



**UHASSELT**

KNOWLEDGE IN ACTION

## Faculteit Bedrijfseconomische Wetenschappen

master handelsingenieur

### **Masterthesis**

***Omitted variable bias: is the Fama-French factor rooted in family firms?***

#### **Robbe Wouters**

Scriptie ingediend tot het behalen van de graad van master handelsingenieur, afstudeerrichting accountancy en financiering

#### **PROMOTOR :**

Prof. dr. Sigrid VANDEMAELE

#### **BEGELEIDER :**

De heer Sander VANDEVENNE



**UHASSELT**

KNOWLEDGE IN ACTION

[www.uhasselt.be](http://www.uhasselt.be)

Universiteit Hasselt  
Campus Hasselt:  
Martelarenlaan 42 | 3500 Hasselt  
Campus Diepenbeek:  
Agoralaan Gebouw D | 3590 Diepenbeek

**2021**  
**2022**



# Faculteit Bedrijfseconomische Wetenschappen

master handelsingenieur

## ***Masterthesis***

***Omitted variable bias: is the Fama-French factor rooted in family firms?***

### **Robbe Wouters**

Scriptie ingediend tot het behalen van de graad van master handelsingenieur, afstudeerrichting accountancy en financiering

### **PROMOTOR :**

Prof. dr. Sigrid VANDEMAELE

### **BEGELEIDER :**

De heer Sander VANDEVENNE



## Woord vooraf

De masterproef die u zo meteen gaat lezen, is geschreven als afsluiter van een zeer leerrijke en vruchtbare studentencarrière, zowel op persoonlijk, studentikoos als academisch vlak. Als masterstudent handelsingenieur met een major in Finance (en minor in Accounting), en een gezonde portie interesse in eerstgenoemde vakgebied, was snel de keuze gemaakt binnen welke richting ik mijn onderwerp zou kiezen: Finance. In deze masterproef onderzoek ik de invloed van familiebedrijven op returns van aandelen met behulp van verscheidene rendementsmodellen. Dit gebeurde ter vervollediging van mijn opleiding aan de Universiteit Hasselt onder begeleiding van promotor Prof. dr. Sigrid Vandemaele en begeleider dhr. Sander Vandevenne. Bij deze wil ik hen bedanken voor de opportuniteit om zulk interessant onderwerp te mogen onderzoeken als laatste bladzijde van een toch wel belangrijk hoofdstuk van mijn leven.

Na een uiterst interessante literatuurstudie over de geschiedenis van aandelenreturns, waarbij ik bronnen heb kunnen raadplegen van meer dan een eeuw oud, ben ik me met behulp van mijn begeleider Sander Vandevenne gaan verdiepen in de wondere wereld van de programmeertaal Python. Als schakelstudent zonder enige voorkennis wat programmeren betreft, vormde dit toch wel een zware uitdaging maar des te groter was de euforie telkens een lijn geschreven code de gewenste output voortbracht. Bij deze ook een welgemeende dank u wel aan alle anonieme bijdragers op de verscheidene internetfora wiens Pythonvragen en -antwoorden ik veelvuldig geraadpleegd heb.

Ook wil ik mijn vrienden van het Diepenbeekse studentenleven bedanken voor de onvergetelijke momenten die we samen beleefd hebben en de banden die gesmeed zijn voor het leven.

Ten slotte wil ik mijn familie en in het bijzonder mijn vriendin Julie bedanken voor de (culinaire) steun tijdens mijn studentencarrière en bij het schrijven van deze masterproef.

Ik wens u veel leesplezier!

Robbe Wouters

Heist-op-den-Berg, 23 mei 2022



## Contents

Woord vooraf.....	I
Samenvatting .....	1
Inleiding.....	3
Literatuurstudie.....	5
Situering van de onderzoeksvraag .....	5
Geschiedenis van de moderne beleggingstheorie.....	5
Dividend discount model.....	6
Markowitz' moderne portfoliotheorie .....	6
<i>Tobin's separation theorem</i> .....	9
CAPM .....	11
Jensen's alfa .....	13
Black CAPM.....	15
Ratio-analyses .....	15
Sharpe ratio .....	15
Treyner ratio .....	16
Information ratio.....	16
M <sup>2</sup> .....	17
Scheefheid.....	17
Kurtosis.....	18
Validiteit CAPM .....	19
Andere verklarende factoren .....	22
ICAPM & APT.....	23
Fama-French driefactormodel.....	24
Carhart vierfactormodel.....	25
Fama-French vijffactormodel.....	27
Betting againts Beta.....	28
Quality minus Junk .....	28
Empirisch onderzoek.....	31
Beschrijving data .....	31
Extra factoren .....	31
Familiefactor.....	31

Idiosyncratisch risico.....	33
Beschrijvende statistiek .....	33
Onderverdeling in groepen.....	33
Normaliteit .....	35
Bespreking factoren .....	37
Onderzoeksmodellen .....	40
CAPM .....	40
Fama-French driefactormodel.....	41
Carhart vierfactormodel.....	42
Fama-French vijffactormodel.....	43
Zesfactormodel .....	44
Resultaten .....	44
Second-pass regressions .....	45
Controle normaliteit residuals.....	48
Bespreking hypotheses.....	50
Multicollineariteit .....	52
Conclusie .....	55
Kritische noot & verder onderzoek.....	57
Bibliografie .....	59

