect (SMB) een bescheiden maar significante excess return heeft, maar na risicocorrecties van HML en UMD daalt de alfa en vertoont het geen significantie meer voor zowel de long als broad sample. Wanneer vervolgens wordt gecontroleerd voor QMJ dan verandert deze conclusie naar een grote significante alfa wat inhoudt dat de small caps de big caps gaan outperformen wanneer bedrijven worden vergeleken met dezelfde kwaliteit, bèta, value en momentum blootstelling. De coëfficiënt van QMJ is -0.83 in tabel 11a en -0.67 in tabel 11b (bijlage) met als gevolg dat kleine aandelen minder kwaliteitsvol zijn dan de grote. Deze individuele waarden zijn namelijk bedrijven die nog winstgevend, veilig en uitkerend moeten worden.

Vervolgens wordt hetzelfde fenomeen opgemerkt namelijk de toename van alfa indien wordt gecontroleerd voor QMJ bij HML. Echter wordt enkel een significante negatieve lading bekomen van QMJ voor de long sample (tabel 11a) met als verklaring dat goedkope aandelen (hoge B/M) een lagere kwaliteit hebben dan de dure individuele waarden.

Ten slotte verzwakt de alfa, maar blijft significant voor beide steekproeven na het controleren voor QMJ bij de regressie met UMD als afhankelijke variabele. De coëfficiënt van QMJ is telkens positief, maar enkel significant bij de broad sample.



## Hoofdstuk IV : Empirisch gedeelte

Zoals gezien onder sectie 2 zijn de factoren size (SMB), value (HML), momentum (UMD) en kwaliteit (QMJ) dollar - neutrale portefeuilles waarbij de investering van de long positie wordt gefinancierd via de opbrengsten van de short positie. Echter Betting against bèta (BAB) is een bèta neutrale portefeuille waarbij een hoger bedrag wordt geïnvesteerd in de lage bèta (lager risico) aandelenportefeuille en een lager bedrag wordt verkocht in de hoge bèta (hoger risico) aandelenportefeuille. Na deze korte opfrissing van de factoren, volgt de structuur van het onderzoek wat bestaat uit vier onderdelen: een beschrijvende analyse, een regressie over de totale tijdsperiode, een rolling regressie over 36 maanden en een regressie met QMJ als verklarende variabele.

Om te beginnen wordt een beschrijvende analyse gegeven over de gecumuleerde rendementen van de portefeuilles QMJ en BAB waarbij de gecumuleerde alfa's worden weergegeven indien niet, voor één factor (MKT), drie factoren (MKT,SMB, HML) en vier factoren (MKT, SMB, HML, UMD) is gecorrigeerd. Deze alfa waarden worden in volgorde genoemd: excess return/abnormaal rendement, CAPM alfa, drie factor alfa en vier factor alfa. Voor het tweede deel zijn enerzijds univariate regressies opgesteld waarbij de markt als verklarende variabele dient en anderzijds multivariate regressies waarbij QMJ en BAB functioneren als afhankelijke variabele en de andere factoren als corrigerende onafhankelijke variabelen over de totale tijdsperiode. Het derde deel bestaat uit de rolling regressie over 36 maanden waarbij, net zoals bij deel twee, univariate en multivariate regressies zijn uitgevoerd. Via deze berekeningen worden de gemiddelde CAPM alfa, drie factor alfa en vier factor alfa bekomen per maand met hun bijbehorende t-waarde. Indien zulke statistische waarde het tweezijdig significantieniveau van 5% overschrijden, wordt een significante alfa gevonden per maand. Deze testen zijn ook uitgevoerd voor SMB, HML, UMD maar enkel indien er niet of voor 1 factor is gecorrigeerd.

Het empirisch gedeelte wordt tot stand gebracht voor zowel België als Finland over een periode van 31/07/1995 tot 31/12/2016 en voor de Verenigde staten van 31/07/1957 tot 31/12/2016. Bij de rolling regressies echter begint men bij 31/07/1998 omwille van de 36 maanden. De data<sup>13</sup> is afkomstig van AQR (Applied Quantitative Research) capital en omvat log returns van elke factor. Dit maakt het mogelijk om rendementen op te tellen voor het cumulatieve proces<sup>14</sup>. De rendementen,

---

<sup>13</sup> De onderliggende data kan verschillen met die van Asness et al. (2013) allereerst omwille van de time frame (31/12/2012 versus 31/12/2016). De data wordt ook geüpdatet en vernieuwd iedere maand om zo de best beschikbare data te gebruiken. Deze gegevens kunnen verschillen van de paper zijn databronnen (XpressFeed Global en CRSP XpressFeed) om een continue update te kunnen behouden. Echter is de correlatie met het artikel vrij hoog. Deze twee oorzaken kunnen ervoor zorgen dat de thesis andere resultaten weergeeft dan het QMJ artikel.

<sup>14</sup> De term  $1 + R_1$ , bekomen via  $\frac{S_1}{S_0}$  waarbij  $S_0$  en  $S_1$  de aandelenkoersen zijn, vertoont een lognormale verdeling doordat  $R$  maximaal 100% kan verliezen en een oneindige winst kan realiseren. Dit vormt reeds één probleem en bewerkingen met lognormale verdelingen is het tweede probleem. Nu de oplossing is een log nemen van een lognormale verdeling om zo een normaalverdeling te bekomen en met dit soort verdeling kunnen ook bewerkingen worden uitgevoerd. Daarom gaan de returns worden omgezet naar normaal verdeelde variabelen en zo biedt men een oplossing voor het bovenstaande probleem:

1.  $R \sim \text{Norm}(\mu, \sigma^2)$
2.  $R_1 + R_2 + \dots + R_n$

De uitwerking, hoe van het probleem naar de oplossing te komen, wordt nu weergegeven.

1. Ten eerste wordt  $1 + R_1$  gherdefinieerd als een continuously compounded return namelijk:

- (1)  $\frac{S_1}{S_0} = 1 + R_1 = e^{R_1}$  want de  $\lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 + \frac{R_1}{n}\right)^n = e^{R_1}$ .

- (2)  $\ln(1 + R_1) = \ln e^{R_1} = R_1$ .

2. Indien nu samengestelde rendementen worden genomen:

- (3)  $(1 + R_1) * (1 + R_2)$

- (4)  $e^{R_1} * e^{R_2}$

- (5)  $e^{R_1 + R_2}$

- (6)  $\ln(e^{R_1 + R_2})$

- (7)  $R_1 + R_2$

inclusief dividenden, zijn berekend in dollar en omvatten geen dekking van valutarisico's. De excess returns worden berekend boven de risicovrije rentvoet welke de Amerikaanse Treasury bill rate is. Tevens wordt abstractie gemaakt van transactiekosten doordat een minimale ordergrootte deze relatieve kosten kan beperken. Tevens hebben Frazzini, Israel en Moskowitz (2012) gevonden dat size, value en momentum anomalieën de transactiekosten overleven en dat de geïnvesteerde hoeveelheid in deze portefeuilles groot kan zijn. Finland is gekozen omwille van ongeveer dezelfde marktkapitalisatiewaarde te hebben als België. De marktkapitalisatie van de Belgische en Finse individuele waarden is respectievelijk 0.6% en 0.5% van de wereld.

Eveneens moet de symbolisatie in onderstaande secties wat verduidelijkt worden:

- QMJ en BAB staan voor de excess returns van respectievelijk QMJ en BAB.
- QMJ(1) en BAB(1) staan voor de één factor/CAPM alfa's van respectievelijk QMJ en BAB.
- QMJ(3) en BAB(3) staan voor de drie factor alfa's van respectievelijk QMJ en BAB.
- QMJ(4) en BAB(4) staan voor de vier factor alfa's van respectievelijk QMJ en BAB.
- Alle grafieken die een a in de verwijzing hebben staan, beelden België af.
- Alle grafieken die een b in de verwijzing hebben staan, beelden Finland af.
- Alle grafieken die een c in de verwijzing hebben staan, beelden de Verenigde Staten af.

Echter vooraleer aan het onderzoek kan worden begonnen, moet getest worden of de data normaal verdeeld is, geen multicollineariteit tussen de variabelen vertoont en de residuals geen autocorrelatie en heteroscedasticiteit etaleren. In bijlage 7.7 worden de resultaten plus de beschrijvende statistiek getoond. Een P-P plot wordt voor iedere variabele afgebeeld. Indien de returns per variabele ongeveer de 45° lijn volgt, kan besloten worden dat het normaal verdeeld is. Voor de multicollineariteit wordt een VIF test uitgevoerd. Een waarde kleiner dan 4 geeft een goede indicatie voor geen multicollineariteit. Bijkomend, indien de variabelen een correlatiescore hebben kleiner dan 0.6 dan is er geen sprake van correlatie. Wanneer de Breusch-Pagan en Durbin-Watson test worden uitgevoerd dan zijn de error terms hun heteroscedasticiteit en autoautocorrelatie getest.

Ter besluit is op te merken dat de variabelen normaal verdeeld zijn en geen multicollineariteit vertonen. Tevens zijn de residuals niet autogecorreleerd en homoscedastisch voor zowel België, als Finland. Voor de Verenigde Staten moeten de regressies wel robuust worden gemaakt en is een lichte autocorrelatie gevonden. Hierdoor zijn de verschillende portefeuilles afzonderlijk onderzocht via AR(1) regressies en bekomt men geen autocorrelatie als resultaat. Er is bijgevolg besloten om de data niet aan te passen voor autocorrelatie.

#### 4.1. Beschrijvende analyse

Per land zullen de gecumuleerde rendementen van de alfa waarden van QMJ en BAB worden weergegeven waarbij in één grafiek de excess return, één factor alfa, drie factor alfa en vier factor alfa worden getoond. In bijlage onder sectie 7.8 staan SMB, HML en UMD afgebeeld. Het doel van deze analyse is puur beschrijvend waarbij zo een beeld kan gegeven worden over de prestaties van de verschillende portefeuilles doorheen de tijd.

#### 4.1.1. Small-minus-Big

in België (7a) en Finland (7b) hebben de gecumuleerde rendementen over het algemeen negatief gepresteerd waarbij de grootste dalingen te zien tijdens de internetzeepbel en de financiële crisis. In deze periodes hebben de grote aandelen het beter gedaan dan de kleine individuele waarden. Voor de VS (7c) daarentegen blijft het cumulatief gezien steeds positief. Wel zijn er serieuze dalingen te zien zoals bijvoorbeeld tijdens de internet bubble en de kredietcrisis, maar deze waren niet van die grootte dat de factor een negatief gecumuleerd rendement genereerde. Indien de markt als risico corrigerende factor wordt opgenomen, dan blijft de structuur van de figuren grotendeels behouden. Bijgevolg zal de markt hoogstwaarschijnlijk geen effect hebben.

#### 4.1.2. High-minus-Low

Bij figuren 8a en 8b is in België en Finland in de beginjaren een daling te zien maar nadien is een contrast op te merken. Tijdens de internetzeepbel ervaart België een stijging en in Finland wordt de daling versterkt. Dit impliceert dat HML in Finland negatieve rendementen heeft gegenereerd en betekent dat de duurdere aandelen beter hebben gepresteerd (lage boek- tot marktwaarde) dan de goedkopere aandelen (hoge boek- tot marktwaarde). De HML factor in België gedraagt zich te handelen als een corrigerende factor doordat het toeneemt tijdens een recessie en vrij constant blijft wanneer de economische toestand terug hersteld is. Na de internetzeepbel hebben de twee grafieken ongeveer dezelfde trend weliswaar met verschillende gecumuleerde rendementen. In de VS (8c) is enkel een opwaartse trend met lichte schommelingen te zien met de grootste daling tijdens de internet bubble. Na de marktcorrectie (HML(1)) vertonen België en de Verenigde Staten grotendeels dezelfde structuur als die van de excess returns. Echter bij Finland is het dal tijdens de internetzeepbel meer afgevlakt door de marktcorrectie wat wil zeggen dat de markt hoogstwaarschijnlijk een negatieve lading zal hebben.

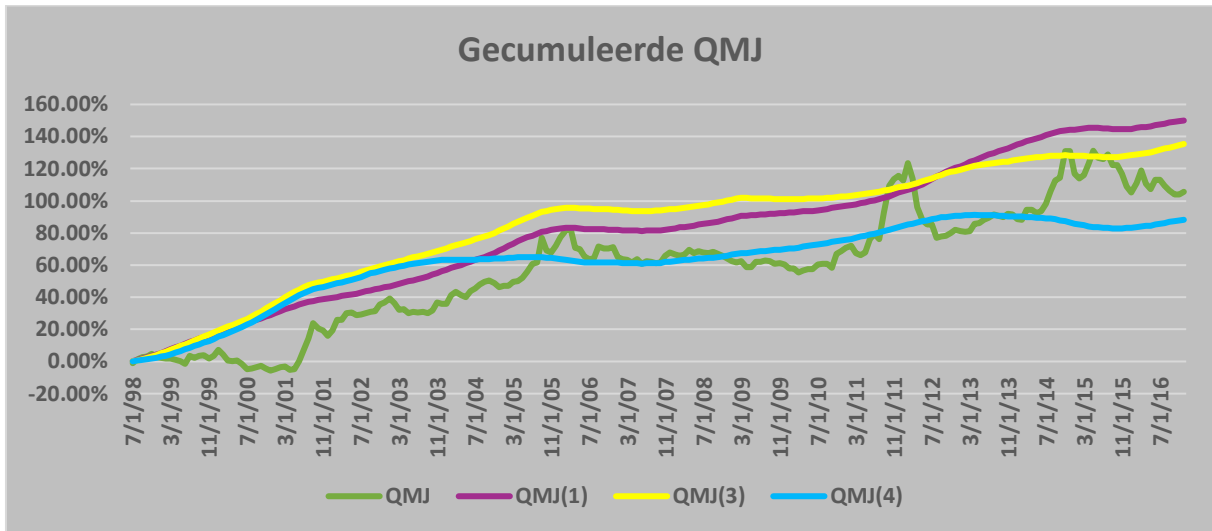
#### 4.1.3. Uppers-minus-Downers

De dollar neutrale portefeuille UMD vertoont een stijgende trend met lichte schommelingen bij de drie landen. Tijdens de financiële crisis is een serieuze daling te aanschouwen in zowel België (9a) als de Verenigde Staten (9c) want volgens Boot en Dijkstra (2011) werd van 2007-2009 de financiële sector instabieler doordat de nieuwe financiële innovaties het gemakkelijker hadden gemaakt om activa te verhandelen. Het gevolg was dat deze financiële instellingen hun structuur konden wijzigen en tegelijkertijd zorgde een toenemend belang van transactiebankieren ervoor dat deze banken gevoeliger werden voor het momentum en boom-bust karakter van de financiële markten. Door onderschatting van de risico's in boom periodes ontvingen de financiële instellingen premies bovenop de werkelijke aandeelprijs waardoor ze winstgevender leken dan ze in werkelijkheid waren. Finland (9b) ervaart ook een daling maar niet van dezelfde grootte als België en VS. De structuur van de gecumuleerde CAPM alfa's van de drie landen komt overeen met diegenen van de gecumuleerde excess returns, maar de dip tijdens de financiële crisis is meer afgevlakt. Dit impliceert dat via de marktcorrectie alfa meer gezuiverd is.

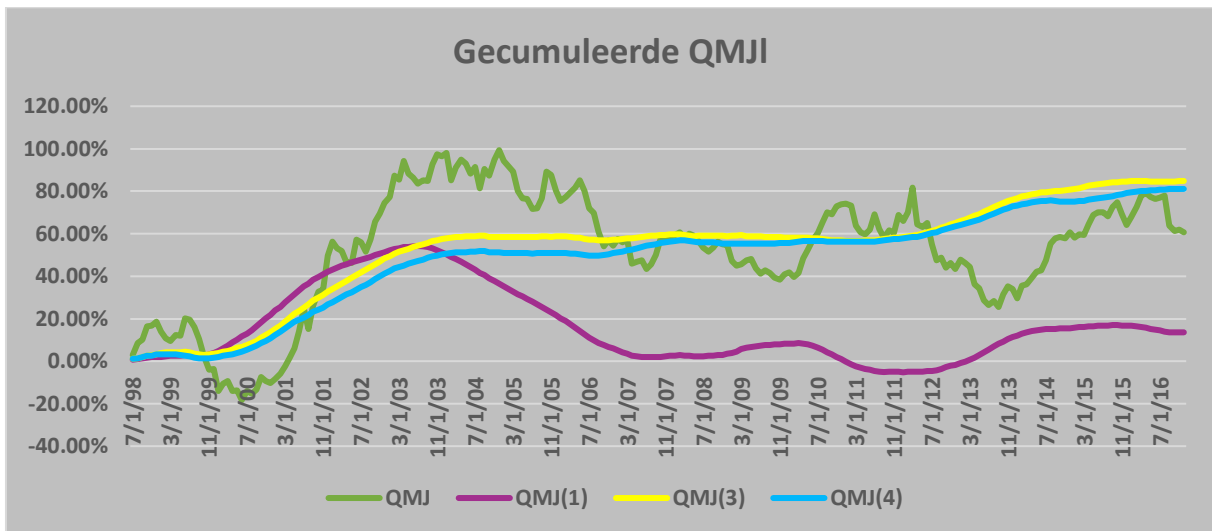


#### 4.1.4. Quality-minus-Junk

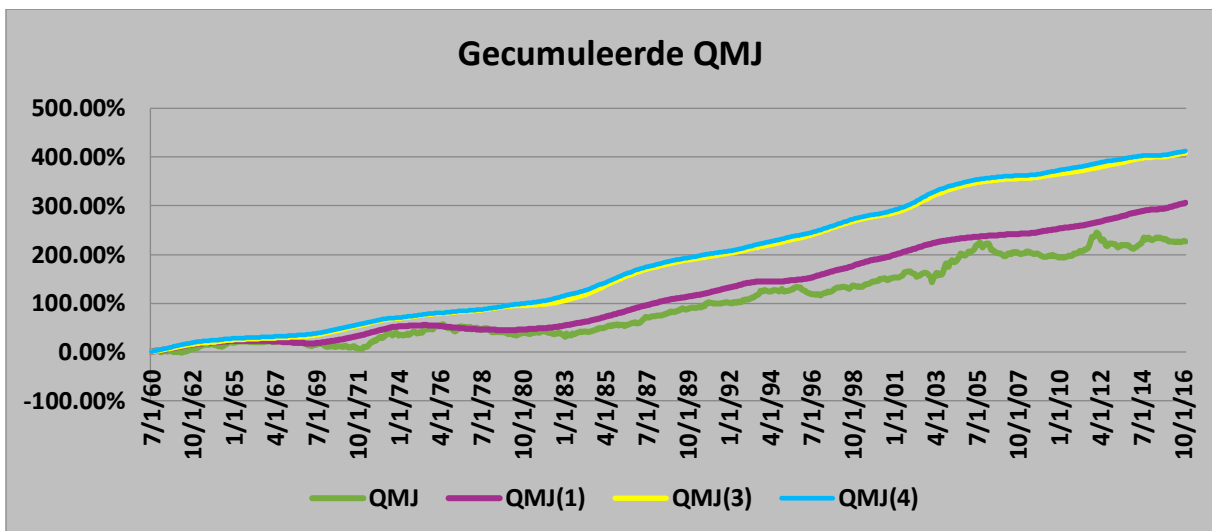
Figuur 2a: België



Figuur 2b: Finland



Figuur 2c: Verenigde Staten

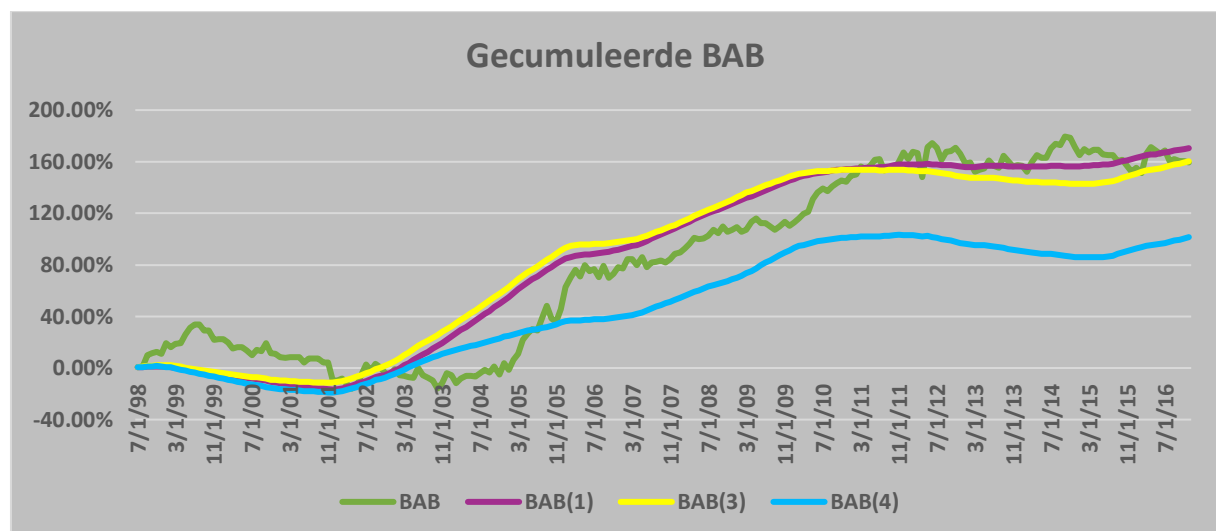


Het is opmerkelijk dat na de internetzeepbel de QMJ factor positieve rendementen heeft gegenereerd bij zowel België (2a), Finland (2b) als de Verenigde Staten (2c). Dit is te verklaren via de 'flight to quality' doordat volgens Asness et al. (2013) de beleggers geen junk meer wilden waarderen na de internet crash in het voorjaar van 2000. Iedereen kocht namelijk internetaandelen ongeacht of ze kwaliteitsvol waren tijdens de internetzeepbel. Vervolgens in België en Finland is een lichte daling waar te nemen tijdens de financiële crisis. In het algemeen is de structuur bij Finland veel te schommelend en zal QMJ geen goede risicofactor zijn. In België en de VS daarentegen is een opwaartse trend te zien waardoor het als een potentiële dollar neutrale portefeuille kan worden beschouwd. Na de marktcorrectie (paarse lijn) is de structuur bij België en de VS meer afgevlakt, wat betekent dat de markt voor een uitzuivering heeft gezorgd. Waarschijnlijk zal de markt bijgevolg een negatieve lading hebben. Bij de VS en België heeft de toevoeging van de markt gezorgd voor een hoger totaal rendement implicerend dat kwaliteit is opgenomen met als gevolg minder risico en een omhoogtillende portefeuille. In Finland daarentegen is een veel lager cumulatief rendement (CAPM alfa) gekomen. Het slecht presteren van Nokia zit hier voor een groot deel tussen. Waarschijnlijk zal de markt een positieve lading hebben wat betekent dat QMJ afneemt bij neergaande markten.

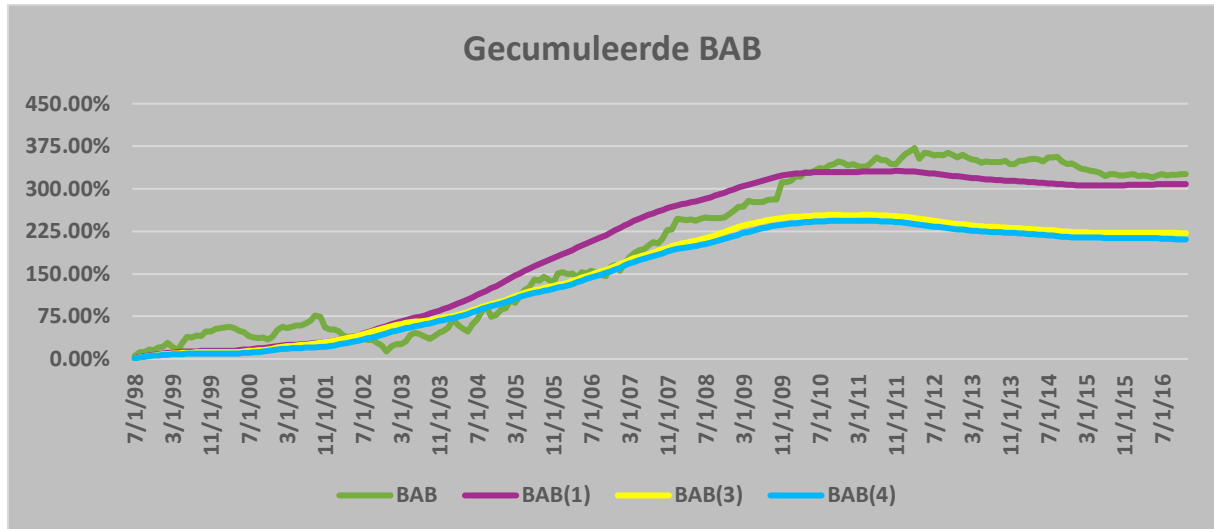
De structuur van QMJ(1) en QMJ(3) van België en de Verenigde Staten zijn in grote mate hetzelfde, enkel de structuur van Finland is helemaal veranderd. Met de introductie van SMB en HML is een stijgende trend ontstaan bij de QMJ (grafiek 2b), wat aanduidt dat SMB en HML dienst doen als goede risicofactoren. Wat opvalt is de hogere gecumuleerde winst van de drie factor alfa in Finland en de VS. In België daarentegen is de gecumuleerde return van de drie factor alfa lager. Bij de Verenigde Staten is nauwelijks een verschil te bespeuren tussen de gecumuleerde alfa waarden van het drie factor - en het vier factor model (gele en blauwe lijn). Daarentegen bij België is de gecumuleerde winst verminderd door het momentumeffect, echter bij de Finnen is die daling amper op te merken.

#### 4.1.5. Betting-against-Bèta

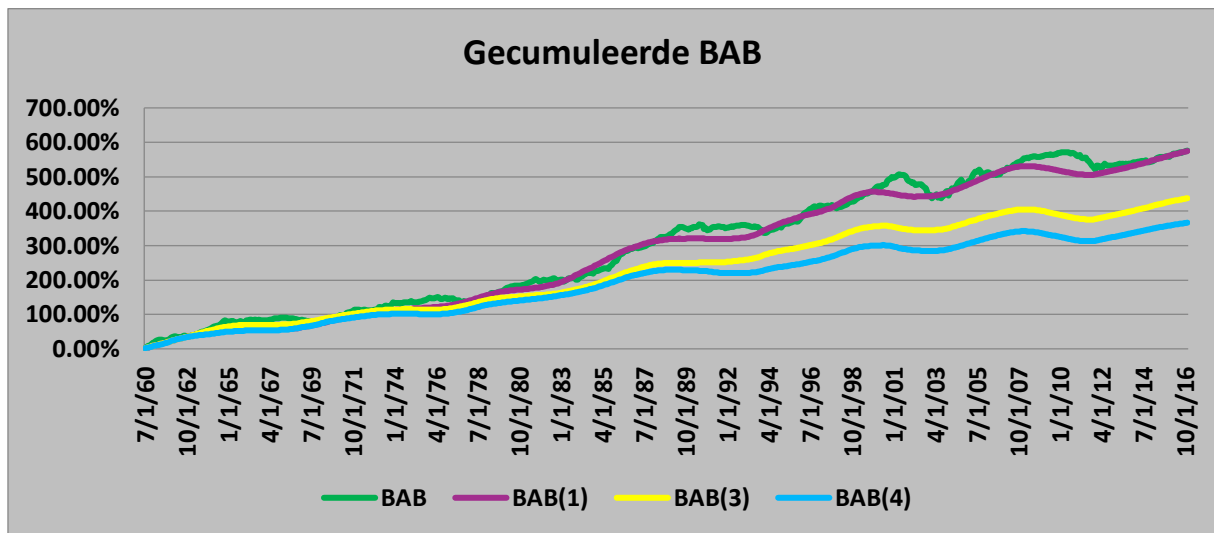
Figuur 3a: België



Figuur 3b: Finland



Figuur 3c: Verenigde Staten



In de figuren 3a, 3b en 3c is te aanschouwen dat de BAB factor in alle drie de landen een sterk gecumuleerde winst heeft gerealiseerd en geen grote dalingen heeft meegemaakt tijdens momenten van onrust zoals de financiële crisis of internetzeepbel. Toch is telkens tijdens de internetzeepbel een lichte daling te zien wat impliceert dat in deze periode meer risico is genomen. Nadien is de financiële wereld terug overgeschakeld naar de lagere bèta aandelen. Een opmerkelijk feit is de vrij stabiel blijvende gecumuleerde return tijdens en na de financiële crisis in Finland en België. In de Verenigde Staten daarentegen is het blijven stijgen. Na de marktcorrectie zijn de structuren hetzelfde gebleven voor de drie landen, wat impliceert dat de marktfactor geen grote impact heeft op BAB. Het totale rendement van de CAPM alfa's is wel lager voor de drie landen. Tevens is voor BAB(3) nauwelijks een contrast op te merken ten opzichte van BAB(1) voor zowel België, Finland als de Verenigde Staten. Enkel heeft een vermindering van het gecumuleerd rendement plaats gevonden wat het gevolg is van de introductie van SMB en HML. Qua structuur stemt BAB(4) overeen met BAB(3) bij Finland en de VS. Daarentegen is bij België een grotere schommeling op te merken, wat een indicatie geeft dat het momentum effect een impact heeft gehad op de alfa's. Ook is het gecumuleerd rendement gedaald bij de drie landen omwille van de UMD factor.

## 4.2. Totale tijdsperiode regressies

### 4.2.1. Univariate regressie

$$SMB_t = \alpha + \beta_{MKT} * MKT_t + \varepsilon_t \quad (43)$$

$$HML_t = \alpha + \beta_{MKT} * MKT_t + \varepsilon_t \quad (44)$$

$$UMD_t = \alpha + \beta_{MKT} * MKT_t + \varepsilon_t \quad (45)$$

$$QMJ_t = \alpha + \beta_{MKT} * MKT_t + \varepsilon_t \quad (46)$$

$$BAB_t = \alpha + \beta_{MKT} * MKT_t + \varepsilon_t \quad (47)$$

De risicocorrectie via de markt levert de CAPM alfa op voor de vijf verschillende factoren per land. In onderstaande tabellen is het element  $\bar{R}^2$  toegevoegd. Dit is de adjusted verklarende kracht die weergeeft dat elke onafhankelijke variabele verklarende kracht vertoont doordat  $R^2$  automatisch stijgt met de toevoeging van een regressor ongeacht het nu iets bijbrengt of niet (Sollis, 2012). De standaardfout ontstaat doordat het model de werkelijke relatie tussen de afhankelijke variabele en onafhankelijke variabele(n) niet perfect vertegenwoordigt. De vetgedrukte getallen zijn de significante resultaten waaronder tussen haakjes de t-waarden te lezen vallen. Via deze regressies gaan de resultaten van Asness et al. (2013), weergegeven in tabellen 10a en 10b onder sectie 7.5, kunnen worden bevestigd. Onderaan elke tabel staan ook \* of \*\* weergegeven die respectievelijk de significantie op 5% en 1% weerspiegelen.

#### 4.2.1.1. België

Tabel 5a: CAPM alfa

	SMB	HML	UMD	QMJ	BAB
CAPM alfa (%)	-0.15 (-0.80)	0.40 (1.59)	<b>1.29**</b> (4.41)	<b>0.71**</b> (3.20)	<b>0.72*</b> (2.29)
MKT	0.032 (0.95)	0.060 (1.33)	<b>-0.40**</b> (-7.75)	<b>-0.39**</b> (-9.75)	-0.064 (-1.15)
$\bar{R}^2$	0.0004	0.0030	0.1870	0.2680	0.0013
$\varepsilon_t$	0.0300	0.0403	0.0467	0.0355	0.0501

\*Significant op 5%; \*\*Significant op 1%

Voor de factoren UMD, QMJ en BAB zijn de CAPM alfa's significant op 1% met een gemiddelde waarde per maand van respectievelijk 1.29%, 0.71% en 0.72%. De markt daarentegen vertoont enkel een statistisch negatieve coëfficiënt bij UMD en QMJ wat impliceert dat een marktdaling een positief effect heeft op deze dollar neutrale portefeuilles. Dus als de markt daalt met 1% dan nemen UMD en QMJ met respectievelijk 0.4% en 0.39% toe. Tevens heeft de QMJ factor de grootste verklarende kracht waarbij zijn variatie voor 27.088% wordt verklaard door de markt. Een ander gegeven voor deze factor is de lage error term bij QMJ duidend op een sterk accurate univariate regressie.

#### 4.2.1.2. Finland

Tabel 5b: CAPM alfa

	SMB	HML	UMD	QMJ	BAB
CAPM alfa (%)	0.25 (1.13)	<b>0.74*</b> (2.06)	<b>1.27**</b> (3.48)	0.12 (0.42)	<b>1.47**</b> (4.07)
MKT	<b>-0.26**</b> (-9.75)	<b>-0.43**</b> (-9.94)	<b>-0.20**</b> (-4.42)	<b>0.12**</b> (3.36)	<b>-0.20**</b> (-4.54)
$\bar{R}^2$	0.2681	0.2758	0.0672	0.0384	0.0708
$\varepsilon_t$	0.0354	0.0570	0.0583	0.0465	0.0579

\*Significant op 5%; \*\*Significant op 1%

Het grote verschil met België is de niet significantie van CAPM alfa, de statistisch positieve coëfficiënt van de markt en de lage verklarende kracht bij de QMJ factor. Die positieve waarde betekent dat een daling van de markt met 1% als gevolg heeft dat de risicofactor QMJ gaat afnemen met gemiddeld 0.12% op maandbasis. Verder vertoont de CAPM alfa van de HML, UMD en BAB factoren significante waarden en hebben de negatieve waarden van de markt een positief effect als gevolg van een marktdaling. Tevens is de markt bij elke regressie statistisch significant wat duidt op een verwerping van de nulhypothese dat de coëfficiënt van MKT nul is.

#### 4.2.1.3. Verenigde staten

Tabel 5c: CAPM alfa

	SMB	HML	UMD	QMJ	BAB
CAPM alfa (%)	0.08 (0.81)	<b>0.39**</b> (4.20)	<b>0.78**</b> (5.28)	<b>0.50**</b> (6.73)	<b>0.89**</b> (7.63)
MKT	<b>0.19**</b> (8.61)	<b>-0.16**</b> (-7.72)	<b>-0.14**</b> (-4.17)	<b>-0.28**</b> (-16.58)	<b>-0.065**</b> (-2.44)
$\bar{R}^2$	0.0930	0.0760	0.0225	0.2776	0.0069
$\varepsilon_t$	0.0255	0.0247	0.0394	0.0196	0.0309

\*Significant op 5%; \*\*Significant op 1%

Van de tien waarden zijn negen significant op 1% enkel de CAPM alfa van SMB niet. Een mogelijke verklaring voor de vele significante waarden is de bestudering van de data over een langere periode. Zoals in de vorige tabellen is af te lezen, zijn ook hier de coëfficiënten van MKT negatief significant waarbij deze het grootst is voor QMJ. De markt zorgt bijgevolg voor een risicozuivering van alfa. Tevens heeft QMJ de hoogste verklarende kracht en de laagste error term wat impliceert dat het van al de univariate regressies de meeste juistheid vertoont.

### 4.2.2. Multivariate regressies

#### 4.2.2.1. Drie - en vier factor alfa

Aan deze tabellen is de F-test ook weergegeven om aan te tonen dat de coëfficiënten van de verklarende variabelen niet tegelijkertijd nul zijn. Tevens wordt de geannualiseerde informatie ratio

berekend om de probabilliteit te kennen van het werken van het model. Hieronder volgt de weergave van de multivariate regressies:

$$QMJ_t = \alpha + b_{MKT} * MKT_t + \gamma_{SMB} * SMB_t + \gamma_{HML} * HML_t + \varepsilon_t \quad (48)$$

$$BAB_t = \alpha + b_{MKT} * MKT_t + \gamma_{SMB} * SMB_t + \gamma_{HML} * HML_t + \varepsilon_t \quad (49)$$

$$QMJ_t = \alpha + B_{MKT} * MKT_t + \Gamma_{SMB} * SMB_t + \Gamma_{HML} * HML_t + \gamma_{UMD} * UMD_t + \varepsilon_t \quad (50)$$

$$BAB_t = \alpha + B_{MKT} * MKT_t + \Gamma_{SMB} * SMB_t + \Gamma_{HML} * HML_t + \gamma_{UMD} * UMD_t + \varepsilon_t \quad (51)$$

Tabel 6a: Drie factor alfa

Land	België		Finland		VS	
Factor	QMJ(3)	BAB(3)	QMJ(3)	BAB(3)	QMJ(3)	BAB(3)
3-factor alfa	<b>0.76**</b> (3.80)	<b>0.72*</b> (2.27)	<b>0.76**</b> (3.80)	<b>1.22**</b> (3.48)	<b>0.61**</b> (9.68)	<b>0.72**</b> (6.51)
MKT	<b>-0.36**</b> (-9.98)	-0.057 (-1.02)	<b>-0.36**</b> (-9.98)	-0.001 (-0.02)	<b>-0.25**</b> (-16.03)	0.010 (0.36)
SMB	<b>-0.44**</b> (-6.56)	-0.14 (-1.31)	<b>-0.44**</b> (-6.56)	<b>0.42**</b> (4.27)	<b>-0.36**</b> (-14.72)	-0.021 (-0.50)
HML	<b>-0.28**</b> (-5.69)	-0.040 (-0.51)	<b>-0.28**</b> (-5.69)	<b>0.21**</b> (3.40)	<b>-0.22**</b> (-8.81)	<b>0.43**</b> (9.77)
$\bar{R}^2$	0.41582	0.00061	0.41582	0.15529	0.48518	0.12273
F-test	61.977	1.052	44.033	16.749	224.988	34.250
$\varepsilon_t$	0.03173	0.05009	0.03870	0.05521	0.01651	0.02901

\*Significant op 5%; \*\*Significant op 1%

Tabel 6b: Vier factor alfa

Land	België		Finland		VS	
Factor	QMJ(4)	BAB(4)	QMJ(4)	BAB(4)	QMJ(4)	BAB(4)
4-factor alfa	<b>0.40*</b> (2.07)	0.39 (1.20)	0.39 (1.56)	<b>0.92**</b> (2.67)	<b>0.57**</b> (8.83)	<b>0.52**</b> (4.79)
MKT	<b>-0.25**</b> (-6.84)	0.040 (0.66)	<b>-0.11**</b> (-2.67)	0.032 (0.59)	<b>-0.24**</b> (-15.50)	0.041 (1.56)
SMB	<b>-0.31**</b> (-4.77)	-0.019 (-0.18)	<b>-0.16**</b> (-2.37)	<b>0.41**</b> (4.37)	<b>-0.35**</b> (-14.17)	0.030 (0.72)
HML	<b>-0.24**</b> (-5.15)	0.001 (0.018)	<b>-0.47**</b> (-10.96)	<b>0.17**</b> (2.87)	<b>-0.21**</b> (-8.16)	<b>0.50**</b> (11.51)
UMD	<b>0.28**</b> (6.89)	<b>0.26**</b> (3.73)	<b>0.095*</b> (2.28)	<b>0.26**</b> (4.49)	<b>0.044**</b> (2.75)	<b>0.21**</b> (7.86)
Informatie ratio	0.47	0.27	0.35	0.60	1.20	0.65
$\bar{R}^2$	0.50621	0.04891	0.34522	0.21462	0.48989	0.19196
F-test	66.867	4.304	34.875	18.557	172.182	43.347
$\varepsilon_t$	0.02917	0.04887	0.03838	0.05323	0.01643	0.02784

\*Significant op 5%; \*\*Significant op 1%

De gemiddelde drie factor alfa per maand is voor elk land zowel voor QMJ als BAB statistisch significant op het 1% niveau (t-waarde > 2.326) waarbij de VS de grootste t-waarden geniet. Evenwel vertonen de drie verklarende variabelen van het QMJ model voor elk land significante negatieve waarden op het 1% niveau (t-waarde < -2.326). Dit impliceert dat MKT, SMB en HML anti-cyclisch werken. Anders gezegd neemt QMJ een long positie aan in lage bèta, grote en dure aandelen en terwijl vertegenwoordigt deze factor een short positie in hoge bèta, kleine en goedkopere aandelen. De regressoren van BAB zijn niet significant voor België, echter in Finland en de VS zijn respectievelijk SMB en HML en HML positief significant op 1%. Dit impliceert bijvoorbeeld voor HML dat hoe beter de duurdere aandelen presteren, hoe beter kwaliteit presteert. Een groot probleem is de verklarende kracht die bij BAB onder de 16% blijft voor de drie landen. Bij QMJ echter is steeds een  $\bar{R}^2$  groter dan 40% te aanschouwen. Indien de error term wordt bestudeerd is die van de QMJ regressies steeds lager dan die van BAB en is de ruis tevens lager bij de Verenigde Staten. In het algemeen zijn de QMJ modellen betrouwbaarder en accurater dan de BAB modellen. Indien de f waarden worden bekeken dan kan de nulhypothese dat de coëfficiënt van de verklarende variabelen nul zijn, verworpen worden op 1%. Echter is voor BAB(3) in België een niet-significante waarde van 1.052 gekomen.