## Samenvatting

Hebben familiebedrijven een invloed op klassieke rendementsmodellen? Om de invloed van familiebedrijven te onderzoeken op verscheidene rendementsmodellen zoals het CAPM, Fama-French driefactormodel, Carhart vierfactormodel, Fama-French vijffactormodel en ditzelfde model met de Carhart momentumfactor toegevoegd, is gebruikt gemaakt van first-pass regressions en second-pass regressions analoog aan Fama & MacBeth (1973), waarbij eerst met historische panel data per aandeel een tijdsreeksregressie wordt uitgevoerd om maandelijks de bètaparameters te schatten van alle factoren met een OLS-regressie, waarna een dwarsdoorsnederegressie wordt uitgevoerd om de significantie van deze parameters te onderzoeken en wordt gekeken of deze factoren een verklarende waarde hebben. De data in dit onderzoek is afkomstig van de MSCI World Index en de data library van French (K. French, 2022) met een focus op Europese, niet-financiële bedrijven, en gaat over de periode januari 2010 - december 2020.

De volgende factoren zijn onderzocht: marktfactor (Lintner, 1965a, 1965b; Mossin, 1966; Sharpe, 1964; Treynor, 1962), groottefactor & waardefactor (Fama & French, 1993), winstgevendheidfactor & factor voor investeringsgedrag (Fama & French, 2014), momentumfactor (Carhart, 1997), familiefactor, idiosyncratisch risico en interactietermen met enerzijds een familiedummyvariabele en anderzijds de groottefactor, waardefactor, winstgevendheidfactor, factor voor investeringsgedrag of momentumfactor.

De belangrijkste bevindingen van dit onderzoek zijn dat familiebedrijven in alle modellen significant hogere returns behalen dan niet-familiebedrijven, en dat bijna alle voornoemde interactietermen geen significante invloed hebben. Dit betekent dat familiebedrijven en niet-familiebedrijven niet verschillend scoren op de andere factoren. In één model heeft de interactieterm met CMA een significante impact op het 10% significantieniveau, waarbij het verkrijgen van extra return door middel van agressief investeringskarakter veel minder een rol speelt bij familiebedrijven.

De grootte van het bedrijf speelt geen rol bij aandelenreturns, terwijl groeiaandelen beter presteren dan waarde-aandelen. Ook resulteert een positie in aandelen van bedrijven met een robuuste winstgevendheid in een hogere return dan aandelen die een zwakke winstgevendheid hebben. Agressief investeringsgedrag van bedrijven leidt ook tot hogere aandelenreturns vergeleken met conservatief investeringsgedrag, en aandelen die het afgelopen jaar goed presteren, zullen dit patroon verder zetten in de komende maanden. Het omgekeerde geldt voor aandelen die slecht gepresteerd hebben. Ten slotte wordt een investeerder gestraft met een negatieve premie voor het investeren in aandelen van bedrijven die veel risico nemen.

Een investeerder heeft volgens dit onderzoek dus de beste kans op een hoge return als groeiaandelen van familiebedrijven met een robuuste winstgevendheid en agressief investeringsgedrag die het afgelopen jaar goed gepresteerd hebben en niet veel risico nemen in de portfolio worden opgenomen.

Dit onderzoek is beperkt in tijdsomvang en geografie en kan uitgebreid worden. Er is mogelijk sprake van *survivorship bias* wegens het verwijderen van bedrijven met te weinig data/bruikbare gegevens. Verder is bij de verdeling tussen familiebedrijven en niet-familiebedrijven gebruikt gemaakt van de



definitie opgesteld door de Expert Group (Smits, 2021), maar het kan interessant zijn om het onderzoek opnieuw uit te voeren met een andere definitie.

## Inleiding

In de literatuur is reeds een degelijke portie onderzoek gevoerd naar het verschil in aandelenreturns van familiebedrijven en niet-familiebedrijven. Het is zaak in dit onderzoek om de invloed van Europese familiebedrijven op aandelenreturns te onderzoeken door klassieke rendementsmodellen, in deze paper besproken, na te bootsen en vervolgens ook een zelf gecreëerde familiefactor toe te voegen aan deze modellen alsook interactietermen bestaande uit enerzijds de familiedummyvariabele en anderzijds telkens een andere risicofactor. Hiervoor wordt de two-pass regression van Fama en Macbeth gebruikt. De invloed van familie wordt aan de modellen toegevoegd door in de first-pass regressions de familiefactor toe te voegen waarna in de second-pass regressions vervolgens de hierboven besproken interactietermen worden toegevoegd.

Vooreerst worden enkele onderzoeken besproken die reeds zijn gevoerd naar de relatie tussen enerzijds familiebedrijven en niet-familiebedrijven en anderzijds de aandelenreturns van deze bedrijven, telkens in een verschillende geografische of tijdsgebonden context.

Vervolgens volgt een uitgebreide literatuurstudie waarin de evolutie van het onderzoek naar aandelenreturns wordt behandeld, waarbij gefocust wordt op de grote mijlpalen in de literatuur en waarbij verschillende rendementsmodellen uitvoerig besproken worden en dieper wordt ingegaan op de assumpties onderliggend aan deze modellen.

In een volgend deel wordt de gebruikte data beschreven en uitgelegd hoe in dit onderzoek de invloed van familiebedrijven al dan niet niet-familiebedrijven wordt geïncorporeerd in de verscheidene klassieke rendementsmodellen die worden onderzocht, met name het CAPM, Fama-French driefactormodel, Carhart vierfactormodel, Fama-French vijffactormodel en het Fama-French vijffactormodel met de momentumfactor van Carhart toegevoegd.

Hierna volgt een sommatie van de nulhypotheses die worden getest. Meer bepaald wordt gekeken naar de significantie van elke risicofactor van elk rendementsmodel, met een focus op de familiefactor en interactietermen met de familiedummyvariabele.

Nadien worden de resultaten van de second-pass regressions besproken en nagegaan welke risicofactoren al dan niet significant zijn waarna een conclusie volgt en afgesloten wordt met een kritische noot en een blik op verder onderzoek.



## Literatuurstudie

### Situering van de onderzoeksvraag

In de literatuur is voor het jaar 2000 weinig onderzoek verschenen over de relatie tussen family ownership en aandelenreturns. Dit is opmerkelijk aangezien een aanzienlijk deel van de beursgenoteerde bedrijven wereldwijd familiebedrijven zijn (Anderson & Reeb, 2003; Carney & Child, 2013; Faccio & Lang, 2002; Isakov & Weisskopf, 2014; La Porta, Florencio, & Shleifer, 1999; La Porta, Florencio, Shleifer, & Vishny, 1998).

Met deze papers als aanzet is meer onderzoek gekomen naar de relatie tussen family ownership en aandelenreturns. Corstjens, Peyer, & van der Heyden (2006) onderzoeken deze relatie voor een sample van grote bedrijven genoteerd op de aandelenmarkt van Frankrijk (246), Duitsland (216), het Verenigd Koninkrijk (247) en de Verenigde Staten (330) over een periode van 1993-2002. Via het Carhart vierfactormodel komen zij tot de conclusie dat op vlak van aandelenreturns familiebedrijven niet slechter presteren dan niet-familiebedrijven en in het geval van Frankrijk er zelfs een significant verschil is waarbij familiebedrijven beter presteren. Cella (2009) voert een onderzoek op aandelen van beursgenoteerde bedrijven uit verscheidene Europese landen voor de periode 1992-2006. Na het verwijderen van niet-financiële bedrijven blijft er een sample over van een kleine 4000 bedrijven. Cella vindt voor bijna alle landen in haar sample een significant positief en economisch verschil tussen aandelen van familiebedrijven en aandelen van niet-familiebedrijven. Bij de overige landen was het positieve verschil niet significant. Eugster & Isakov (2019) vinden op hun beurt voor de gehele populatie van niet-financiële beursgenoteerde bedrijven op de Zwitserse aandelenmarkt gedurende de periode 2003-2013 een significant positief verschil tussen aandelenreturns van familiebedrijven en aandelenreturns van niet-familiebedrijven wanneer wordt gecorrigeerd voor verschillende bedrijfskarakteristieken alsook verscheidene risicofactoren. Zelfs binnen de groep van familiebedrijven vinden zij dat de abnormale return hoger wordt naarmate het controlepercentage van de familie stijgt. Zhang & Gregory-Allen (2018) trekken een gelijkaardige conclusie voor een sample van 1041 beursgenoteerde bedrijven op de Chinese shanghai-A aandelenmarkt gedurende de periode 2006-2016 door gebruik te maken van het CAPM en het Fama-French driefactormodel. Franzoi & Mietzner (2021) tonen vervolgens aan met een sample van 278 beursgenoteerde Duitse bedrijven, gedurende de periode 2003-2013, dat portfolio's bestaande uit familiebedrijven significante abnormale returns genereren vergeleken met portfolio's bestaande uit niet-familiebedrijven via het Fama-French driefactormodel. Miralles-Marcelo, Miralles-Quirós, & Lisboa (2013) gebruiken het Carhart vierfactormodel alsook eenzelfde model waaraan liquiditeit en schuld wordt toegevoegd, en tonen aan dat voor een tijdsreeksregressie van portfolio's verdeeld in familiebedrijven en niet-familiebedrijven in de Portugese aandelenmarkt, over een periode van 1999-2008, familiebedrijven significant beter presteren dan niet-familiebedrijven. Wanneer ze ditzelfde onderzoek opnieuw uitvoeren met panel data van individuele aandelen met een familiedummyvariabele, vinden ze echter geen significant verschil.

### Geschiedenis van de moderne beleggingstheorie

Hier volgt een overzicht dat de evolutie bespreekt van het onderzoek naar aandelenreturns.

## Dividend discount model

Williams (1938), met zijn boek '*Theory of Investment Value*', wordt beschouwd als de oervader van de moderne beleggingstheorie. In dit boek stelt Williams het *Dividend Discount Model* voor als waarderingmethode voor aandelen waarbij de waarde van alle verwachte toekomstige dividenden wordt verdisconteerd naar vandaag. Met deze methode poogt Williams de irrationaliteit en emoties van investeerders bij het maken van investeringskeuzes te omzeilen. Hierbij wordt de assumptie gemaakt dat ingehouden winsten uiteindelijk ook uitgekeerd zullen worden als dividend. Wanneer uit de berekening blijkt dat de beurskoers lager ligt dan de berekende huidige waarde, is het aandeel ondergewaardeerd en is het aantrekkelijk om dit aandeel te kopen. Omgekeerd, indien de beurskoers hoger ligt dan de berekende huidige waarde, is het aandeel overgewaardeerd en is het een slimme zet om het aandeel te verkopen of te shorten<sup>1</sup> indien men niet in het bezit is van het aandeel. Verder stelt Williams dat het mogelijk is om risico volledig weg te diversifiëren, maar zoals later in deze paper besproken wordt, is dit niet het geval.