Door de toevoeging van de UMD factor zijn twee vier factor alfa's niet meer significant (BAB(4) van België en QMJ(4) van Finland) vergeleken met de drie factor alfa's. Tevens zijn bij elke factor de gemiddelde vier factor alfa per maand gedaald. Dit impliceert dat een overschatting aanwezig was van de kwaliteit in alfa en na correctie voor UMD is het model beter gespecificeerd. De positieve lading geeft aan dat QMJ long was in de winnende aandelen van de vorige periode en terwijl short in de verliezende aandelen van de vorige periode. De interpretatie voor België bijvoorbeeld stelt dat als UMD stijgt met 1% dan neemt QMJ ceteris paribus gemiddeld met 0.28% op maandbasis toe. Indien de landen apart worden bekeken dan is de coëfficiënt van UMD bij de VS vrij laag (QMJ(4)) wat betekent dat het verschil tussen de drie - en vier factor alfa niet groot gaat zijn. In België heeft deze factor een grote invloed wat duidelijk te zien is aan de serieuze daling van alfa bij QMJ. Tevens is door de toevoeging van de vierde factor, de verklarende kracht gestegen tot ongeveer 50% voor de QMJ modellen in België en de Verenigde Staten, maar in Finland is deze statistische grootheid gedaald. Voor BAB is een stijging ervaren van  $\bar{R}^2$  voor al de onderzochte landen. Voor de error term is hetzelfde op te merken als bij tabel 6a. Tevens zijn de f waarden allemaal significant op het 1%-niveau. Echter bij België is de f waarde van QMJ(4) gelijk aan 4.304 ten opzichte van een niet significante f waarde van 1.052 voor QMJ(3) wat nog eens impliceert dat momentum een grote impact heeft. Tevens is de geannualiseerde informatie ratio berekend en is op te merken dat QMJ bij de Verenigde Staten zeer goed werkt. Dit bevestigt immers tabel 4 van Asness et al. (2013) onder sectie 3.5.

#### 4.3. Rolling regressie over 36 maanden

In onderstaande figuren worden de gemiddelde alfa's (CAPM alfa, drie factor alfa en vier factor alfa) per maand met hun bijbehorende t-waarden weergegeven per land waarbij de factor gecorrigeerde alfa's aan de linkerkant staan en de t-waarden aan de rechterkant. De waarde van de gemiddelde maandelijkse alfa's zijn berekend over een periode van de 36 vorige maanden. Om de significantie

vervolgens te toetsen worden twee lijnen getrokken ter hoogte van  $\pm 1.96$ . Indien deze waarden worden overschreden dan is de factor gecorrigeerde alfa voor een bepaalde maand significant op 5%. In de eigenlijke tekst worden enkel QMJ en BAB weergegeven. Echter de grafieken van SMB, HML en UMD (enkel CAPM alfa's) worden getoond onder sectie 7.9 in bijlage.

#### 4.3.1. Small-minus-Big

In figuur 10a, 10b en 10c onder sectie 7.9 van de bijlage is op te merken dat de significantie van de maandelijkse CAPM alfa's voor de SMB factor zeer laag is wat de tabellen bij sectie 4.2.1 bevestigen. In België (10a) zijn enkel significant negatieve factor gecorrigeerde rendementen op te merken. Met andere woorden maakt deze factor gemiddeld gezien verlies. Indien nu de twee belangrijkste periodes, internetzeepbel en de financiële crisis, worden besproken dan is op te merken dat SMB telkens significant negatieve markt gecorrigeerde rendementen heeft gerealiseerd. De daling bij de VS (10c) en Finland (10b) is het grootst tijdens de internet bubble en in België tijdens de financiële crisis.

#### 4.3.2. High-minus-Low

Bij de HML factor zijn statisch verantwoorde verschillen te bemerken voor België (figuur 11a), Finland (figuur 11b) en de Verenigde Staten (figuur 11c). De t waarden van de maandelijkse CAPM alfa in België zijn over het algemeen niet significant, wat ook al te aanschouwen was in tabel 5a van sectie 4.2.1.1. Echter de Finse en Amerikaanse maandelijkse CAPM alfa vertonen meer significante waarden. Tijdens de internetzeepbel en financiële crisis zijn in België, Finland en de Verenigde Staten geen significante negatieve waarden te aanschouwen wat impliceert dat HML niet werkt in deze periode en het de belegger bijgevolg geen kwaad doet. Er zijn significante positieve markt gecorrigeerde rendementen gerealiseerd in België en Finland wat impliceert dat de goedkopere aandelen (hoge B/M) beter hebben gepresteerd in de desbetreffende periode dan de duurdere aandelen (lage B/M).

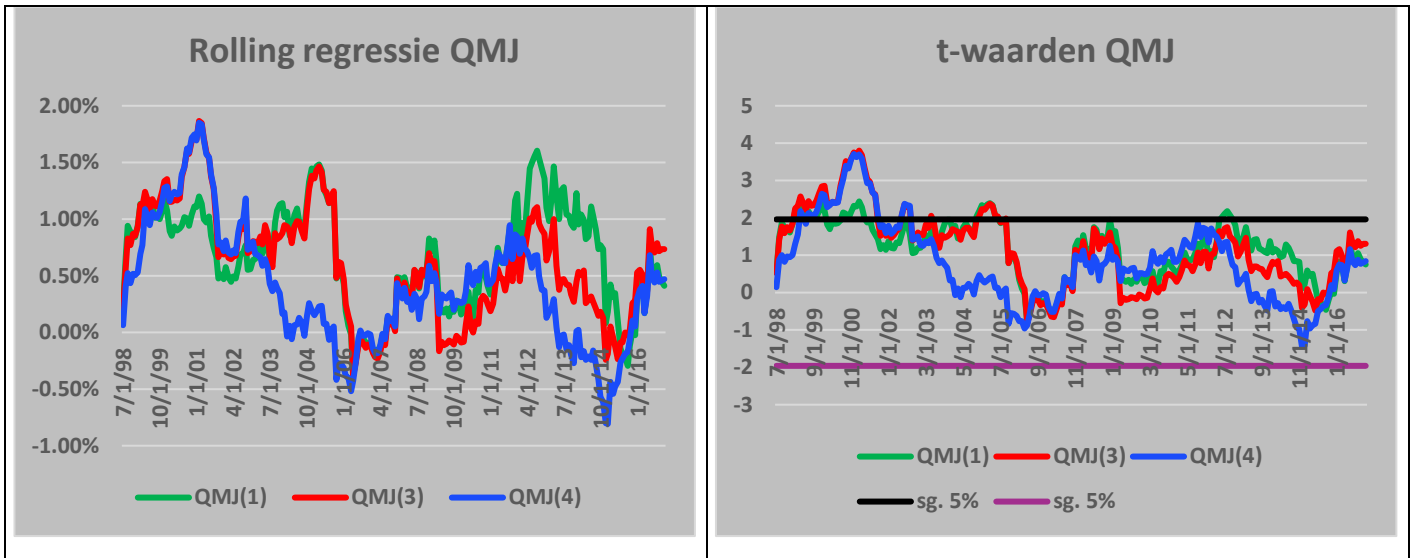
#### 4.3.3. Uppers-minus-Downers

De CAPM alfa's van factor UMD zijn allemaal positief voor zowel België (figuur 12a), Finland (figuur 12b) als de Verenigde Staten (figuur 12c) enkel tijdens de financiële crisis is een serieuze dip waar te nemen die tot negatieve waarden heeft geleid. Echter zijn deze negatieve waarden niet significant. Deze portefeuille vertoont significante positieve waarden waarbij de winnende aandelen van de voorbije periode beter hebben gepresteerd dan die verliezende aandelen van de voorbije periode.

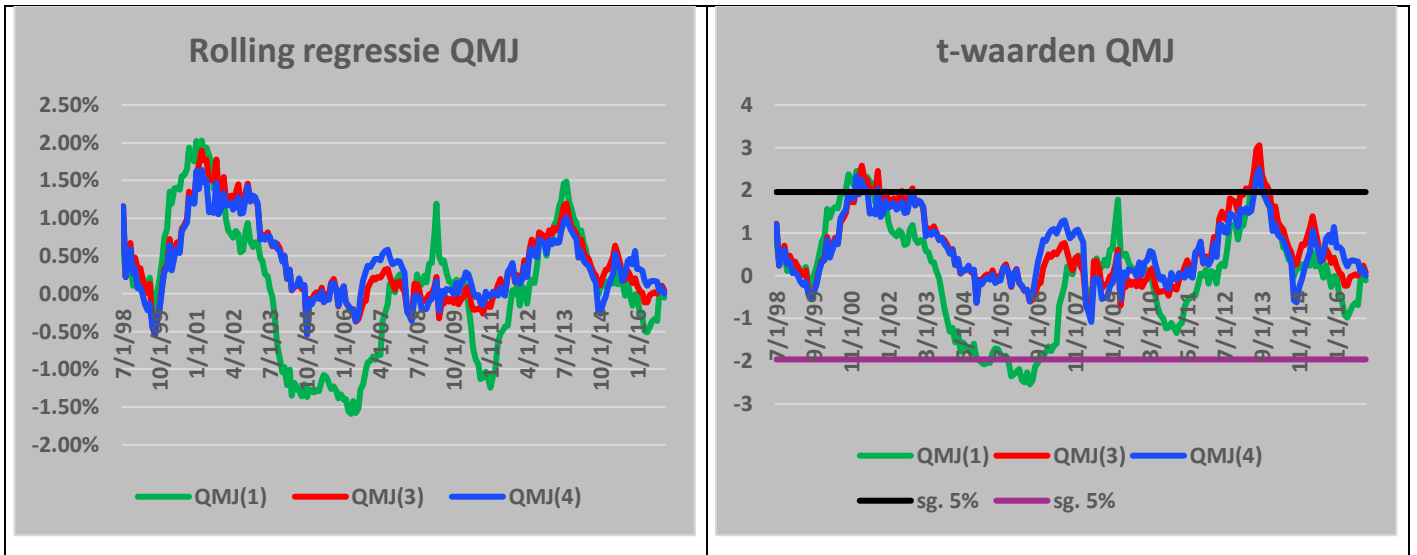


4.3.4. Quality-minus-Junk

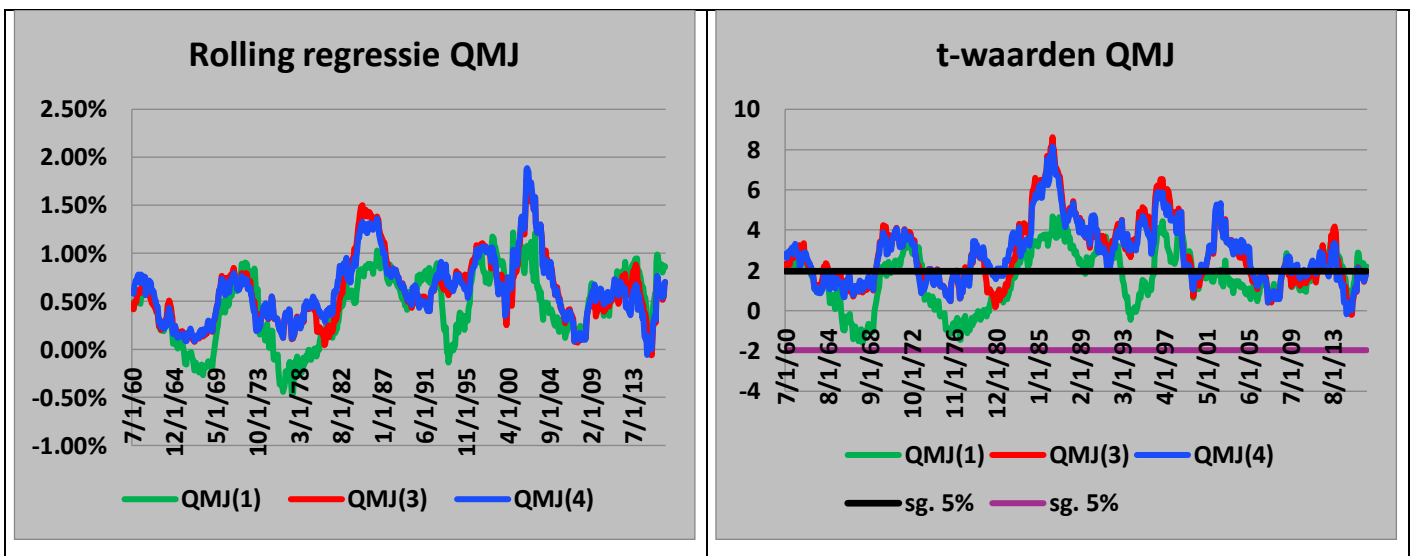
Figuur 4a: België



Figuur 4b: Finland



Figuur 4c: Verenigde Staten



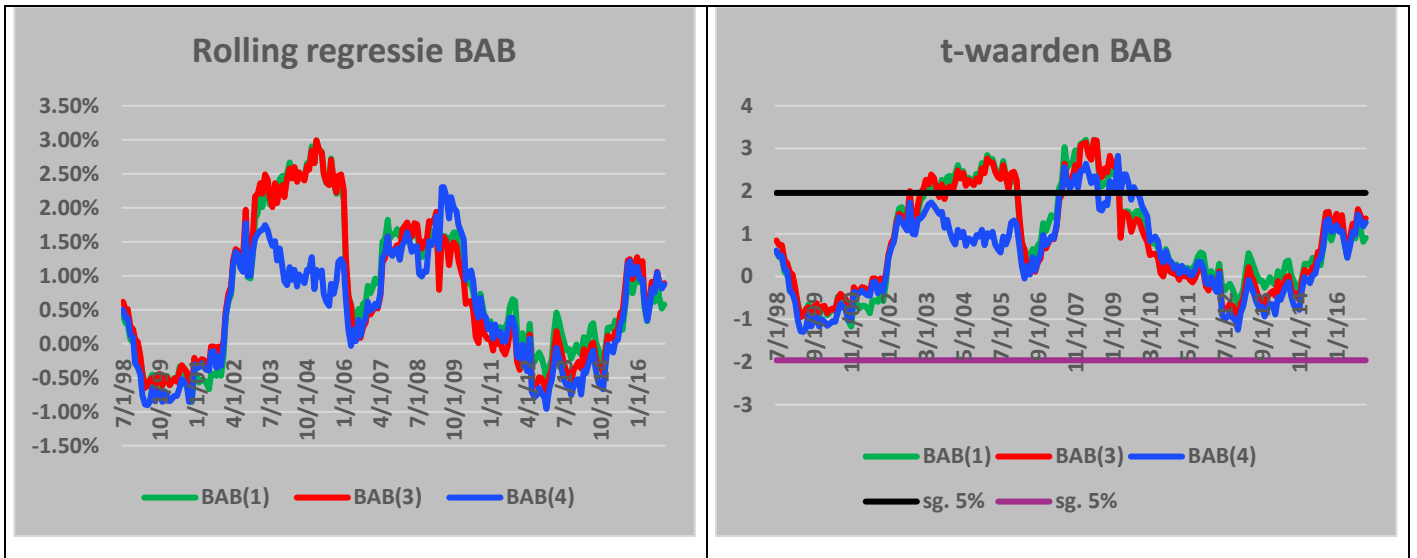
In figuur 4a is op te merken dat QMJ(1), QMJ(3) en QMJ(4) over het algemeen goed hebben gepresteerd omdat het enkel significant positieve rendementen heeft gegeneerd en tijdens bepaalde periodes negatieve returns, maar die waren kortstondig en niet significant op 5%. Een opmerkelijk fenomeen is het positieve rendement tijdens de internetzeepbel en na de barst van deze bubble, wat verklaard kan worden door de 'flight to quality'. Iedere belegger nam een toevlucht naar kwaliteitsaandelen en lieten de internet junk aandelen links liggen. Met andere woorden kan bemerkt worden dat de QMJ factor goed heeft gepresteerd in België en indien het minder functioneert dan werkt het niet tegen. De toevoeging van SMB en HML (QMJ(3)) hebben gezorgd voor een grotere factor gecorrigeerde return die significant is op minstens 5%. Ten slotte is het significante rendement na toevoeging van UMD (QMJ(4)) hetzelfde gebleven, echter zijn de dalingen versterkt wat impliceert dat momentum voor België een grote impact heeft op QMJ.

Voor Finland (figuur 4b) hebben de CAPM alfa's (QMJ(1)) minder gepresteerd. Er zijn namelijk significant negatieve rendementen gegeneerd wat voor een groot deel het gevolg was van Nokia. Indien QMJ(3) wordt beschouwd dan is een extra risicocorrectie uitgevoerd via SMB en HML. Deze twee risicofactoren zorgen voor een betere zuivering van alfa wat vooral te zien is aan de afvlakking van de structuur (afname van de negatieve rendementen tijdens de periode 31/08/2003 tot 31/07/2007). De toevoeging van UMD (QMJ(4)) zorgt voor een lichte toevoeging van risico, maar heeft geen groot effect aangezien de structuur ongeveer hetzelfde is gebleven als bij QMJ(3). De algemene significantie is moeilijk waar te nemen voor alle drie de grafieken, maar volgens de tabellen van sectie 4.2 is de drie factor alfa statistisch betekenisvol en zijn CAPM alfa en vier factor alfa niet significant op 5%.