Markowitz (1952) keurt deze voornoemde strategie dat investeerders enkel de verdisconteerde waarde van toekomstige returns moeten maximaliseren af. Hij hekelt de onzekerheid van toekomstige returns en de nood aan het schatten ervan, alsook dat de focus ligt op elk effect apart en niet op de integratie van dit effect in een portfolio met als gevolg dat er geen rekening gehouden wordt met diversificatie (Markowitz, 1999). Als meerdere effecten dezelfde prijs hebben, moet een investeerder volgens Williams (1938) geld investeren in dat effect met de hoogste verdisconteerde waarde. Als meerdere effecten dezelfde prijs hebben alsook dezelfde verdisconteerde waarde hebben, maakt het volgens Williams niet uit welke van deze effecten wordt gekozen om in te investeren, of een combinatie ervan. Het revolutionaire aan Markowitz' theorie van 1952 is het opnemen van meerdere effecten in de portfolio om zo risico te verlagen via diversificatie als gevolg van de onderlinge correlatie van deze effecten.

## Markowitz' moderne portfoliotheorie

Witt & Dobbins (1979) stellen dat mensen voor 1952 reeds bewust waren van het nut van diversificatie in kwalitatieve zin, maar Markowitz (1952) geeft als eerste een kwantitatieve analyse over het nut en de voordelen van diversificatie van effecten waarbij investeringsbeslissingen in kaart worden gebracht aan de hand van een *mean-variance analysis*. Hiermee legt hij de fundering voor wat nu gekend staat als de moderne portfoliotheorie dankzij het inzicht dat de return en het *stand-alone* risico van een effect niet op zichzelf moeten beoordeeld worden, maar dat de bijdrage ervan moet bekeken worden in functie van de totale return en risico van de portfolio (Mangram, 2013). Een belangrijke assumptie die Markowitz (1952) hier maakt, is dat investeerders risico-avers zijn. Dit betekent dat als een investeerder de keuze wordt gegeven tussen twee portfolio's met dezelfde verwachte return, deze de portfolio zal kiezen met het laagste risico, weergegeven door de variantie.

---

<sup>1</sup> Shorten is een investeringsstrategie waarbij een investeerder aandelen leent waarvan de investeerder verwacht dat deze zullen dalen in waarde, om deze te verkopen aan de huidige koers en later aan een lagere koers terug te kopen waarna de aandelen moeten teruggegeven worden. Dit is een risicovolle manier van winst maken, omdat de aandelen in theorie oneindig kunnen stijgen in waarde, waardoor de investeerder deze heel duur zal moeten terugkopen.

Voor de publicatie van Markowitz' paper in 1952 was er reeds sprake van diversificatie. Dit gebeurde door het verspreiden van vermogen over verschillende onafhankelijke risico's (Perold, 2004). Echter was er nog geen algemene theorie over de invloed van diversificatie wanneer risico's van effecten met elkaar gecorreleerd zijn, en wat voor effect dit heeft op portfolio's en de trade-off tussen return en risico (Markowitz, 1999). Markowitz (1952) stelt dat er een reeks efficiënte portfolio's bestaan, opgebouwd uit verscheidene niet perfect gecorreleerde risicovolle effecten ( $-1 \leq \rho_{ij} < 1$ ), die de hoogst mogelijke verwachte return weergeven voor een bepaald niveau van risico of nog, het laagst mogelijk risico voor een gegeven verwachte return. Als proxy voor risico wordt de standaardafwijking<sup>2</sup> van de return gebruikt.

Voor elk niveau van risico bestaat er bijgevolg een efficiënt portfolio waarbij de verwachte return wordt gemaximaliseerd. Markowitz definieert de verwachte return  $E(R_p)$  en het risico  $\sigma_p^2$  van een portfolio als volgt:

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^N w_i E(R_i) \quad (1)$$

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i w_j \sigma_i \sigma_j \rho_{ij} \quad (2)$$

$$\sigma_{ij} = \sigma_i \sigma_j \rho_{ij} \quad (3)$$

Uit (2) en (3) volgt:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i w_j \sigma_{ij} \quad (4)$$

$E(R_p)$  = verwachte return portfolio

$N$  = aantal effecten in portfolio

$w_i$  = gewicht effect  $i$  in portfolio

$E(R_i)$  = verwachte return effect  $i$

$\sigma_p^2$  = variantie van portfolioreturn

---

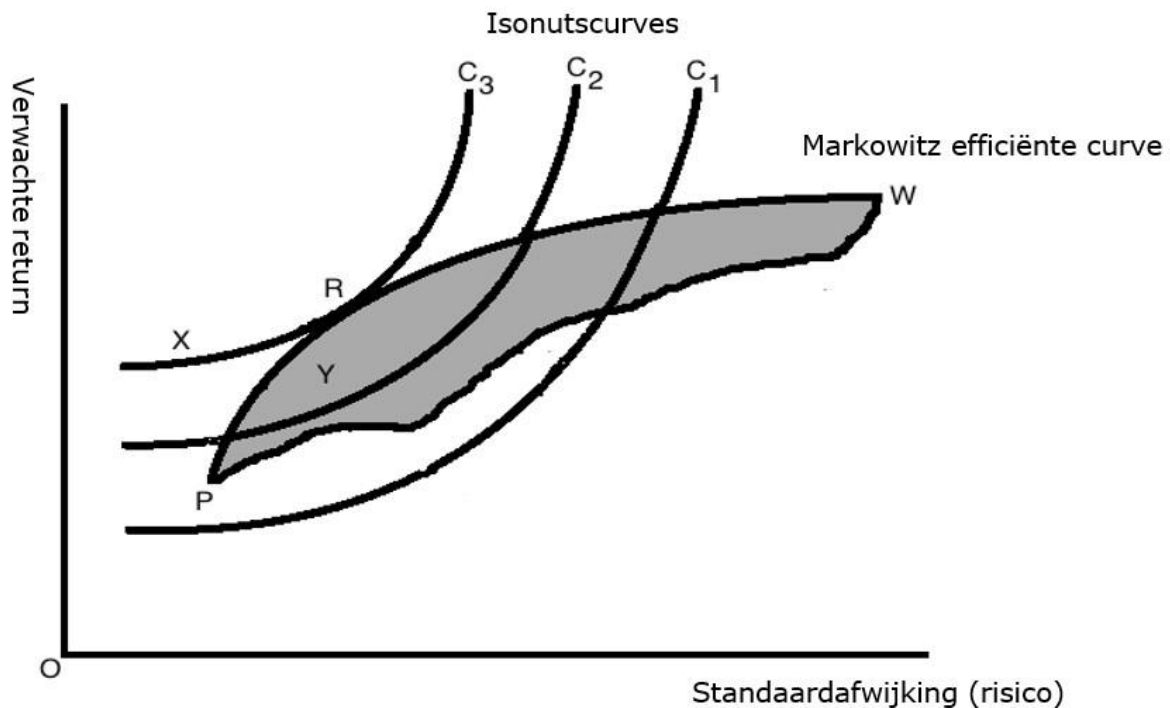
<sup>2</sup> Initieel gebruikt Markowitz (1959) de variantie van de return als maatstaf voor risico, maar later vult Markowitz aan dat de standaardafwijking van returns een meer intuïtieve representatie is voor risico dan variantie omdat standaardafwijking meer duidelijkheid geeft over de afwijking van data ten opzichte van het gemiddelde. In verdere literatuur zal de standaardafwijking van de returns systematisch gebruikt worden als proxy voor risico in plaats van de variantie, en de auteur van deze paper zal dit voor de eenvoudigheid ook toepassen.

$\sigma_i^2 = \text{variantie van return effect } i$

$\rho_{ij} = \text{correlatiecoëfficiënt tussen returns van effect } i \text{ en } j$

$\sigma_{ij} = \text{covariantie tussen returns van effect } i \text{ en } j$

De combinatie van al deze efficiënte portfolio's wordt de Markowitz efficiënte curve genoemd en deze curve is hetzelfde voor alle investeerders. In Figuur 1 wordt dit weergegeven door boog PRW.



*Figuur 1.* Efficient portfolio. Adapted from "Markowitz Model", Parthiv.ravindran, 2011, Retrieved from [https://en.wikipedia.org/wiki/Markowitz\\_model#/media/File:The\\_Efficient\\_Portfolio.jpg](https://en.wikipedia.org/wiki/Markowitz_model#/media/File:The_Efficient_Portfolio.jpg). Copyright 2011 by Parthiv.ravindran CC-BY-SA-3.0 (<http://creativecommons.org/licenses/by-sa/3.0/>)

Een portfolio in het grijze gebied dat onder de boog PRW ligt, is een niet-efficiënt portfolio. Voor deze portfolio bevindt er zich een efficiënte portfolio op de Markowitz efficiënte curve met een hogere verwachte return voor hetzelfde risico.

Markowitz (1952) stelt vervolgens dat de optimale portfolio voor een investeerder wordt bepaald door diens hoogst mogelijke isonutscurve (indifferentiecurve)  $C_x$  die raakt aan de Markowitz efficiënte curve PRW. Het doel van een investeerder is het maximaliseren van winst, en dit wordt volgens Markowitz bereikt in dit raakpunt. In Figuur 1 is curve  $C_3$  de hoogste isonutscurve rakend aan de Markowitz efficiënte curve en dit resulteert in punt R als de optimale portfolio voor de investeerder met isonutscurves  $C_1$ ,  $C_2$  en  $C_3$ . Risicoaversie is uniek voor elke investeerder en daarom verschillen de isonutscurves met betrekking tot verwachte return en risico tussen investeerders waardoor een ander raakpunt bereikt wordt wat resulteert in verschillende optimale portfolio's voor verschillende

investeerders.

Als gevolg van dit risicoaverse gedrag van investeerders, zijn isonutscurves kwadratische functies waarbij investeerders een steeds hogere verwachte return eisen per eenheid extra risico. Met andere woorden, er is sprake van dalende marginale returns (Friedman & Savage, 1948; Von Neumann & Morgenstern, 1944). Op eenzelfde isonutscurve is de investeerder dus indifferent voor elke combinatie van risico, weergegeven door standaardafwijking en verwachte return. Het nut is op zulke curve overal gelijk (Witt & Dobbins, 1979).