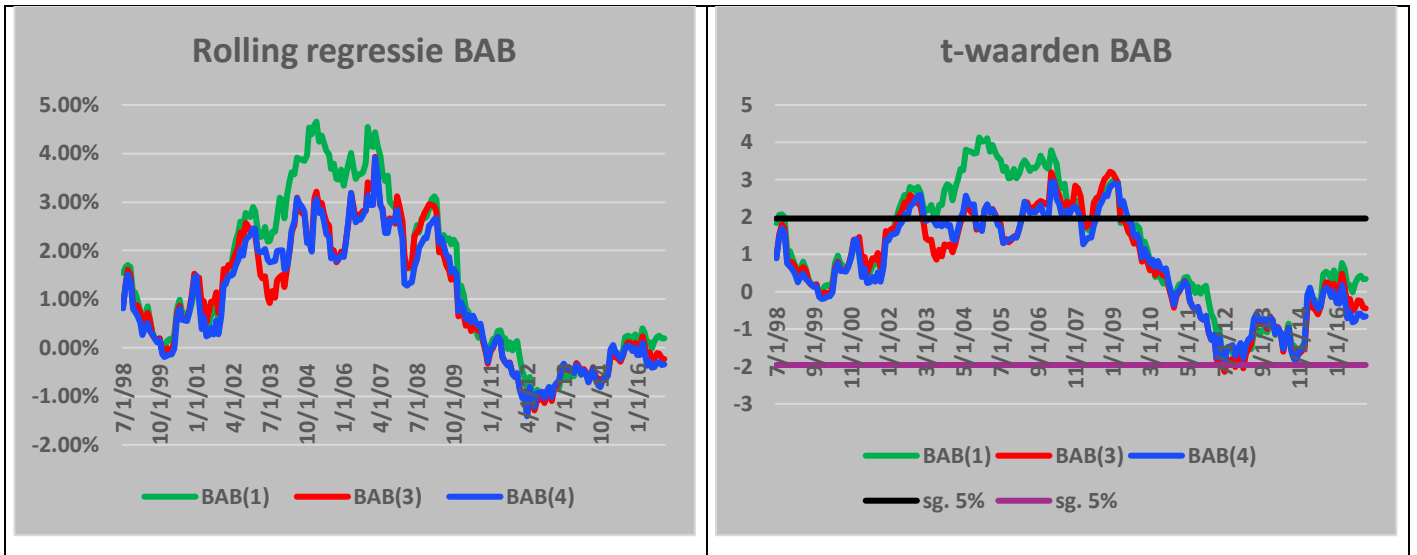
In figuur 4c zijn veel schommelingen op te merken, maar die zorgen enkel eind jaren 60 en in de jaren 70 voor een negatief rendement dat niet significant is op 5% bij QMJ(1). Echter zijn tijdens de internetzeepbel en financiële crisis maandelijkse significante positieve rendementen gerealiseerd. Na correctie via SMB en HML (QMJ(3)) zijn de schommelingen afgezwakt en zijn de negatieve returns verdwenen. Dit is natuurlijk wat elke belegger wil namelijk positieve rendementen tijdens zowel neer- als opgaande markten als laag- of hoogconjunctuur. De toevoeging van momentum (QMJ(4)) heeft geen effect doordat de structuur hetzelfde is gebleven. Dit is ook op te merken aan de lage coëfficiënt in tabel 6b van sectie 4.2.2.1. Tevens is een heel hoge significantie op te merken voor zowel de CAPM alfa's als de drie en vier factor alfa's. Dus voor de Verenigde Staten kan gesteld worden dat de QMJ factor een goedwerkend model is en de verwachtingen meer dan inlost.

4.3.5. Betting-against-Bèta

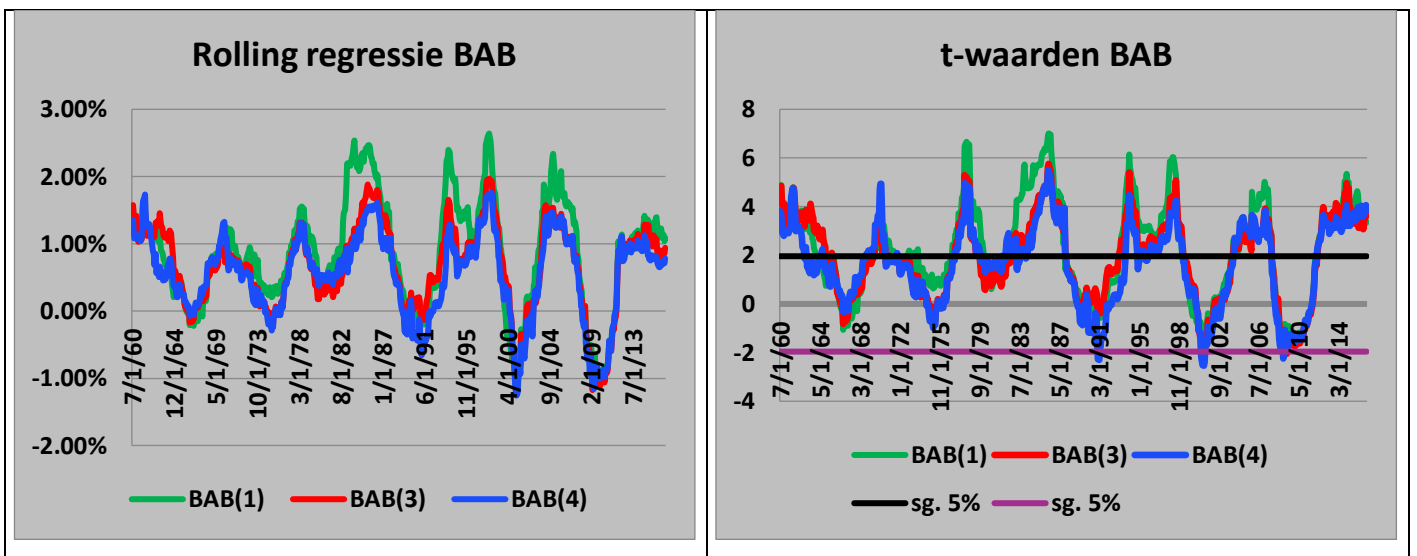
Figuur 5a: België



Figuur 5b: Finland



Figuur 5c: Verenigde Staten



In figuur 5a zijn negatieve maandelijkse factor gecorrigeerde alfa's (BAB(1), BAB(3) en BAB(4)) op te merken die niet significant zijn wat impliceert dat indien BAB niet werkt voor België dat het de belegger ook geen kwaad doet. Tijdens de financiële crisis hebben deze alfa's sterk gepresteerd te zien aan de significante positieve waarden. Dit geeft aan dat wanneer zich een marktdaling voordoet, zoals tijdens de financiële crisis, dan heeft dit een positief effect op BAB. Indien de structuren van nabij worden bekeken dan hebben de CAPM alfa's en drie factor alfa's ongeveer hetzelfde profiel. Echter de significant positieve waarden van 31/01/2003 tot 31/01/2006 bij BAB(1) en BAB(3) zijn niet meer te aanschouwen bij de vier factor alfa's wat het gevolg is van de introductie van UMD.

Voor Finland (figuur 5b) zijn significant positieve factor gecorrigeerde alfa's gerealiseerd voor de periode 31/05/2002 tot 31/05/2009 voor BAB(1), BAB(3) en BAB(4). De periode nadien dalen de alfa's en zijn licht significante negatieve waarden te aanschouwen. Na toevoeging van de risicofactoren SMB en HML is de structuur nauwelijks veranderd enkel liggen de significante positieve waarden lager dan bij BAB(1). Dit impliceert dat de drie factor alfa beter gezuiverd is, er was namelijk ene overschatting van de alfa waarden. Indien nu naar de vier factor alfa's wordt gekeken dan valt op dat de structuur zo goed als volledig samenvalt met die van BAB(3).

Net zoals bij QMJ zijn bij de VS in figuur 5c grote schommelingen te zien wat een indicatie geeft van risico's waarvoor nog moet gezuiverd worden. Met de markt is al één risicozuivering van alfa uitgevoerd maar is duidelijk te zien aan de significant negatieve waarden dat tijdens de internetzeepbel en de financiële crisis BAB niet goed heeft gepresteerd. Met de toevoeging van SMB en HML als risicofactoren (BAB(3)) zijn grotere dalingen op te merken. Het momentum effect heeft vervolgens ook een impact op BAB waarbij nog groter afnames zich voordoen. Vergeleken met QMJ in de Verenigde Staten (figuur 4c) zijn de resultaten van de BAB factor veel minder sterk doordat de alfa's slechter presteren indien het model beter wordt gespecificeerd.

#### 4.4. QMJ als verklarende variabele

Onderstaande tabellen zijn weergegeven om de resultaten te vergelijken met die van sectie 3.8 waarbij de tabellen zijn weergegeven in sectie 7.6 van de bijlage. Het doel van deze regressies is de herleving van size en value aan te tonen.

Tabel 7a: Verklarende variabele: QMJ, België

Factor	SMB	SMB	HML	HML	UMD	UMD
alfa	0.14 (0.76)	0.24 (1.31)	<b>0.53*</b> (2.06)	<b>0.64**</b> (2.58)	<b>1.29**</b> (4.58)	<b>0.86**</b> (3.25)
MKT	-0.038 (-1.06)	<b>-0.10**</b> (-2.78)	0.016 (0.32)	-0.085 (-1.66)	<b>-0.38**</b> (-7.59)	<b>-0.18**</b> (-3.34)
SMB			<b>-0.23**</b> (-2.70)	<b>-0.33**</b> (-3.95)	<b>-0.46**</b> (-4.95)	<b>-0.22**</b> (-2.35)
HML	<b>-0.12**</b> (-2.70)	<b>-0.17**</b> (-3.95)			<b>-0.16*</b> (-2.30)	-0.003 (-0.04)
UMD	<b>-0.19**</b> (-4.95)	<b>-0.10**</b> (-2.35)	<b>-0.13*</b> (-2.30)	-0.002 (-0.04)		
QMJ		<b>-0.27**</b> (-4.77)		<b>-0.40**</b> (-5.15)		<b>0.56**</b> (6.89)
Informatie ratio	0.17	0.30	0.46	0.58	1.00	0.73
$\bar{R}^2$	0.09641	0.16773	0.03284	0.12101	0.25997	0.37448
$\varepsilon_t$	0.02850	0.02736	0.03964	0.03779	0.04457	0.04098

\*Significant op 5%, \*\*Significant op 1%

Tabel 7b: Verklarende variabele: QMJ, Finland

Factor	SMB	SMB	HML	HML	UMD	UMD
alfa	0.28 (1.22)	0.33 (1.43)	0.60 (1.65)	<b>0.67*</b> (2.25)	<b>1.16**</b> (3.16)	<b>1.05**</b> (2.87)
MKT	<b>-0.28**</b> (-8.82)	<b>-0.29**</b> (-9.10)	<b>-0.44**</b> (-8.50)	<b>-0.37**</b> (-8.62)	<b>-0.13*</b> (-2.18)	-0.10 (-1.74)
SMB			-0.13 (-1.32)	<b>-0.20**</b> (-2.43)	0.021 (0.20)	0.055 (0.53)
HML	-0.052 (-1.32)	<b>-0.11**</b> (-2.43)			<b>0.14*</b> (2.20)	<b>0.24**</b> (3.11)
UMD	0.008 (0.20)	0.020 (0.53)	<b>0.13*</b> (2.20)	<b>0.16**</b> (3.11)		
QMJ		<b>-0.13**</b> (-2.37)		<b>-0.69**</b> (-10.96)		<b>0.21*</b> (2.28)
Informatie ratio	0.27	0.32	0.37	0.50	0.69	0.64
$\bar{R}^2$	0.26737	0.28048	0.28851	0.51571	0.07738	0.09242
$\varepsilon_t$	0.03541	0.03509	0.05645	0.04658	0.05793	0.05745

\*Significant op 5%, \*\*Significant op 1%

Tabel 7c: Verklarende variabele: QMJ, VS

Factor	SMB	SMB	HML	HML	UMD	UMD
alfa	0.18 (1.82)	<b>0.50**</b> (5.58)	<b>0.49**</b> (5.25)	<b>0.68**</b> (7.40)	<b>0.92**</b> (6.31)	<b>0.78**</b> (5.02)
MKT	<b>0.17**</b> (7.18)	-0.025 (-1.01)	<b>-0.17**</b> (-7.81)	<b>-0.26**</b> (-10.93)	<b>-0.15**</b> (-4.07)	-0.087 (-2.09)
SMB			-0.048 (-1.35)	<b>-0.19**</b> (-4.88)	<b>-0.24**</b> (-4.26)	-0.15 (-2.42)
HML	-0.052 (-1.35)	<b>-0.17**</b> (-4.88)			<b>-0.30**</b> (-5.23)	<b>-0.25**</b> (-4.13)
UMD	<b>-0.10**</b> (-4.26)	<b>-0.053**</b> (-2.42)	<b>-0.12**</b> (-5.23)	<b>-0.093**</b> (-4.13)		
QMJ		<b>-0.64**</b> (-14.17)		<b>-0.41**</b> (-8.16)		<b>0.24**</b> (2.75)
Informatie ratio	0.25	0.78	0.70	1.02	0.83	0.71
$\bar{R}^2$	0.11354	0.30821	0.10815	0.18349	0.07771	0.08613
$\varepsilon_t$	0.02524	0.02230	0.02425	0.02321	0.03830	0.03813

\*Significant op 5%, \*\*Significant op 1%

Door te controleren voor QMJ stijgt de factor gecorrigeerde alfa in België en Finland maar vertoont geen significantie. Echter in de Verenigde Staten is een duidelijke heropleving van SMB op te merken, wat de resultaten van tabel 11a van sectie 7.6 bevestigt. Bij HML zorgt de correctie voor QMJ bij de drie landen voor een hogere significante alfa. De coëfficiënt van QMJ bij zowel SMB als HML is steeds negatief wat inhoudt dat kleine en goedkopere (hoge B/M) aandelen minder kwaliteitsvol zijn dan de grote en dure (lage B/M) individuele waarden. Indien UMD wordt bestudeerd dan is de factor gecorrigeerde alfa in waarde telkens afgenomen na de risicocorrectie van QMJ voor de drie landen, wel is de significante behouden. Er kan bijgevolg besloten worden dat dezelfde resultaten zijn bekomen als wat Asness et al. (2013) hadden voorspeld.



## Hoofdstuk V : Conclusie

### 5.1. Conclusie

Naar aanleiding van de centrale onderzoeksvraag: "Quality-minus-Junk model voor de selectie van individuele waarden: een garantie voor outperformance?" zijn univariate en multivariate regressies uitgevoerd voor België en Finland over de tijdsperiode 31/07/1995 tot 31/12/2016 en voor de Verenigde Staten over een tijdsperiode van 31/07/1957 tot 31/12/2016 waarbij de focus ligt op de factor gecorrigeerde alfa's (abnormale rendementen).

Voor België en de Verenigde Staten geeft de weergave van de gecumuleerde rendementen, puur voor beschrijvende doeleinden, al een eerste indicatie van het potentieel van het QMJ model. Na uitvoering van de univariate en multivariate regressies over de totale tijdsperiode zijn gemiddelde positieve gecorrigeerde alfa waarden op maandbasis, negatieve coëfficiënten voor markt (MKT), size (SMB) en value (HML) en een positieve coëfficiënt voor momentum (UMD) bekomen op het statistisch significantieniveau van 1%. Dit impliceert dat MKT, SMB en HML anti-cyclisch werken en UMD pro-cyclisch. Een ander belangrijk gegeven is de geannualiseerde informatie ratio dewelke voor België en de VS respectievelijk gelijk zijn aan 0.47 en 1,20. Dus gemiddeld gezien genereert de QMJ factor per maand met een grotere probabilliteit voor de Verenigde Staten dan België namelijk een positieve vier factor alfa. Echter kan deze conclusie door het gemiddeld effect over een lange tijdshorizon in vraag gesteld worden. Hieromtrent zijn regressies uitgevoerd over een kortere tijdsperiode namelijk 36 maanden (rolling regressie). De resultaten geven voor België en de Verenigde Staten weer dat in bepaalde economische cycli respectievelijk niet significante negatieve vier factor alfa's en negatieve CAPM alfa's zijn bekomen. Na correctie voor size, value en momentum bij de Verenigde Staten zijn over de hele periode sterk statistische significante alfa waarden gegeneerd die enkel een positief teken vertonen. De Finse markt geven deze resultaten niet weer doordat enkel voor de drie factor alfa een significante waarde is bekomen. De grote oorzaak van deze anomalie zijn de slechte prestaties van het bedrijf Nokia. Wanneer onderzoekers testen moeten uitvoeren of een nieuw fenomeen gedreven wordt door kwaliteit dan kan Quality-minus-Junk gebruikt worden. Hierdoor zijn regressies uitgevoerd met QMJ als verklarende variabele met als resultaat de herleving van het size effect (SMB).

Als besluit kan gesteld worden dat actief beheer nog geen verleden tijd is met name door het Quality-minus-Junk model te gebruiken die long gaat in ondergewaardeerde kwaliteitsaandelen en tegelijkertijd short in overgewaardeerde kwaliteitsarme aandelen, kan een systematische outperformance gerealiseerd worden. Tevens heeft onderzoek aangetoond dat de vier factor alfa, ook al gaat het om een prestatie uit het verleden, een voorspellende waarde heeft voor het toekomstig rendement. Een hoge waarde impliceert vaak dat een onderneming gericht is op het creëren van winst voor aandeelhouders en actief is in winstgevende activiteiten. Dus na de geannualiseerde informatie ratio en de sterk positief significante vier factor alfa zal de kans op een outperformance het hoogst zijn bij de Verenigde Staten.



## 5.2. Toekomstig onderzoek

In een volgend onderzoek zal het Quality-minus-Junk model worden toegepast in de praktijk (beurs). Het selecteren van individuele waarden gebeurt via het opstellen van een ranking op basis van de kwaliteitsscore. Bijgevolg zullen bepaalde individuele waarden van de 50% hoogste kwaliteitsaandelen in aanmerking komen om te kopen en die worden dan gefinancierd door de verkoop van één of meerdere van de 50% junk aandelen. Hierdoor vormt zich een dollar neutrale portefeuille wat impliceert dat er geen investeringsbehoefte is. Tevens moet rekening worden gehouden met de 'value trap'. Soms worden bepaalde kwaliteitsbedrijven die goedkoop lijken sterk gewaardeerd terwijl ze eigenlijk verdienen om goedkoop te zijn. Indien dit het geval is voor bepaalde aandelen dan worden ze uit de selectiebasis geweerd. Dit wordt getest door de verhouding te nemen van de prijs tot boekwaarde van een bepaalde individuele waarde op dit moment te vergelijken met de gemiddelde prijs tot boekwaarde van zijn eigen historiek. De voorspelling van fluctuaties op korte termijn is onmogelijk en daarom zal een 'buy and hold' strategie worden toegepast. Enkel de individuele waarden die op middellange termijn een meerwaarde kunnen bieden, worden opgenomen. Hierdoor is bijgevolg een korte termijn daling, door een slechte timing van instap, niet problematisch. Een ander aspect zijn de transactiekosten en deze zullen een beperkte invloed hebben door een minimale ordegraote.

In een ander onderzoek kan dieper worden ingegaan op het Betting-against-Bèta model waarbij men long gaat in de aandelen met een bèta kleiner dan één en short in aandelen met een bèta groter dan één. Het enige nadeel is de financieringsbehoefte, gemiddeld gezien moet twee keer meer worden geïnvesteerd in de long positie ten opzichte van de short positie. De eerste testresultaten vertonen het meeste potentieel voor België en Finland. Echter voor de Verenigde Staten zijn significant negatieve waarden op te merken voor de vier factor alfa en ook een geannualiseerde informatie ratio van 0.65.

### Lijst van de geraadpleegde werken

Asness, C. S., Frazzini, A., & Pedersen, L. H. (2013). Quality Minus Junk. *Yale Economics*. Geraadpleegd op 13 maart 2016 via [http://www.econ.yale.edu/~shiller/behfin/2013\\_04-10/asness-frazzini-pedersen.pdf](http://www.econ.yale.edu/~shiller/behfin/2013_04-10/asness-frazzini-pedersen.pdf)

Baker, M. P., Bradley, B., & Taliaferro, R. (2013). The low beta anomaly: A decomposition into micro and macro effects.

Berk, J., & DeMarzo, P. *Corporate Finance* (Vol. 3). Harlow: Pearson.

Black, F. (1972). Capital market equilibrium with restricted borrowing. *The Journal of Business*, 45(3), 444-455. doi:10.1086/295472

Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2014). The Capital Asset Pricing Model; The Efficient Market Hypothesis; Empirical Evidence on Security Returns, *Investments*, (pp. 295-297; 353-354; 426-427). McGraw-Hill Education.