Markowitz (1952) benadrukt dat het belangrijk is om te diversifiëren over verschillende sectoren, en niet enkel over verschillende bedrijven binnen eenzelfde sector. De reden hiervoor is dat binnen dezelfde sector de correlatie tussen de returns van bedrijven vrij hoog is. Returns van bedrijven in verschillende sectoren zijn veel minder gecorreleerd. Hierdoor is de kans dat meerdere bedrijven in dezelfde sector op hetzelfde moment slecht presteren groter dan de kans dat bedrijven verspreid over verschillende sectoren slecht presteren. Sharpe (1964) gaat hier dieper op in en maakt het onderscheid tussen idiosyncratisch risico en marktrisico. Idiosyncratisch risico is niet-systematisch risico en is uniek voor een bepaald bedrijf of aandeel. Zulk risico kan herleid worden tot een minimum door middel van diversificatie<sup>3</sup> omwille van de error term die een onafhankelijke en identiek verdeelde random variabele is. Daartegenover staat het marktrisico of systematisch risico. Dit is het risico dat inherent is aan de markt en is afhankelijk van de algemene economische situatie. Dit risico kan niet geëlimineerd worden door middel van diversificatie.

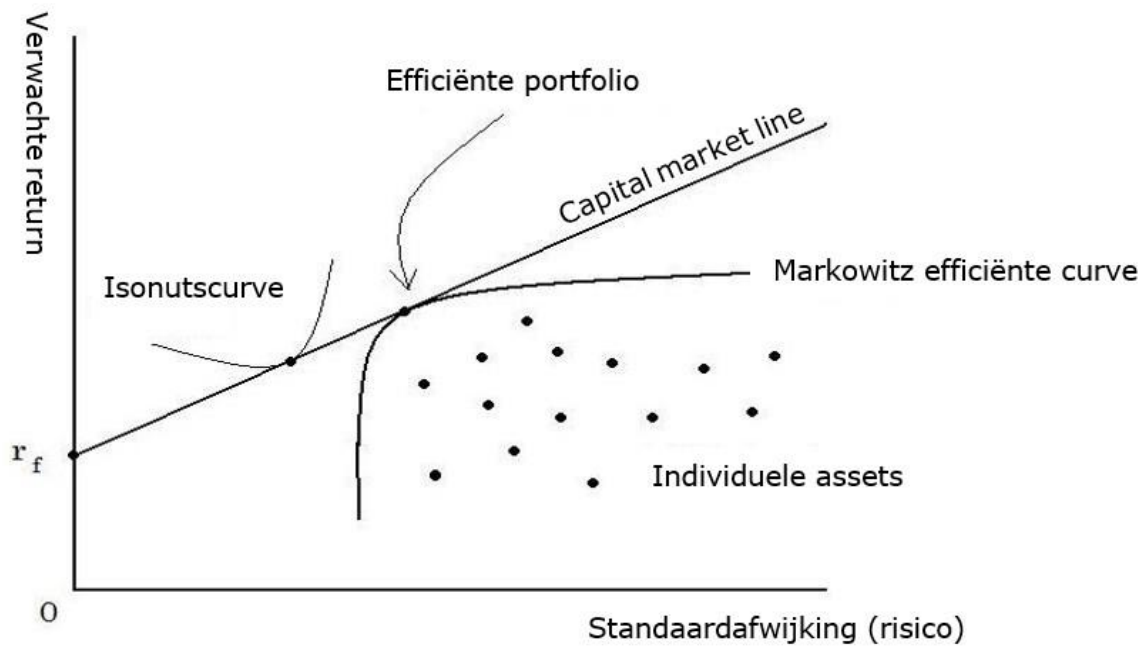
#### *Tobin's separation theorem*

Tobin (1958) zet het werk van Markowitz verder door risicovrije assets toe te voegen aan de analyse waardoor het mogelijk is om te investeren aan de risicovrije rentevoet. Grafisch wordt er dan een lijn getekend van de risicovrije rente  $r_f$  die raakt aan de Markowitz efficiënte curve (Figuur 2). Deze lijn is de *capital market line* en het raakpunt hiervan aan de Markowitz efficiënte curve wordt de efficiënte portfolio genoemd. Deze efficiënte portfolio bestaat enkel uit risicovolle assets. Op het raakpunt na presteert men overal op deze *capital market line* beter dan op de Markowitz efficiënte curve als gevolg van de toegang tot risicovrije assets. Dit kan men zien aan de hogere returns op de *capital market line* bij een bepaald risico vergeleken met het overeenkomstig punt op de Markowitz efficiënte curve.

---

<sup>3</sup> CAPM stelt:  $ER_i = R_f + \beta_i * (ER_m - R_f) + \varepsilon_i$ , met  $\sigma_i^2 = \beta_i^2 * \sigma_m^2 + \sigma_{\varepsilon_i}^2$ . Door diversificatie zal  $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ , wat het niet-systematisch risico voorstelt, naar 0 neigen waardoor enkel de eerste term nog overblijft die het systematische marktrisico representeert.