Boot, A. W. A., & Dijkstra, M. A. (2011). Financiële sector in crisis. In J. H. Garretsen, R. M. Jong-A-Pin, & E. Sterken (editors), *De economische toekomst van Nederland*. (blz. 105-141). (Preadviezen van de Koninklijke Vereniging voor de Staathuishoudkunde; Nr. 2011). Den Haag: Sdu Uitgevers.

Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82. doi:10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x

Cochran W. G., & Snedecor G. W. (1987). The normal distribution. In W. G. Cochran & G. W. Snedecor (Red.), *Statistical Methods* (pp. 39-63). Ames, Iowa: Iowa State University Press.

Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417. doi:10.1111/j.1540-6261.1970.tb00518.x

Fama, E. F. (1991). Efficient capital markets II. *Journal of Finance*, 46, 1575-1617. The quote is from page 1575. Reproduced by permission of Wiley-Blackwell.

Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.

Fama, E. F., & French, K. R. (2010). Luck versus Skill in the Cross-Section of Mutual Fund Returns. *The Journal of Finance*, 65(5), 1915-1947. doi:10.1111/j.1540-6261.2010.01598.x

Fama, E. F., & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1-22. doi:10.1016/j.jfineco.2014.10.010

- Fama, E. F., Fisher, L., Jensen, M. C., & Roll, R. (1969). The adjustment of stock prices to new information. *International Economic Review*, 10(1), 1-21.
- Frazzini, A., & Pedersen, L. H. (2014). Betting against beta. *Journal of Financial Economics*, 111(1), 1-25. doi:10.1016/j.jfineco.2013.10.005
- Frazzini, A., Israel, R., & Moskowitz, T. J. (2012). Trading costs of asset pricing anomalies.
- Frazzini, A., Kabiller, D., & Pedersen, L. H. (2013). *Buffett's alpha*. (No. w19681).
- Gibbons, M. R., Ross, S. A., & Shanken, J. (1989). A test of the efficiency of a given portfolio. *Econometrica*, 57(5), 1121-1152.
- Graham, B., & Dodd, D. L. (1934). *Security analysis: Principles and technique*. McGraw-Hill.
- Hull, J. C. *Options, futures, and other derivatives* (8th ed.). Boston, Mass: Pearson.
- Investopedia. (2015). *How AQR Places Bets Against Beta*. Geraadpleegd op 21 mei 2016 via <http://www.investopedia.com/articles/investing/082515/how-aqr-places-bets-against-beta.asp>
- Jones, R. C., & Wermers, R. (2011). Active management in mostly efficient markets. *Financial Analysts Journal*, 67(6), 29-45. doi:10.2469/faj.v67.n6.5
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37.
- Metrick, A., & Yasuda, A. *Venture capital & the finance of innovation* (Vol. 2). Hoboken, N.J: Wiley.
- Markowitz, H. (1952). PORTFOLIO SELECTION. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91. doi:10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x
- Markowitz, H.M. (1959). *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. New York: John Wiley & Sons. (reprinted by Yale University Press, 1970, ISBN 978-0-300-01372-6; 2nd ed. Basil Blackwell, 1991, ISBN 978-1-55786-108-5)
- MSCI Research. (2013). MSCI Quality Indices Methodology. Geraadpleegd op 29 april 2016 via [https://www.msci.com/eqb/methodology/meth\\_docs/MSCI\\_Quality\\_Indices\\_Methodology.pdf](https://www.msci.com/eqb/methodology/meth_docs/MSCI_Quality_Indices_Methodology.pdf)
- Roll, R. (1977). A critique of the asset pricing theory's tests part I: On past and potential testability of the theory. *Journal of Financial Economics*, 4(2), 129-176. doi:10.1016/0304-405X(77)90009-5

Roll, R. (1988). r2. *The Journal of Finance*, 43(3), 541-566. doi:10.1111/j.1540-6261.1988.tb04591.x

Tai, C.-S. (2003). Are Fama–French and momentum factors really priced? *Journal of Multinational Financial Management*, 13(4), 359-384. doi:10.1016/S1042-444X(03)00016-1

Saunders, A., & Cornett, M. M. *Financial institutions management: A risk management approach* (5th ed.). Boston, Mass: McGraw-Hill.

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442. doi:10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x

Sollis, (2013), R. *Empirical finance: For finance and banking*. Hoboken, N.J: Wiley.

Stock, J. H., & Watson, M. W. *Introduction to econometrics* (3rd ed.) (p.403). Boston, Mass: Pearson.

The Secrets of Buffett's Success: Beating the Market with Beta. (2012, 29 september). *The Economist*. Geraadpleegd op 04 april 2017 via <http://www.economist.com/node/21563735>

Tobin, J. (1958). estimation of relationships for limited dependent variables: 1. introduction. *Econometrica (Pre-1986)*, 26(1), 24.

Treynor, Jack L. (1961). "Market Value, Time, and Risk". Unpublished manuscript dated 8/8/61, No. 95-209.

Vanguard [website]. (z.j.). Geraadpleegd op 10 april 2016 via <https://www.vanguard.nl/documents/product-brochure-liquidity-nl.pdf>

*ValueWalk: Morgan stanley instructs hedge fund managers: "get junk out of trunk"* (2015). Chatham: Newstex.

Wermers, R. (2000). Mutual fund performance: An empirical decomposition into stock-picking talent, style, transactions costs, and expenses. *The Journal of Finance*, 55(4), 1655-1695. doi:10.1111/0022-1082.00263



## Bijlagen

### 7.1. MSCI Quality indices

Het toepassingsuniversum omvat al de bestaande bedrijven van een onderliggende MSCI Parent Index. Deze benadering heeft als doel om een opportuniteit set te voorzien met voldoende liquiditeit en capaciteit. Voor de bepaling van de kwaliteitsscore voor elk aandeel worden de z-scores van drie outlier gereduceerde fundamentele variabele gecombineerd namelijk ROE, schuld op EV en variabiliteit van winst. Hierna neemt MSCI het gemiddelde van de z-scores van de drie fundamentele variabelen om een samengestelde z-score te berekenen voor ieder aandeel waarbij vervolgens al de bedrijven van de parent index gerangschikt worden volgens hun kwaliteitsscore. Als meerdere aandelen dezelfde score hebben dan krijgt de individuele waarde met het hoogste gewicht in de Parent index een hogere score. Echter moet eerst voor ieder aandeel van de MSCI Parent Index een fundamentele variabele zoals ROE berekend worden. Vervolgens worden de individuele waarden stijgend gerangschikt afhankelijk van deze fundamentele variabele. De waarden die boven het 95<sup>ste</sup> percentiel of onder het 5<sup>e</sup> percentiel liggen worden bijgevolg gelijkgesteld aan de waarde van respectievelijk het 95<sup>ste</sup> percentiel of 5<sup>e</sup> percentiel. Dit proces wordt herhaald voor iedere fundamentele variabele. Voor de eerste variabele wordt een positieve z-score bekomen en voor de twee andere een negatieve score. Zo wordt ervoor gezorgd dat een hoge schuld op EV en hoge variabiliteit van winst een lage score verwerven. Tevens wordt de index geherbalanceerd op halfjaarlijkse basis bij het sluiten van de laatste werkdag van november en mei. Het gewicht van de in aanmerking komende aandelen voor de MSCI Quality indices wordt berekend door het product te nemen van een aandeel zijn marktkapitalisatie gewicht in de Parent index en de kwaliteitsscore. Deze gewichten worden vervolgens genormaliseerd naar 100% (MSCI Research, 2013).

### 7.2. Kwaliteitsscore

$$O = -(-1.32 - 0.407X_1 + 6.03X_2 - 1.43X_3 + 0.0757X_4 - 1.72X_5 - 2.37X_6 - 1.83X_7 + 0.285X_8 - 0.521X_9) \quad (52)$$

waarbij:

$$X_1 = (\text{totale activa} + 0.1 * (\text{MW EV} - \text{BW EV})) / \text{Consumentenprijsindex}^{15}$$

$$X_2 = \text{BW totale passiva} / (\text{totale activa} + 0.1 * (\text{MW EV} - \text{BW EV}))$$

$$X_3 = \text{vlottende activa} - \text{vlottende passiva} / (\text{totale activa} + 0.1 * \text{MW EV} - \text{BW EV})$$

$$X_4 = \text{vlottende passiva} / \text{vlottende activa}$$

$$X_5 = \text{dummy gelijk aan 1 als totale passiva} > \text{totale activa}$$

$$X_6 = \text{netto resultaat} / \text{totale activa}$$

$$X_7 = \text{resultaat voor belastingen} / \text{totale passiva}$$

$$X_8 = \text{dummy gelijk aan 1 als netto resultaat negatief is voor huidig en vorig boekjaar}$$

$$X_9 = \text{netto resultaat}_t - \text{netto resultaat}_{t-1} / (|\text{netto resultaat}_t| + |\text{netto resultaat}_{t-1}|)$$

---

<sup>15</sup> Maatstaf voor de gemiddelde prijsontwikkeling in een bepaald land.

Uiteindelijk berekenen de negen variabele een O-score waarbij de kans op faillissement geformuleerd wordt door  $EXP(O - score)/1 + EXP(O - score)$ . Indien de uitkomst  $> 0.5$  dan loopt het desbetreffende bedrijf een hoog risico op default.

$$Z = 1.2X_1 + 1.4X_2 + 3.3X_3 + 0.6X_4 + 1X_5 \quad (53)$$

waarbij:

$X_1 = \text{werkkapitaal/totale activa}$

$X_2 = \text{ingehouden winsten/totale activa}$

$X_3 = \text{EBIT/totale activa}$

$X_4 = \text{MW EV/totale activa}$

$X_5 = \text{Omzet/totale activa}$

Een  $Z < 1.81$  wordt gekenmerkt door een hoog risico op default, een  $1.81 < Z < 2.99$  een gemiddeld risico op default en  $Z > 2.99$  een laag faillissementsrisico.

### 7.3. Persistentie van kwaliteit

Om de voorspelbaarheid van kwaliteit te onderzoeken, zijn de aandelen iedere maand oplopend geordend in tien portefeuilles op basis van hun kwaliteitsscore waarbij voor de tijdstippen  $t$ ,  $t + 12$  maanden,  $t + 36$  maanden,  $t + 60$  maanden, en  $t + 120$  maanden steeds de waarde gewogen gemiddelde kwaliteit<sup>16</sup> is weergegeven voor elke portefeuille. Bijkomstig zijn al de standaardfouten gecorrigeerd voor heteroscedasticiteit en autocorrelatie.

Tabel 8a: Persistentie van kwaliteit: long sample (Asness et al. 2013)

Long sample (VS: 1956-2012)	Tijd	P1 laag	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10 hoog	P10-P1
Kwaliteit	T	-1.38	-0.71	-0.39	-0.15	0.05	0.25	0.46	0.69	1.00	1.56	<b>2.94</b> (47.46)
Kwaliteit	T+12M	-0.60	-0.29	-0.14	0.00	0.14	0.29	0.45	0.63	0.86	1.31	<b>1.92</b> (37.42)
Kwaliteit	T+36M	-0.33	-0.12	-0.05	0.05	0.15	0.27	0.40	0.54	0.74	1.16	<b>1.49</b> (33.01)
Kwaliteit	T+60M	-0.16	-0.02	0.04	0.09	0.16	0.22	0.35	0.46	0.68	1.04	<b>1.20</b> (20.68)
Kwaliteit	T+120M	-0.09	0.00	0.03	0.07	0.09	0.21	0.30	0.38	0.62	0.89	<b>0.98</b> (20.70)
Winstgevendheid	T+120M	-0.37	-0.19	-0.10	0.05	0.12	0.18	0.29	0.35	0.59	1.08	<b>1.44</b> (20.74)
Groei	T+120M	-0.23	-0.19	-0.13	-0.12	-0.10	-0.12	-0.02	0.11	0.11	0.34	<b>0.57</b> (6.10)
Veiligheid	T+120M	-0.28	-0.15	-0.03	0.08	0.15	0.21	0.35	0.49	0.63	0.67	<b>0.95</b> (9.68)
Uitkeerbaarheid	T+120M	0.12	0.29	0.28	0.29	0.38	0.39	0.49	0.49	0.56	0.61	<b>0.49</b> (17.31)

<sup>16</sup> Dit is het tijdreeks-gemiddelde van het gemiddelde van de waarde gewogen aandelen.

Tabel 8b: Persistentie van kwaliteit: broad sample (Asness et al. 2013)

Broad sample (Global:1986- 2012)	Tijd	P1 laag	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10 hoog	P10-P1
Kwaliteit	T	-1.45	-0.79	-0.45	-0.19	0.04	0.25	0.47	0.72	1.04	1.62	<b>3.07</b> (42.28)
Kwaliteit	T+12M	-0.59	-0.29	-0.14	0.01	0.13	0.27	0.44	0.60	0.85	1.28	<b>1.87</b> (39.05)
Kwaliteit	T+36M	-0.30	-0.13	-0.05	0.06	0.13	0.23	0.36	0.48	0.70	1.07	<b>1.37</b> (44.95)
Kwaliteit	T+60M	-0.10	0.00	0.04	0.10	0.13	0.20	0.32	0.42	0.61	0.93	<b>1.03</b> (35.22)
Kwaliteit	T+120M	-0.08	-0.01	0.07	0.07	0.10	0.19	0.27	0.36	0.52	0.75	<b>0.82</b> (35.47)
Winstgevendheid	T+120M	-0.28	-0.08	0.00	0.10	0.14	0.23	0.34	0.37	0.53	0.90	<b>1.19</b> (22.77)
Groei	T+120M	-0.19	-0.16	-0.15	-0.14	-0.12	-0.09	-0.07	0.00	0.09	0.18	<b>0.37</b> (6.40)
Veiligheid	T+120M	-0.22	-0.14	-0.09	0.02	0.06	0.11	0.20	0.32	0.50	0.52	<b>0.74</b> (13.59)
Uitkeerbaarheid	T+120M	0.17	0.28	0.35	0.31	0.42	0.42	0.49	0.48	0.51	0.57	<b>0.40</b> (8.15)

#### 7.4. Prijs van kwaliteit

De variabelen zijn allemaal gestandaardiseerd waarbij  $P_t^i$  gelijk is aan de prijs tot boekwaarde en zijn de error termen gecorrigeerd voor heteroscedasticiteit en autocorrelatie en de regressies zien er als volgt uit:

$$P_t^i = \alpha + \beta_1 \text{winstgevendheid}_t^i + \beta_2 \text{groei}_t^i + \beta_3 \text{veiligheid}_t^i + \beta_4 \text{uitkering}_t^i + \varepsilon_t^i \quad (54)$$

$$P_t^i = \alpha + \beta_1 \text{winstgevendheid}_t^i + \varepsilon_t^i \quad (55)$$

$$P_t^i = \alpha + \beta_2 \text{groei}_t^i + \varepsilon_t^i \quad (56)$$

$$P_t^i = \alpha + \beta_3 \text{veiligheid}_t^i + \varepsilon_t^i \quad (57)$$

$$P_t^i = \alpha + \beta_4 \text{uitkering}_t^i + \varepsilon_t^i \quad (58)$$



Tabel 9a: Prijs van elk kwaliteitskenmerk: long sample (Asness et al. 2013)

Long sample (VS:1956-2012)	(55)	(56)	(57)	(58)	(54)
Winstgevendheid	<b>0.41</b> (26.19)				<b>0.30</b> (23.64)
Groei		<b>0.38</b> (31.18)			<b>0.11</b> (12.25)
Veiligheid			<b>0.14</b> (9.95)		<b>-0.08</b> (-11.38)
Uitkeerbaarheid				<b>-0.10</b> (-11.11)	<b>-0.13</b> (-18.41)
Size					<b>0.28</b> (26.22)
Ret(t-12,t)					<b>0.28</b> (28.69)
Gemiddelde R <sup>2</sup>	0.18	0.15	0.03	0.01	0.40

Tabel 9b: Prijs van elk kwaliteitskenmerk: broad sample (Asness et al. 2013)

Broad sample (Global:1986-2012)	(55)	(56)	(57)	(58)	(54)
Winstgevendheid	<b>0.29</b> (33.76)				<b>0.19</b> (31.37)
Groei		<b>0.28</b> (35.02)			<b>0.08</b> (12.67)
Veiligheid			<b>0.11</b> (8.19)		<b>-0.10</b> (-12.59)
Uitkeerbaarheid				<b>-0.06</b> (-4.69)	<b>-0.10</b> (-11.23)
Size					<b>0.31</b> (21.67)
Ret(t-12,t)					<b>0.28</b> (23.33)
Gemiddelde R <sup>2</sup>	0.09	0.08	0.02	0.01	0.31

### 7.5. Quality-minus-Junk

De constructie van de QMJ portefeuille volgt Fama en French (1992, 1993, 1996) en Asness en Frazzini (2013) zoals weergegeven in Asness et al. (2013). Het is namelijk de intersectie van zes waarde gewogen portfolio's gevormd via grootte en kwaliteit. Op het einde van iedere kalendermaand worden individuele waarden toegewezen aan twee op grootte gesorteerde portefeuilles gebaseerd op hun marktkapitalisatie. Voor de Amerikaanse en internationale aandelen is het grootste breekpunt respectievelijk de mediaan van de NYSE-aandelenmarkt en het tachtigste percentiel per land. Vervolgens wordt conditioneel gesorteerd waarbij eerst de indeling gebeurt volgens grootte en nadien via kwaliteit. Deze waarde gewogen portefeuilles worden iedere kalendermaand hernieuwd en ook elke kalendermaand opnieuw gewogen om dezelfde gewichten te

behouden. Voor de 'broad sample' is de globale QMJ portefeuille bekomen via het waarde wegen van de QMJ portefeuille voor ieder land waarbij de gewichten zijn berekend via de totale marktkapitalisatie van elk land te delen door de totale marktkapitalisatie van de globale steekproef. Aansluitend zijn op dezelfde manier portefeuilles opgesteld van de vier kwaliteitskenmerken. De vier factor alfa en de coëfficiënt van de verklarende variabelen markt, size, value en momentum zijn afkomstig van de Carhart vier factor regressie. Tevens zijn ook de excess return, CAPM alfa en de drie factor alfa weergegeven. De horizontale variabelen zijn de afhankelijk variabele en de verticale de onafhankelijke variabelen. De rendementen staan in USD waarbij geen rekening is gehouden met de wisselkoers en de excess return is groter dan de Treasury bill rente. De vetgedrukte waarden zijn significant op het 5% - niveau en de informatie ratio wordt gekenmerkt door de verhouding te nemen van de vier factor alfa en de standaarddeviatie van de geschatte residu's.