Figuur 2. Tobin's separation theorem. Adapted from "Portfolio theory and mathematical models/Tobin's theorem", ShuBraque, 2013, Retrieved from [https://en.wikibooks.org/wiki/Portfolio\\_theory\\_and\\_mathematical\\_models/Tobin%27s\\_theorem#/media/File:Torbin2.jpg](https://en.wikibooks.org/wiki/Portfolio_theory_and_mathematical_models/Tobin%27s_theorem#/media/File:Torbin2.jpg). Copyright 2013 by ShuBraque CC-BY-SA-3.0 (<http://creativecommons.org/licenses/by-sa/3.0/>)

Afhankelijk van de risicoaversie van de investeerder zal men een deel van het vermogen investeren in de efficiënte portfolio, en het overige deel in risicovrije assets. De verdeling van het vermogen tussen de efficiënte portfolio en de risicovrije asset is afhankelijk van de isonutscurve die voor elke investeerder uniek is en wordt bepaald door het raakpunt van de hoogst mogelijke isonutscurve aan de *capital market line*. Vergelijkingen (1) & (2) zijn hierbij nog steeds van toepassing, waarbij effect i de risicovrije asset voorstelt en effect j de efficiënte portfolio. De onderlinge correlatie hiervan is gelijk aan nul, aangezien de risicovrije asset niet afhankelijk is van systematisch risico.

Aangezien de standaardafwijking (de x-as op Figuur 2) gelijk is aan 0 voor de risicovrije asset, neemt de standaardafwijking van de volledige portfolio lineair toe met het percentage dat wordt geïnvesteerd in de efficiënte portfolio, wiens standaardafwijking groter is dan 0. Op deze manier kan men op de x-as de gewichten aflezen van enerzijds de risicovrije asset en anderzijds de efficiënte portfolio. Het gedeelte van de *capital market line* in Figuur 2 links van voornoemd raakpunt wordt geïnvesteerd in de risicovolle assets van de efficiënte portfolio. Het gedeelte op de *capital market line* rechts van dit raakpunt tot aan de efficiënte portfolio wordt geïnvesteerd in risicovrije assets. Bijgevolg zal voor elk type investeerder diens totale portfolio zich bevinden op de *capital market line* en zal deze portfolio beter presteren dan de portfolio's op de Markowitz efficiënte curve. Deze techniek waarbij in een eerste stap de optimale efficiënte portfolio met risicovolle assets wordt bepaald en in een tweede stap de verdeling tussen deze portfolio en risicovrije assets gebeurt op basis van de risicoaversie van de investeerder, staat gekend als *Tobin's separation theorem*.

## CAPM

Sharpe (1964) gaat verder op de reeds bestaande theorie van Markowitz (1952, 1959) en Tobin (1958), en maakt niet alleen de assumptie dat investeerders kunnen investeren aan de risicovrije rentevoet, ook bespreekt hij de mogelijkheid om te ontlenen aan diezelfde rentevoet. Verder stelt hij dat alle investeerders dezelfde investeringsopportunities moeten hebben en dezelfde verwachtingen wat betreft verwachte returns, standaardafwijkingen en correlaties tussen de assets. Net zoals Markowitz maakt Sharpe ook abstractie van belastingen en transactiekosten en veronderstelt hij risicoaversie bij investeerders die hun nut willen maximaliseren over een enkele periode. Deze assumpties zijn vereisten om te kunnen spreken van evenwicht in kapitaalmarkten. Als gevolg van de mogelijkheid om geld te ontlenen, kan een investeerder meer dan 100% van diens vermogen investeren in de efficiënte portfolio en dan bevindt men zich in Figuur 2 op de *capital market line* rechts van de efficiënte portfolio. Elke investeerder, hoe risicoavers of -zoekend deze ook is, zal bijgevolg een portfolio houden op de *capital market line* bestaande uit een combinatie van enerzijds de efficiënte portfolio met risicovolle assets en anderzijds een positieve of negatieve positie in risicovrije assets, waarbij de investeerder ofwel investeert aan de risicovrije rentevoet, ofwel ontleent aan deze rentevoet om met behulp van een hefboom extra in de efficiënte portfolio te investeren. Op deze manier is het mogelijk om een portfolio op te stellen met een bèta groter dan 1 of kleiner dan 0. Zoals reeds aangehaald, zal deze combinatie afhankelijk zijn van de risicoaversie van de investeerder en bepaald worden door diens indifferentiecurves.

Sharpe (1964) merkt hierbij op dat als iedereen wil investeren in de efficiënte portfolio, de prijzen van de assets die behoren tot deze portfolio zullen stijgen als gevolg van een stijging in vraag en het beperkte aanbod, waardoor de verwachte return van deze gewilde assets zal dalen<sup>4</sup>. Dit komt in Figuur 2 overeen met een verschuiving van de efficiënte portfolio naar onder ten opzichte van diens initiële positie. Andersom zullen de prijzen van assets die niet behoren tot de efficiënte portfolio dalen als gevolg van een daling in vraag en een overvloed in aanbod, waardoor de verwachte return hiervan zal stijgen en combinaties van deze assets naar boven zullen verschuiven. Deze prijswijzingen zorgen ervoor dat steeds verschillende combinaties aantrekkelijk worden als gevolg van arbitrage. Uiteindelijk zullen alle investeerders steeds de ondergewaardeerde assets die initieel niet tot de efficiënte portfolio behoorden, alsnog opnemen in hun portfolio waardoor zodoende een marktevenwicht ontstaat en vraag en aanbod van alle assets gelijk zijn. Bij dit marktevenwicht bevat de efficiënte portfolio dan elk risicovol asset, met als gewicht van elke asset de verhouding van de totale marktwaarde van dat risicovol asset tot de totale marktwaarde van alle risicovolle assets en bijgevolg is deze efficiënte portfolio de marktportfolio. Sharpe redeneert dat door te investeren in de marktportfolio, het idiosyncratisch risico volledig weggewerkt kan worden waardoor de investeerder enkel nog blootgesteld wordt aan het marktrisico. Omdat het marktrisico niet weg gediversifieerd kan worden, eist de investeerder hiervoor een risicopremie in ruil.