Tabel 10a: QMJ returns: long sample (Asness et al. (2013))

Long sample (VS:1956-2012)	QMJ	Winstgevendheid	Veiligheid	Groei	Uitkeerbaarheid
Excess return	<b>0.40</b> (4.38)	<b>0.27</b> (3.81)	<b>0.23</b> (2.06)	0.12 (1.63)	<b>0.31</b> (3.37)
CAPM alfa	<b>0.55</b> (7.27)	<b>0.33</b> (4.78)	<b>0.42</b> (4.76)	0.08 (1.06)	<b>0.46</b> (6.10)
Drie factor alfa	<b>0.68</b> (11.10)	<b>0.45</b> (7.82)	<b>0.59</b> (8.68)	<b>0.20</b> (3.32)	<b>0.43</b> (6.86)
Vier factor alfa	<b>0.66</b> (10.20)	<b>0.53</b> (8.71)	<b>0.57</b> (7.97)	<b>0.38</b> (6.13)	<b>0.21</b> (3.43)
MKT	<b>-0.25</b> (-17.02)	<b>-0.11</b> (-8.08)	<b>-0.34</b> (-20.77)	<b>0.05</b> (3.35)	<b>-0.20</b> (-14.47)
SMB	<b>-0.38</b> (-17.50)	<b>-0.21</b> (-10.21)	<b>-0.41</b> (-17.00)	<b>-0.05</b> (-2.53)	<b>-0.30</b> (-14.82)
HML	<b>-0.12</b> (-5.03)	<b>-0.28</b> (-12.16)	<b>-0.23</b> (-8.50)	<b>-0.44</b> (-18.81)	<b>0.39</b> (16.68)
UMD	0.02 (0.82)	<b>-0.07</b> (-3.80)	0.01 (0.64)	<b>-0.17</b> (-8.55)	<b>0.21</b> (10.79)
Informatie ratio	1.46	1.25	1.14	0.88	0.49
$\bar{R}^2$	0.57	0.37	0.63	0.40	0.60

Tabel 10b: QMJ returns: broad sample (Asness et al. (2013))

Broad sample (Globaal: 1986- 2012)	QMJ	Winstgevendheid	Veiligheid	Groei	Uitkeerbaarheid
Excess return	<b>0.38</b> (3.22)	<b>0.34</b> (3.30)	0.19 (1.33)	0.02 (0.24)	<b>0.38</b> (3.41)
CAPM alfa	<b>0.52</b> (5.75)	<b>0.43</b> (4.61)	<b>0.34</b> (3.07)	0.02 (0.18)	<b>0.49</b> (5.29)
Drie factor alfa	<b>0.61</b> (7.68)	<b>0.53</b> (6.11)	<b>0.50</b> (5.40)	0.14 (1.92)	<b>0.44</b> (5.17)
Vier factor alfa	<b>0.45</b> (5.50)	<b>0.49</b> (5.34)	<b>0.39</b> (4.00)	<b>0.29</b> (3.91)	<b>0.19</b> (2.26)
MKT	<b>-0.24</b> (-14.36)	<b>-0.16</b> (-8.33)	<b>-0.28</b> (-13.74)	0.00 (-0.06)	<b>-0.18</b> (-10.50)
SMB	<b>-0.33</b> (-9.46)	<b>-0.20</b> (-5.07)	<b>-0.31</b> (-7.48)	<b>-0.18</b> (-5.62)	<b>-0.23</b> (-6.58)
HML	-0.01 (-0.31)	<b>-0.16</b> (-3.95)	<b>-0.22</b> (-5.23)	<b>-0.38</b> (-11.62)	<b>0.36</b> (9.89)
UMD	<b>0.15</b> (5.54)	0.03 (1.01)	<b>0.10</b> (3.07)	<b>-0.14</b> (-5.64)	<b>0.24</b> (8.57)
Informatie ratio	1.16	1.13	0.84	0.83	0.48
$\bar{R}^2$	0.60	0.34	0.58	0.35	0.52

#### 7.6. QMJ als verklarende variabele

De constructie van de QMJ portefeuille is hetzelfde als die van sectie 7.4 waarbij alfa de intercept voorstelt van een tijdreeks van maandelijkse excess returns. De vetgedrukte getallen zijn minstens significant op het 5% niveau. Tevens zijn de horizontale variabelen SMB, HML en UMD de afhankelijke variabele en de onafhankelijke variabelen zijn de verticale MKT, SMB, HML, UMD, QMJ.

Tabel 11a: Verklarende variabele QMJ: long sample (Asness et al. (2013))

Long sample (VS:1956-2012)	SMB	SMB	HML	HML	UMD	UMD
Excess returns	<b>0.28</b> (2.54)	<b>0.28</b> (2.54)	<b>0.34</b> (2.66)	<b>0.24</b> (2.66)	<b>0.70</b> (4.52)	<b>0.70</b> (4.52)
Alfa	0.13 (1.16)	<b>0.64</b> (6.39)	<b>0.77</b> (8.01)	<b>0.94</b> (9.35)	<b>1.05</b> (9.11)	<b>1.01</b> (8.05)
MKT	<b>0.19</b> (7.38)	<b>-0.08</b> (-3.06)	<b>-0.16</b> (-7.04)	<b>-0.23</b> (-8.74)	<b>-0.20</b> (-7.39)	<b>-0.18</b> (-5.61)
SMB			<b>0.08</b> (2.34)	-0.03 (-0.86)	0.04 (1.05)	0.07 (1.33)
HML	<b>0.10</b> (2.34)	-0.03 (-0.86)			<b>-0.81</b> (-23.24)	<b>-0.80</b> (-22.10)
UMD	0.04 (1.05)	0.04 (1.33)	<b>-0.55</b> (-23.24)	<b>-0.53</b> (-22.10)		
QMJ		<b>-0.83</b> (-17.50)		<b>-0.29</b> (-5.03)		0.06 (0.82)
Informatie ratio	0.17	0.96	1.10	1.36	1.23	1.18
$\bar{R}^2$	0.07	0.36	0.45	0.47	0.46	0.46

Tabel 11b: Verklarende variabele QMJ: broad sample (Asness et al. (2013))

Broad sample (Globaal: 1986-2012)	SMB	SMB	HML	HML	UMD	UMD
Excess returns	0.11 (0.92)	0.11 (0.92)	<b>0.45</b> (2.77)	<b>0.45</b> (2.77)	<b>0.58</b> (2.69)	<b>0.58</b> (2.69)
Alfa	0.08 (0.62)	<b>0.36</b> (3.02)	<b>0.79</b> (6.62)	<b>0.81</b> (6.39)	<b>1.07</b> (6.90)	<b>0.72</b> (4.44)
MKT	<b>0.06</b> (2.09)	<b>-0.12</b> (-3.90)	<b>-0.09</b> (-3.27)	<b>-0.09</b> (-2.73)	<b>-0.20</b> (-6.04)	-0.04 (-0.94)
SMB			-0.01 (-0.24)	-0.02 (-0.36)	0.02 (0.34)	<b>0.21</b> (2.80)
HML	-0.01 (-0.24)	-0.02 (-0.36)			<b>-0.89</b> (-16.81)	<b>-0.81</b> (-15.23)
UMD	0.02 (0.34)	<b>0.11</b> (2.80)	<b>-0.53</b> (-16.81)	<b>-0.52</b> (-15.23)		
QMJ		<b>-0.67</b> (-9.46)		-0.03 (-0.31)		<b>0.58</b> (5.54)
Informatie ratio	0.13	0.66	1.31	1.33	1.36	0.95
$\bar{R}^2$	0.01	0.22	0.47	0.46	0.50	0.55

## 7.7. Beschrijving data

Tabel 12a: Beschrijvende statistiek, België

Variabele	Observaties	missing data	zonder missing data	Minimum	Maximum	Gemiddelde	Standaardafwijking
MKT	258	0	258	-0.320	0.158	0.006	0.056
SMB	258	0	258	-0.086	0.106	-0.001	0.030
HML	258	0	258	-0.122	0.194	0.004	0.040
UMD	258	0	258	-0.309	0.192	0.010	0.052
QMJ	258	0	258	-0.179	0.166	0.005	0.042
BAB	258	0	258	-0.187	0.232	0.007	0.050

Tabel 12b: Beschrijvende statistiek, Finland

Variabele	Observaties	missing data	zonder missing data	Minimum	Maximum	Gemiddelde	Standaardafwijking
MKT	258	0	258	-0.292	0.303	0.009	0.082
SMB	258	0	258	-0.130	0.140	0.000	0.041
HML	258	0	258	-0.193	0.317	0.004	0.067
UMD	258	0	258	-0.191	0.262	0.011	0.060
QMJ	258	0	258	-0.173	0.159	0.002	0.047
BAB	258	0	258	-0.191	0.314	0.013	0.060

Tabel 12c: Beschrijvende statistiek, Verenigde Staten

Variabele	Observaties	missing data	zonder missing data	Minimum	Maximum	Gemiddelde	Standaardafwijking
MKT	714	0	714	-0.228	0.164	0.005	0.044
SMB	714	0	714	-0.091	0.124	0.002	0.027
HML	714	0	714	-0.087	0.129	0.003	0.026
UMD	714	0	714	-0.347	0.170	0.007	0.040
QMJ	714	0	714	-0.103	0.127	0.004	0.023
BAB	714	0	714	-0.151	0.131	0.009	0.031

Tabel 13a: Correlatiematrix, België

	MKT	SMB	HML	UMD	QMJ	BAB
MKT	<b>1.000</b>	0.059	0.083	-0.436	-0.520	-0.072
SMB	0.059	<b>1.000</b>	-0.126	-0.277	-0.310	-0.082
HML	0.083	-0.126	<b>1.000</b>	-0.125	-0.275	-0.027
UMD	-0.436	-0.277	-0.125	<b>1.000</b>	0.589	0.249
QMJ	-0.520	-0.310	-0.275	0.589	<b>1.000</b>	0.281
BAB	-0.072	-0.082	-0.027	0.249	0.281	<b>1.000</b>

Tabel 13b: Correlatiematrix, Finland

	MKT	SMB	HML	UMD	QMJ	BAB
MKT	<b>1.000</b>	-0.521	-0.528	-0.266	0.205	-0.273
SMB	-0.521	<b>1.000</b>	0.215	0.140	-0.170	0.338
HML	-0.528	0.215	<b>1.000</b>	0.252	-0.563	0.293
UMD	-0.266	0.140	0.252	<b>1.000</b>	-0.016	0.336
QMJ	0.205	-0.170	-0.563	-0.016	<b>1.000</b>	0.003
BAB	-0.273	0.338	0.293	0.336	0.003	<b>1.000</b>

Tabel 13c: Correlatiematrix, Verenigde Staten

	MKT	SMB	HML	UMD	QMJ	BAB
MKT	<b>1.000</b>	0.307	-0.278	-0.154	-0.528	-0.091
SMB	0.307	<b>1.000</b>	-0.104	-0.190	-0.534	-0.051
HML	-0.278	-0.104	<b>1.000</b>	-0.135	-0.073	0.355
UMD	-0.154	-0.190	-0.135	<b>1.000</b>	0.255	0.207
QMJ	-0.528	-0.534	-0.073	0.255	<b>1.000</b>	0.202
BAB	-0.091	-0.051	0.355	0.207	0.202	<b>1.000</b>

Tabel 14: Multicollineariteit test

VIF	België	Finland	VS
MKT	1.494	1.922	1.705
SMB	1.224	1.548	1.504
HML	1.161	2.260	1.586
UMD	1.653	1.192	1.184
QMJ	2.156	1.628	2.200
BAB	1.120	1.357	1.389

Tabel 15: Heteroscedasticiteit test

Breusch-Pagan test	België	Finland	VS
LM (Geobserveerde waarde)	5.416	5.702	20.398
LM (Kritische waarde)	9.488	9.488	9.488
Vrijheidsgraden	4	4	4
P-waarde (tweezijdig)	0.247	0.222	0.000
Alfa	0.05	0.05	0.05

Test interpretatie:

$H_0$ : storingstermen zijn homoscedastisch

$H_1$ : storingstermen zijn heteroscedastisch

Tabel 16a: Autocorrelatie test

Durbin-Watson test:			
	België	Finland	VS
U	1.987	2.068	1.640
P-waarde	0.450	0.700	< 0.0001
Alfa	0.05	0.05	0.05

Test interpretatie:

$H_0$ : storingtermen zijn niet autogecorreleerd

$H_1$ : storingtermen zijn autogecorreleerd

Tabel 26b: AR(1) test

VS						
AR(1)	MKT	SMB	HML	UMD	QMJ	BAB
U	1.991	2.008	1.999	1.994	1.983	2.018
dL (5%)	1.873	1.873	1.873	1.873	1.873	1.873
dU (5%)	1.879	1.879	1.879	1.879	1.879	1.879
dL (1%)	1.822	1.822	1.822	1.822	1.822	1.822
dU (1%)	1.827	1.827	1.827	1.827	1.827	1.827

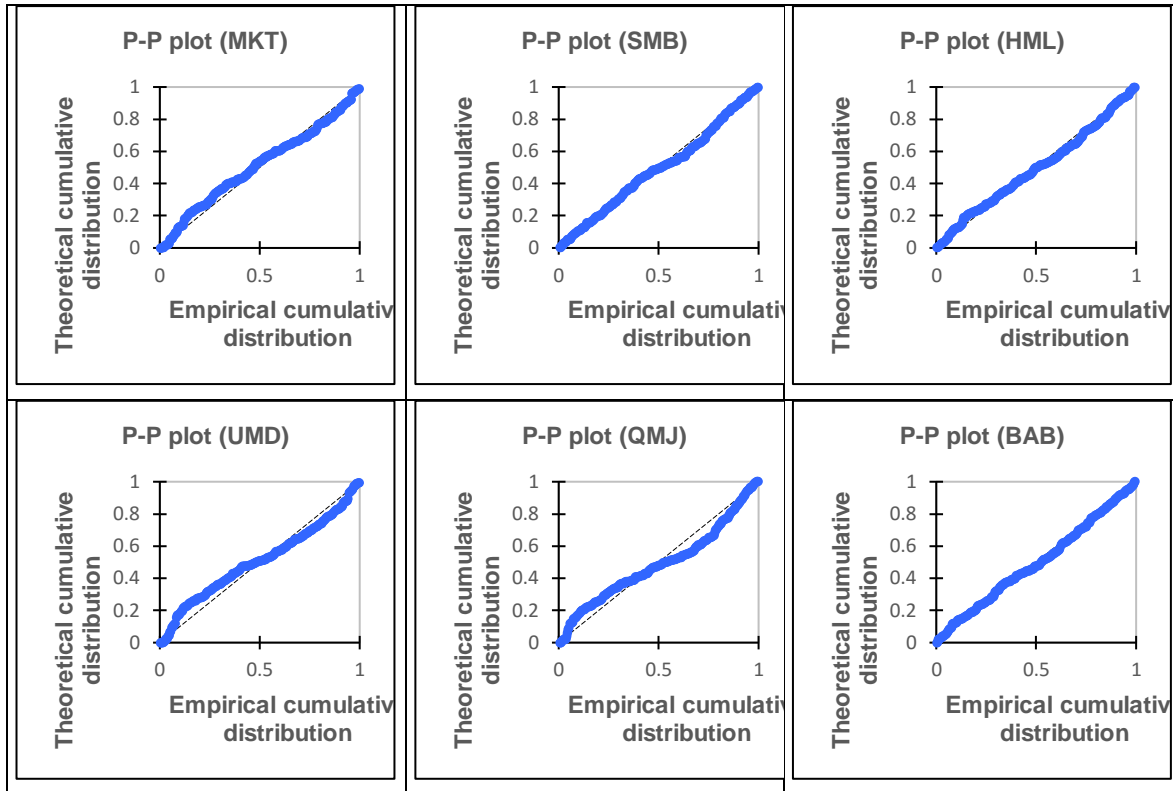
Test (700 waarnemingen en 2 parameters op 5% en 1% sg.):

Indien  $U > dU$  dan niet positief autogecorreleerd

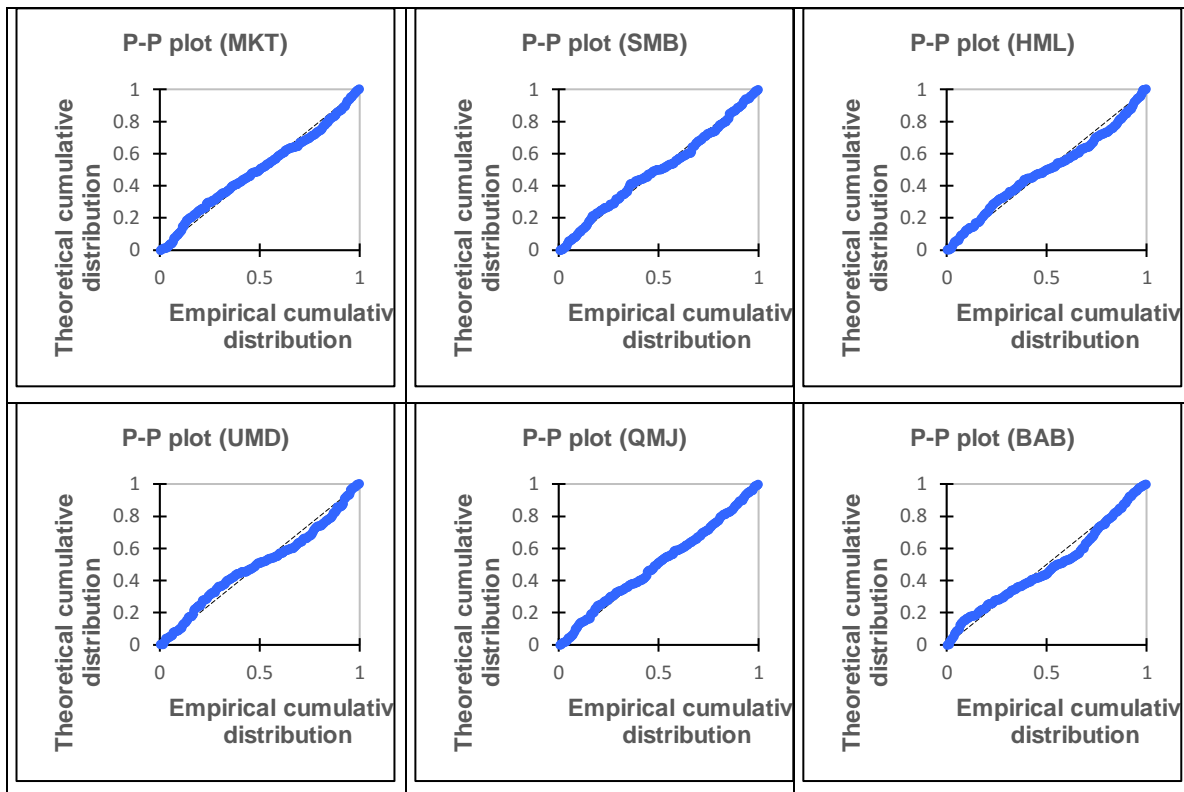
Indien  $U < dL$  dan positief autogecorreleerd

Indien  $dL < U < dU$  dan inconclusive

Figuur 6a: Normaliteit België

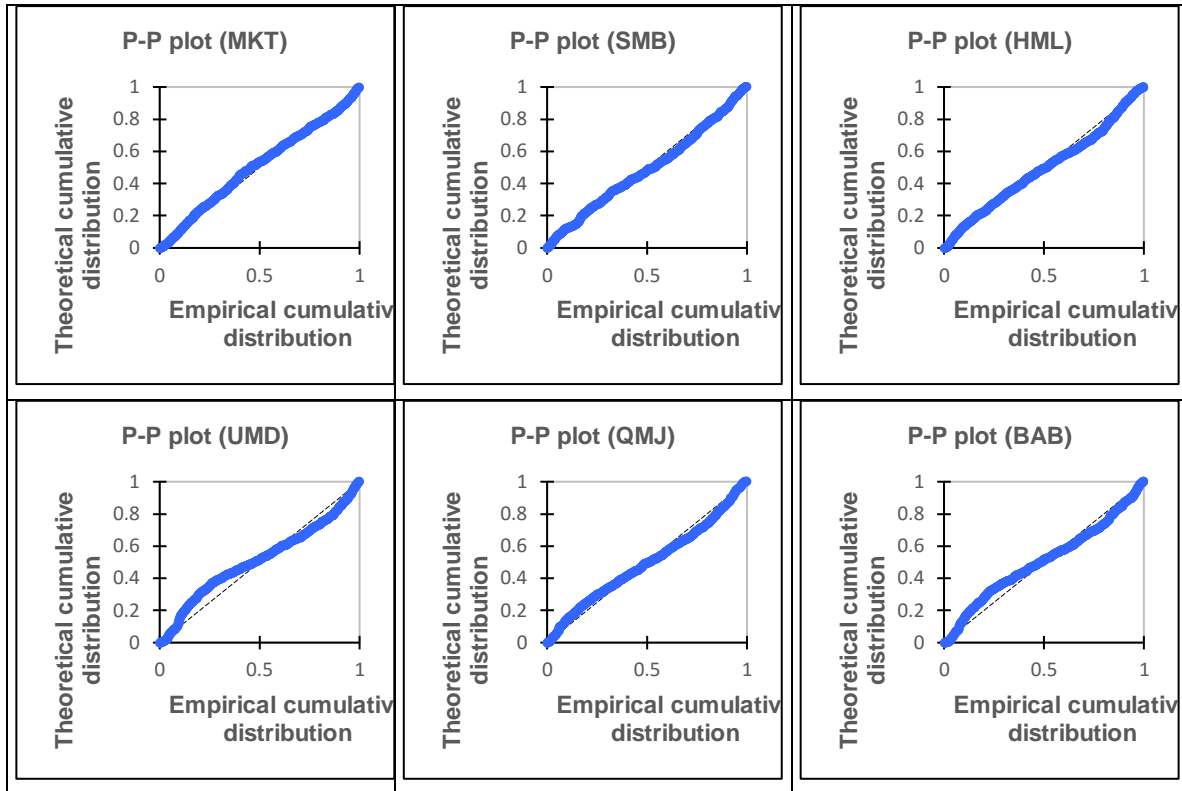


Figuur 6b: Normaliteit Finland





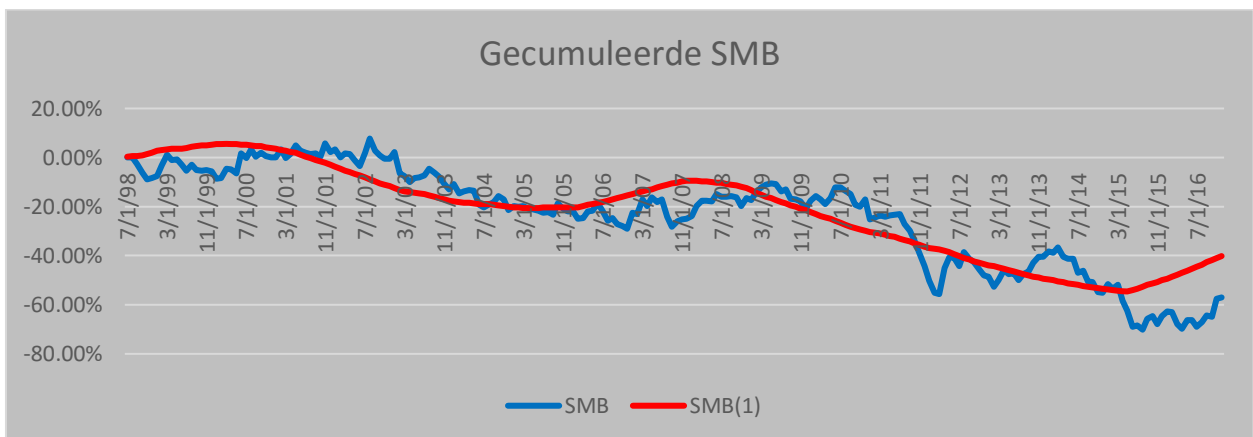
Figuur 6c: Normaliteit Verenigde Staten



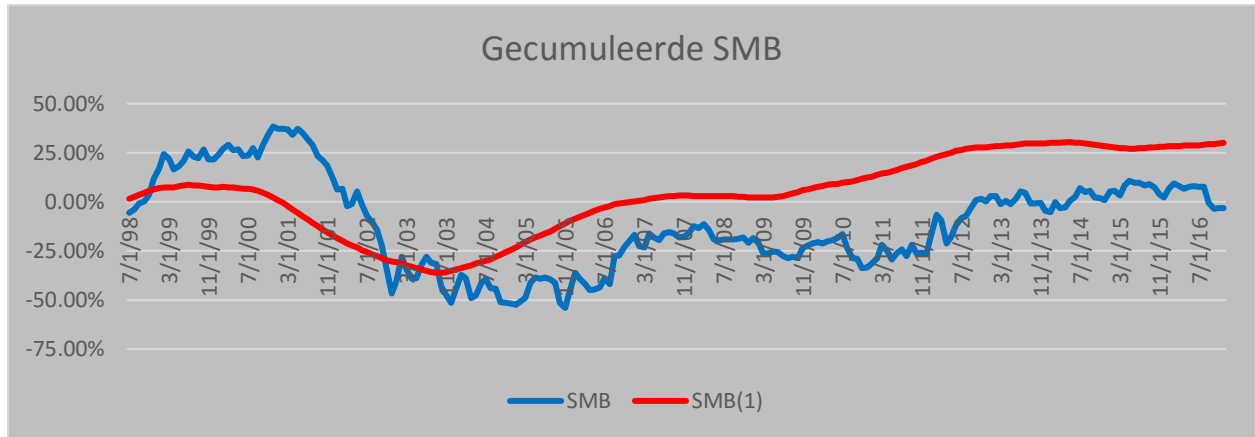
## 7.8. Cumulatief proces

### 7.8.1. Small-minus-Big

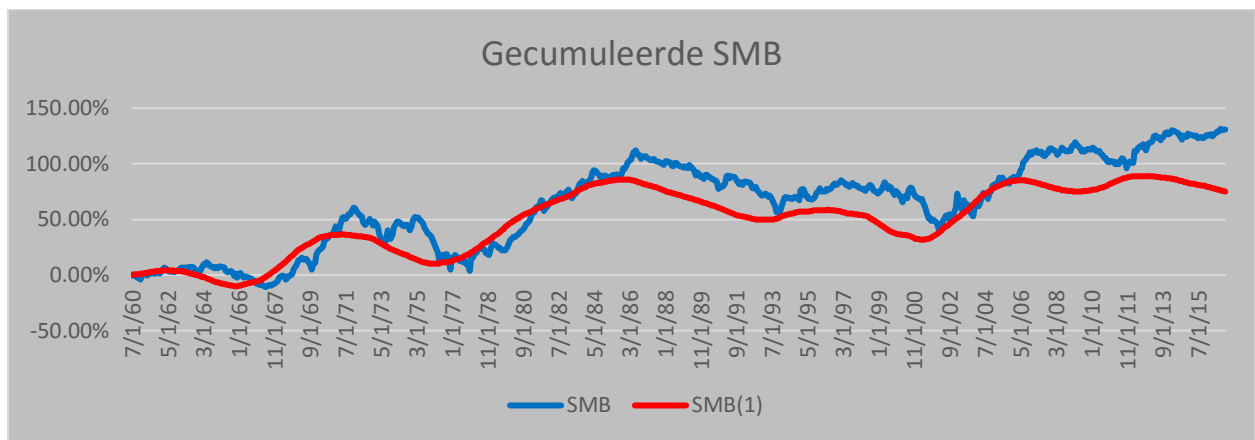
Figuur 7a: België



Figuur 7b: Finland

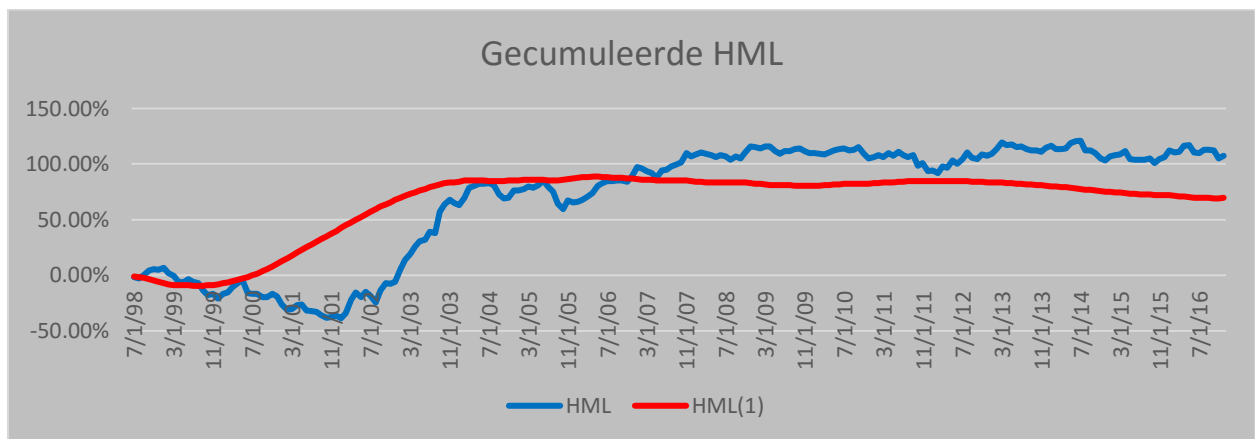


Figuur 7c: Verenigde Staten

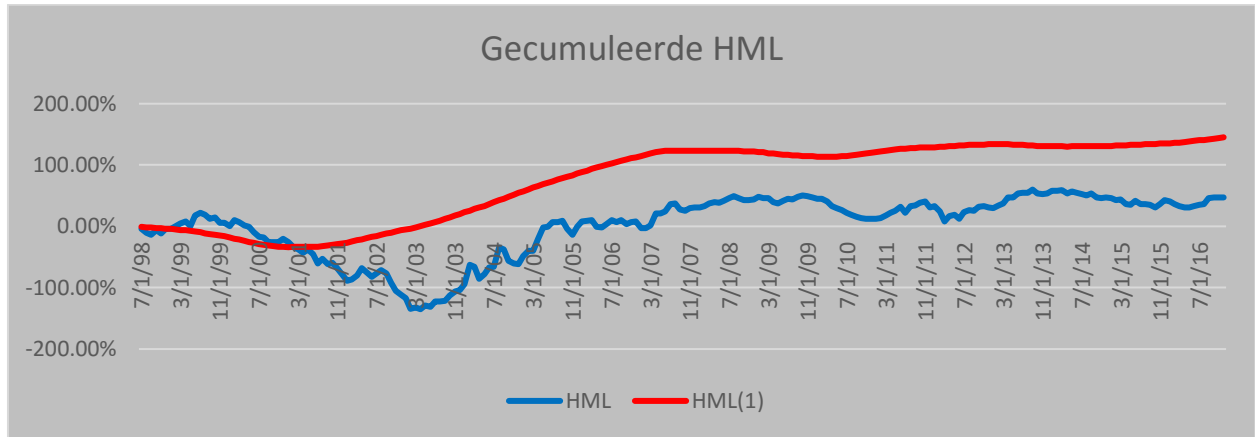


### 7.8.2. High-minus-Low

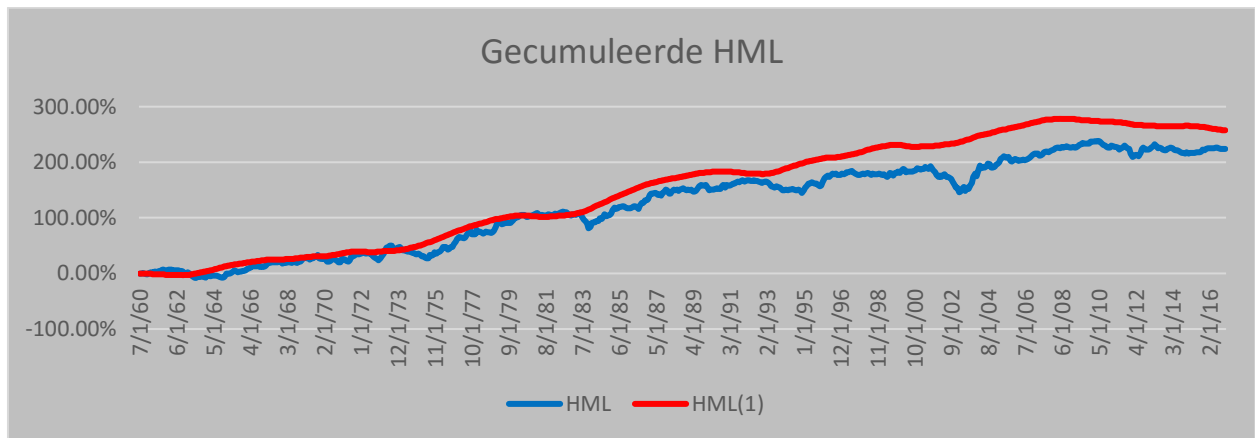
Figuur 8a: België



Figuur 8b: Finland

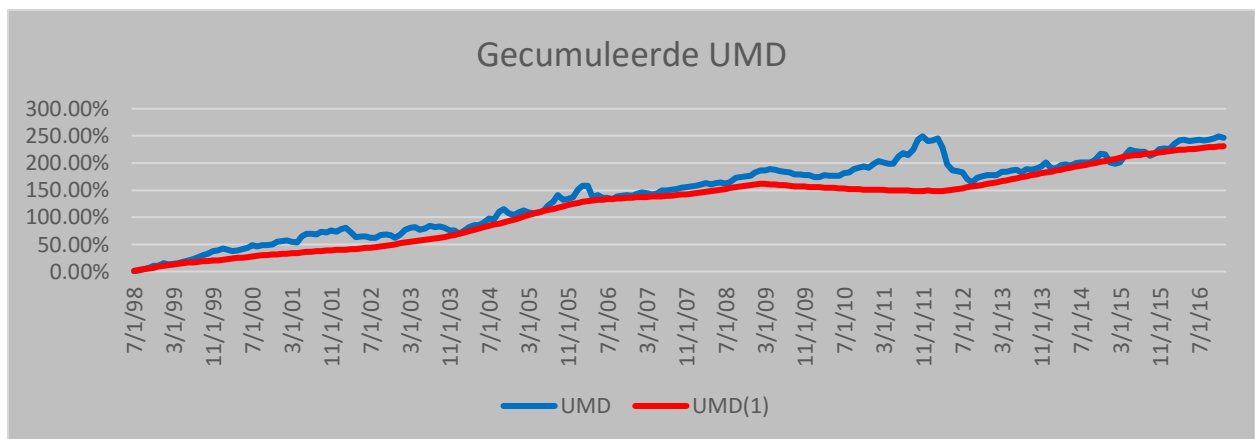


Figuur 8c: Verenigde Staten

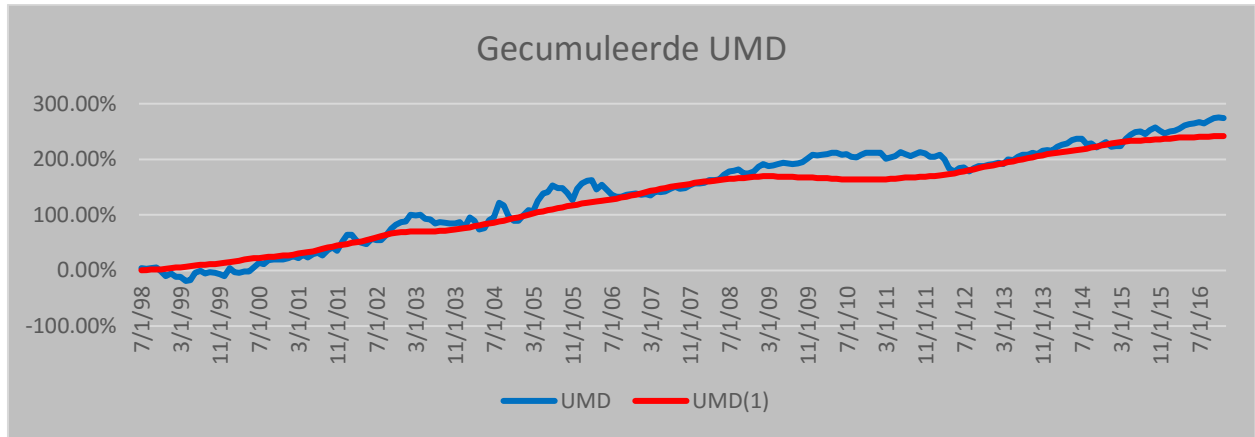


### 7.8.3. Uppers-minus-Downers

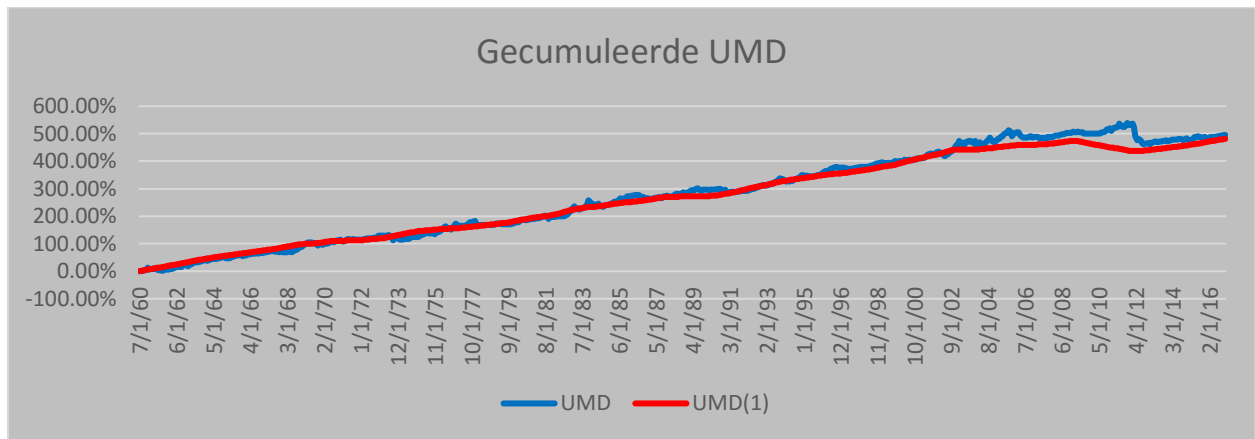
Figuur 9a: België



Figuur 9b: Finland



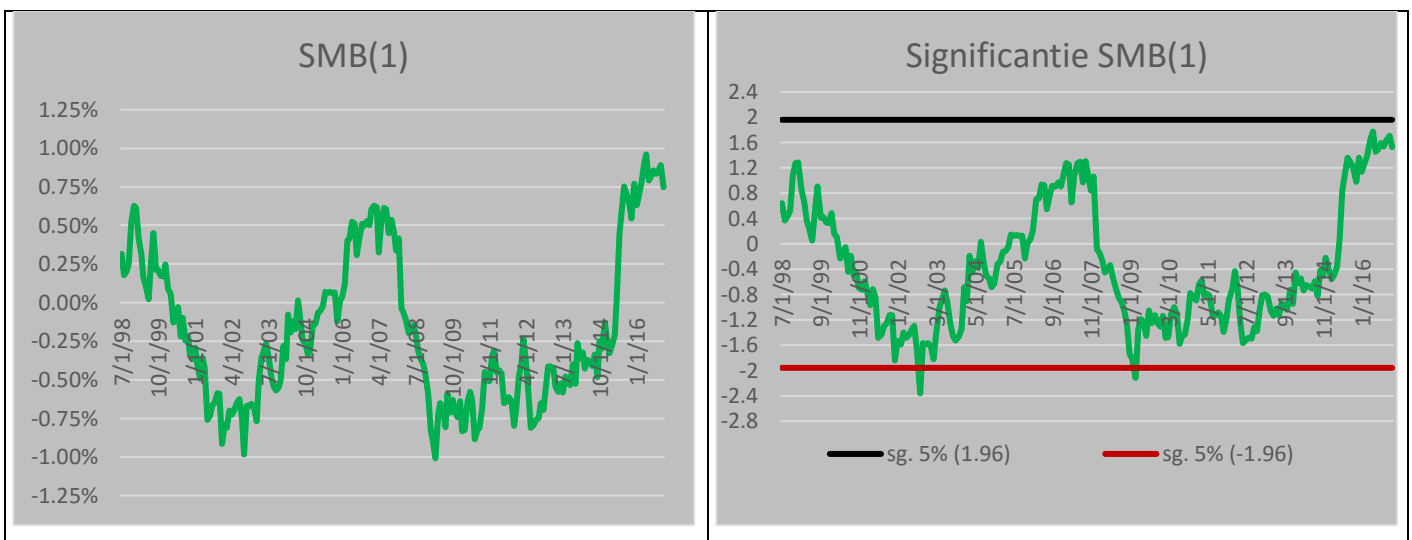
Figuur 9c: Verenigde Staten



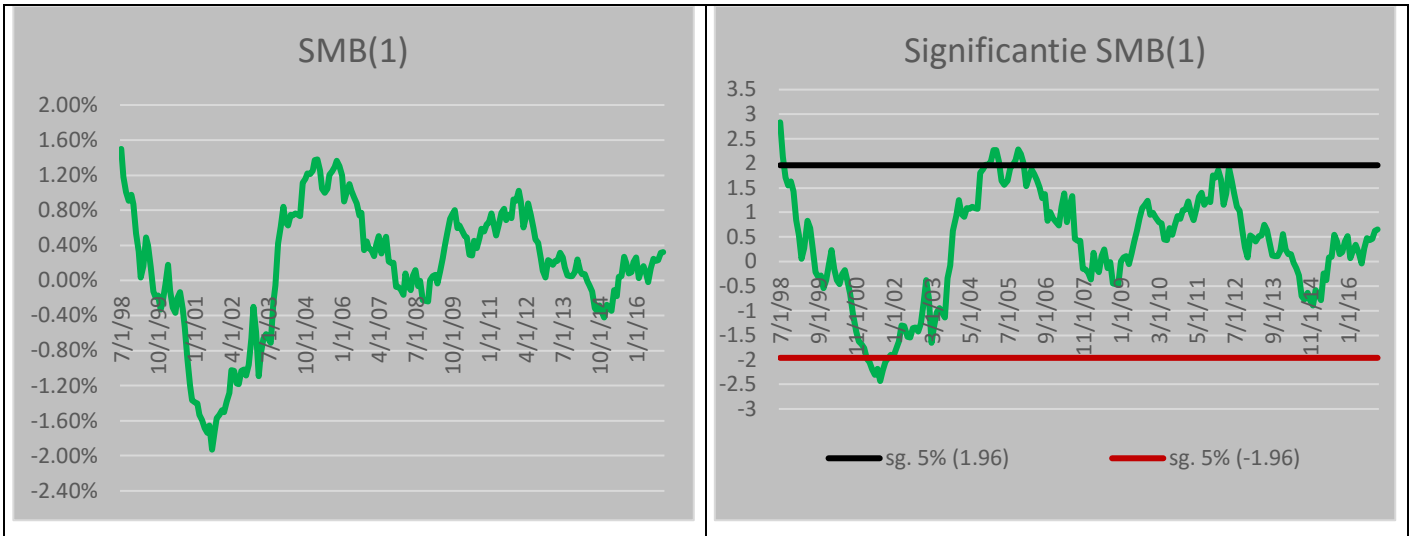
## 7.9. Rolling regressie over 36 maanden

### 7.9.1. Small-minus-Big

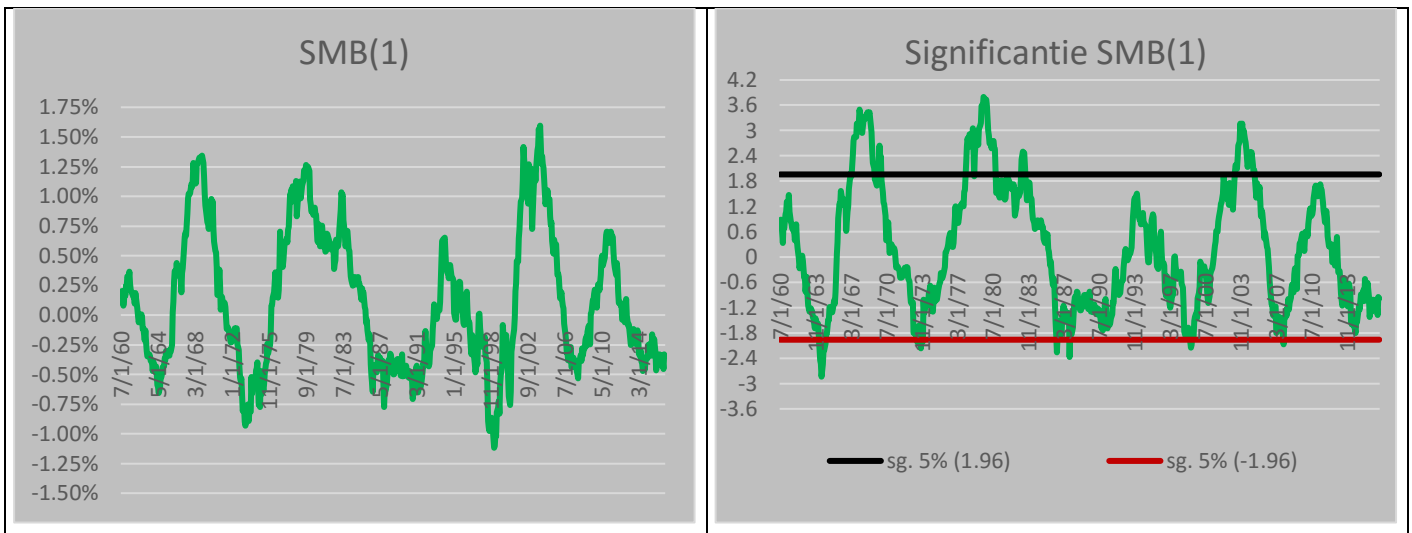
Figuur 10a: België



Figuur 10b: Finland

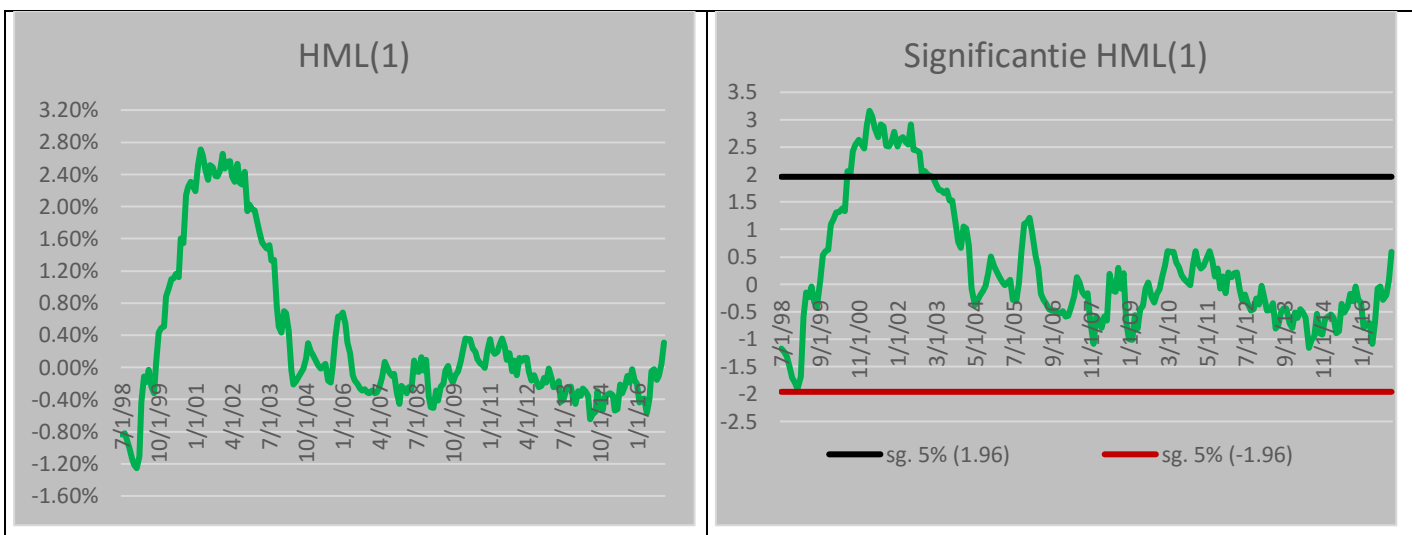


Figuur 10c: Verenigde Staten

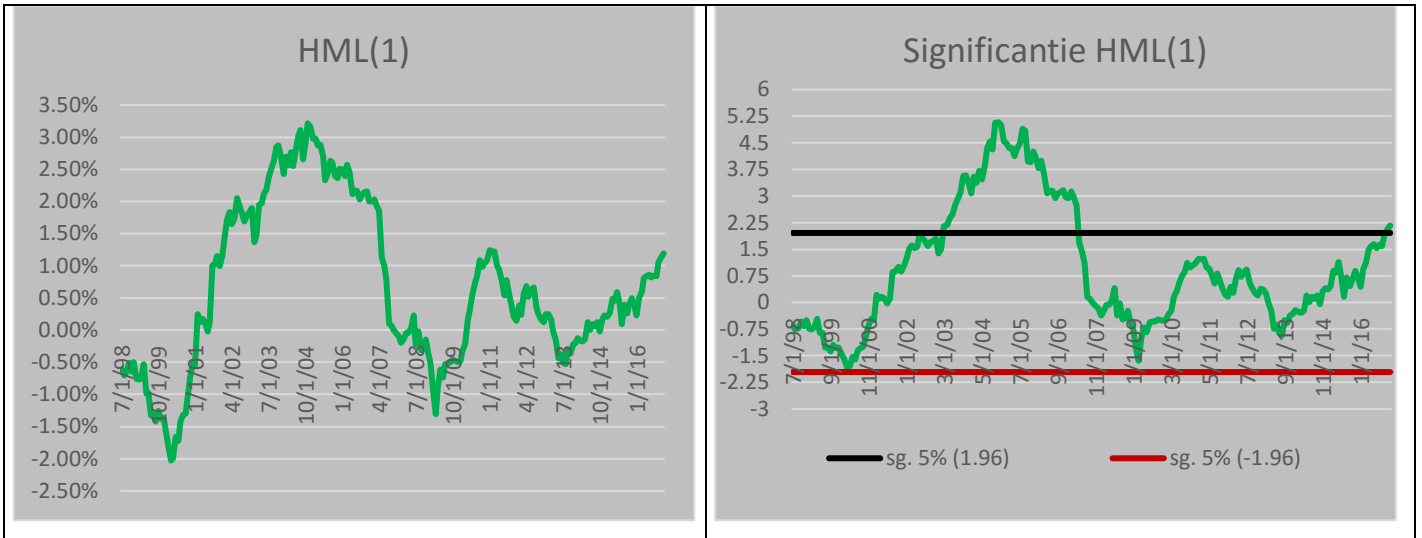


7.9.2. High-minus-Low

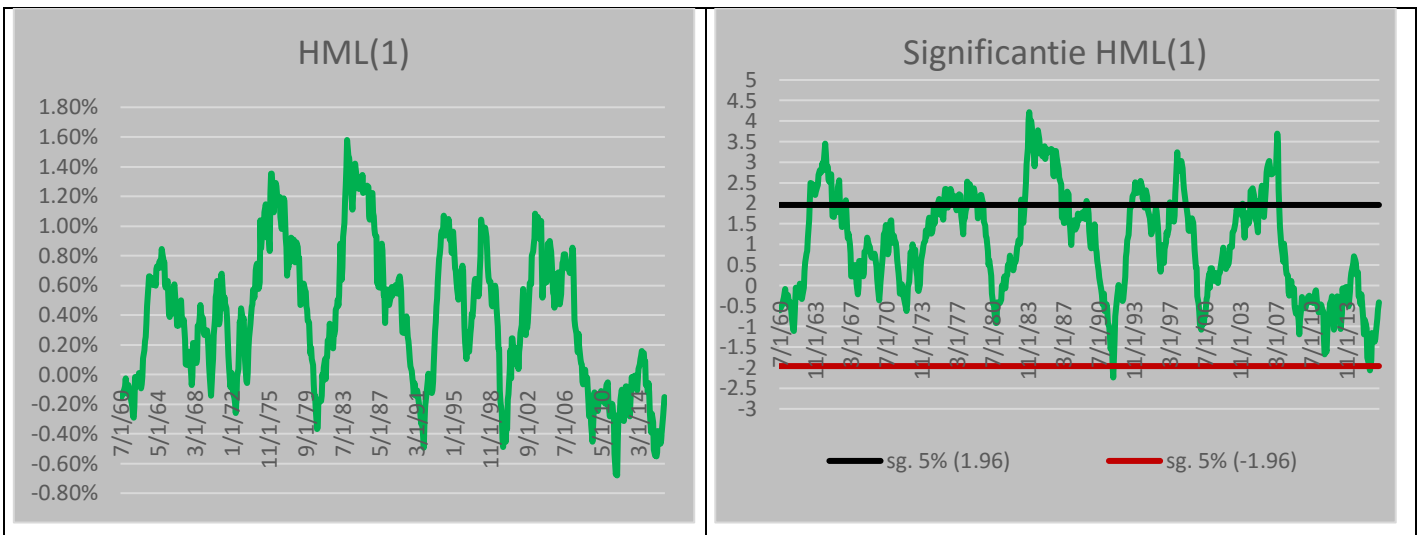
Figuur 11a: België



Figuur 11b: Finland

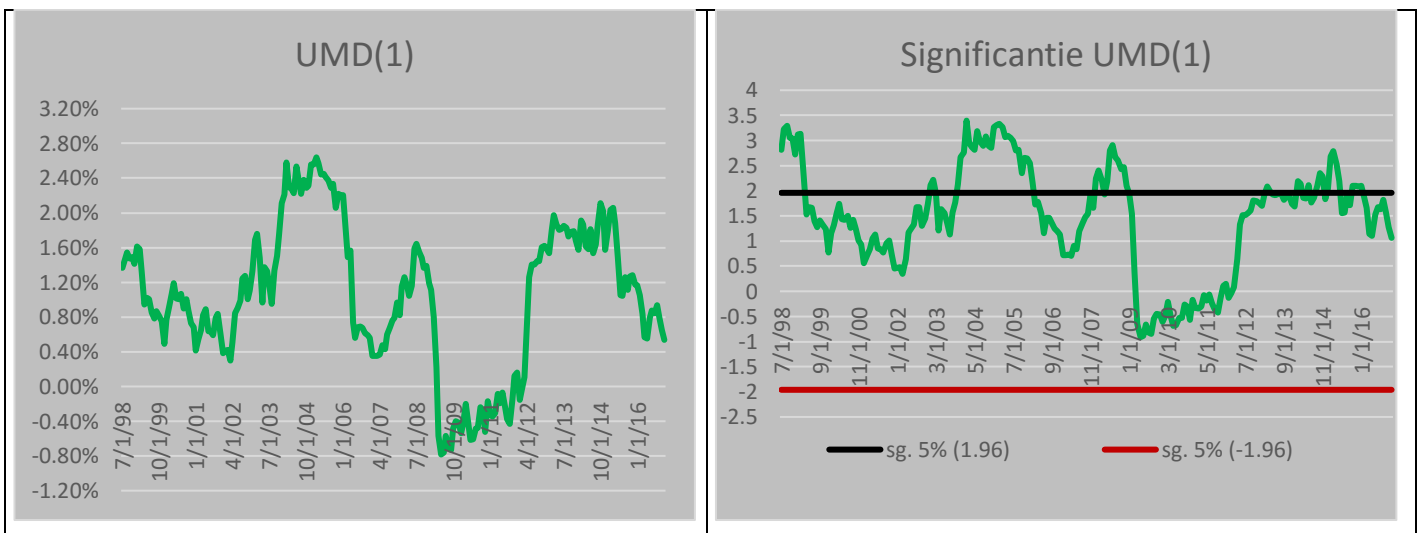


Figuur 11c: Verenigde Staten



7.9.3. Uppers-minus-Downers

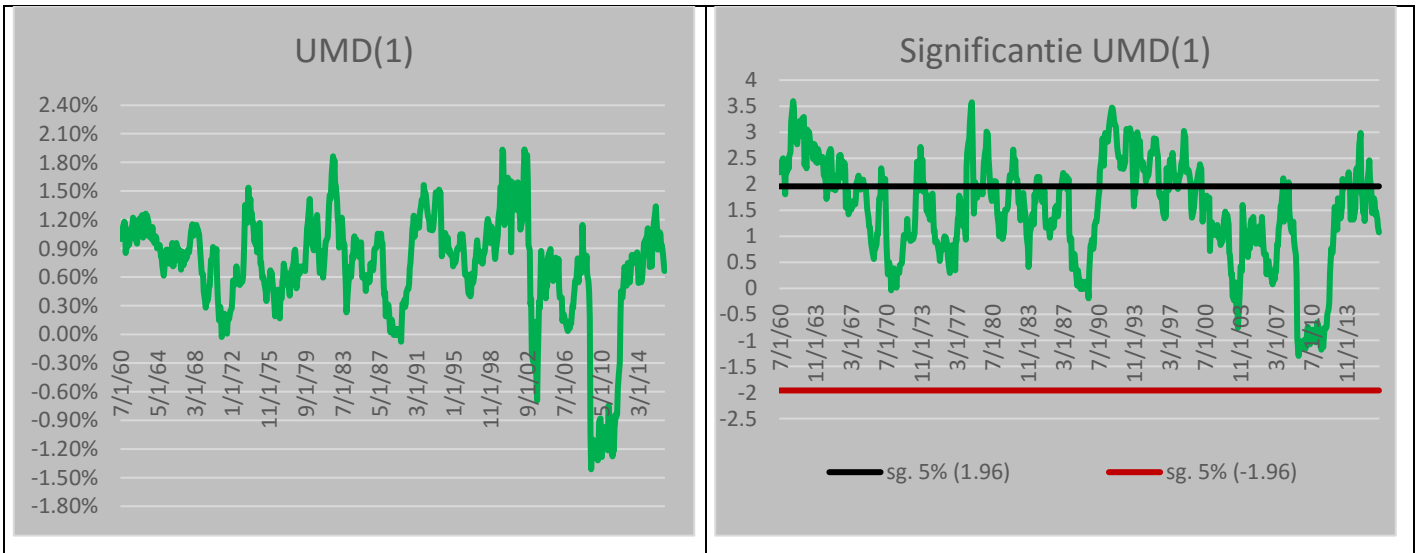
Figuur 12a: België



Figuur 12b: Finland



Figuur 12c: Verenigde Staten



# Auteursrechtelijke overeenkomst

Ik/wij verlenen het wereldwijde auteursrecht voor de ingediende eindverhandeling:  
**Quality-minus-Junk model voor de selectie van individuele waarden: een garantie voor outperformance?**

Richting: **master in de toegepaste economische wetenschappen: handelsingenieur-accountancy en financiering**  
Jaar: **2017**

in alle mogelijke mediaformaten, - bestaande en in de toekomst te ontwikkelen - , aan de Universiteit Hasselt.

Niet tegenstaand deze toekenning van het auteursrecht aan de Universiteit Hasselt behoud ik als auteur het recht om de eindverhandeling, - in zijn geheel of gedeeltelijk -, vrij te reproduceren, (her)publiceren of distribueren zonder de toelating te moeten verkrijgen van de Universiteit Hasselt.

Ik bevestig dat de eindverhandeling mijn origineel werk is, en dat ik het recht heb om de rechten te verlenen die in deze overeenkomst worden beschreven. Ik verklaar tevens dat de eindverhandeling, naar mijn weten, het auteursrecht van anderen niet overtreedt.

Ik verklaar tevens dat ik voor het materiaal in de eindverhandeling dat beschermd wordt door het auteursrecht, de nodige toelatingen heb verkregen zodat ik deze ook aan de Universiteit Hasselt kan overdragen en dat dit duidelijk in de tekst en inhoud van de eindverhandeling werd genotificeerd.

Universiteit Hasselt zal mij als auteur(s) van de eindverhandeling identificeren en zal geen wijzigingen aanbrengen aan de eindverhandeling, uitgezonderd deze toegelaten door deze overeenkomst.

Voor akkoord,

**Maris, Giel**

Datum: **24/05/2017**