In het model dat Sharpe (1964) opstelt, wordt het risico van een asset niet weergegeven door de standaardafwijking van een asset maar door diens bèta. Dit is de gevoeligheid van de return van een

---

<sup>4</sup>  $Return = \frac{\text{nieuwe prijs} - \text{initiële prijs}}{\text{initiële prijs}}$ . Als de initiële prijs als gevolg van de stijgende vraag hoger wordt, zal de return dalen.

asset voor veranderingen in de return van de portfolio. Deze portfolio is in dit geval de marktportfolio en heeft een bèta gelijk aan 1. Bèta is bijgevolg een maatstaf voor marktrisico, of nog, het systematisch risico. Hoe hoger deze gevoeligheid, hoe hoger de verwachte return. De bèta van een asset meet het risico van een asset dat niet weg gediversifieerd kan worden. Vanuit het functievoorschrift van de *capital market line*, leidt Sharpe het *Capital Asset Pricing Model* (hierna CAPM genoemd) af (Vergelijking (5)). Dit model verklaart de *ex ante* verwachte return van assets gegeven hun risico. Enkele andere onderzoekers waaraan de ontwikkeling van het CAPM wordt toegekend zijn Jack Treynor (1962), John Lintner (1965a, 1965b) en Jan Mossin (1966).

$$CAPM: ER_i = R_f + \beta_i * (ER_m - R_f) \quad (5)$$

$ER_i$  = verwachte return van een asset  $i$

$R_f$  = risicovrije rentevoet

$\beta_i$  = volatiliteit van return van asset  $i$  t. o. v. de markt

$ER_m - R_f$  = premium voor marktrisico

Indien  $\beta_i = 1$ : return van asset  $i$  wijzigt identiek met de markt.

Indien  $\beta_i < 1$ : return van asset  $i$  is minder volatiel dan de markt.

Indien  $\beta_i > 1$ : return van asset  $i$  is volatieler dan de markt.

Indien  $\beta_i < 0$ : return van asset  $i$  is negatief gecorreleerd met de markt.

Als men een asset toevoegt aan een portfolio met een lagere bèta dan de portfolio, zal het risico van deze portfolio dalen alsook de verwachte return. Andersom zal het risico en de verwachte return van een portfolio stijgen als er een asset wordt toegevoegd met een hogere bèta dan de portfolio. Als een asset met een negatieve bèta toegevoegd wordt aan een portfolio, zal deze asset zorgen voor winst als de rest van de portfolio verlies maakt en omgekeerd.

Het CAPM houdt in dat een investeerder een extra premie verwacht voor het risico dat genomen wordt om te beleggen in de risicovolle markt en niet aan de risicovrije rentevoet. In het CAPM is de markt de enige risicofactor. De marktrisicopremie wordt vermenigvuldigd met  $\beta_i$ , de gevoeligheid van de return van de asset waarin geïnvesteerd wordt ten opzichte van de return van de marktportfolio. Dit resulteert in de extra verwachte return die een investeerder eist boven op de risicovrije rente, voor het investeren in een risicovol asset. Wanneer een asset heel gevoelig is aan schommelingen in de markt, zal een investeerder hiervoor extra beloond willen worden. Verder in deze paper worden nog allerlei risicofactoren toegevoegd aan het CAPM, naast het marktrisico.

Perold (2004) stelt dat de assumpties die worden gemaakt voor het CAPM, niet realistisch zijn. Zo

zullen investeerders nooit allen dezelfde identieke portfolio hebben<sup>5</sup>. Ook is er de laatste vijftig jaren een shift gebeurd in eigendom van beursgenoteerde bedrijven. Waar in de jaren '70 nog 80% van de beursgenoteerde bedrijven eigendom was van individuele investeerders, is dit percentage de dag van vandaag gereduceerd tot 20%. Het overige deel, in handen van institutionele beleggers, is dus gestegen van 20% naar 80% (Fichtner, 2020).

#### Jensen's alfa

Als Vergelijking (5) *ex post* niet standhoudt, betekent dit dat het mogelijk is om beter te presteren in de markt dan verwacht door het CAPM. In dat geval wordt een extra constante  $\alpha_i$  geïntroduceerd in het model, ook wel gekend als de Jensen's alfa (Jensen, 1968). Dit leidt tot volgende vergelijking:

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i * (R_m - R_f) \quad (6)$$

Deze constante geeft weer hoe een investering heeft gepresteerd ten opzichte van de voorspelling door het CAPM-model en is ook een prestatie maatstaf voor beheerders van beleggingsfondsen. Doordat er rekening wordt gehouden met de bèta van de investering en de verwachte return van de markt, is de Jensen's alfa een prestatie maatstaf voor de investering die gecorrigeerd is voor het risico ervan.

Vergelijking (6) kan herschreven worden als het verschil tussen de gerealiseerde return van de investering en de vereiste extra return voor het genomen risico. Dit verschil is de abnormale return van asset i:

$$\alpha_i = (R_i - R_f) - \beta_i * (R_m - R_f) \quad (7)$$

Men kan empirisch testen of een asset i of portfolio i een abnormale return gerealiseerd heeft voor het genomen risico door de  $\alpha_i$  te schatten en de bijbehorende p-waarde ervan te observeren.

Indien  $\alpha_i = 0$ : investeringsreturn compenseert voor het genomen risico

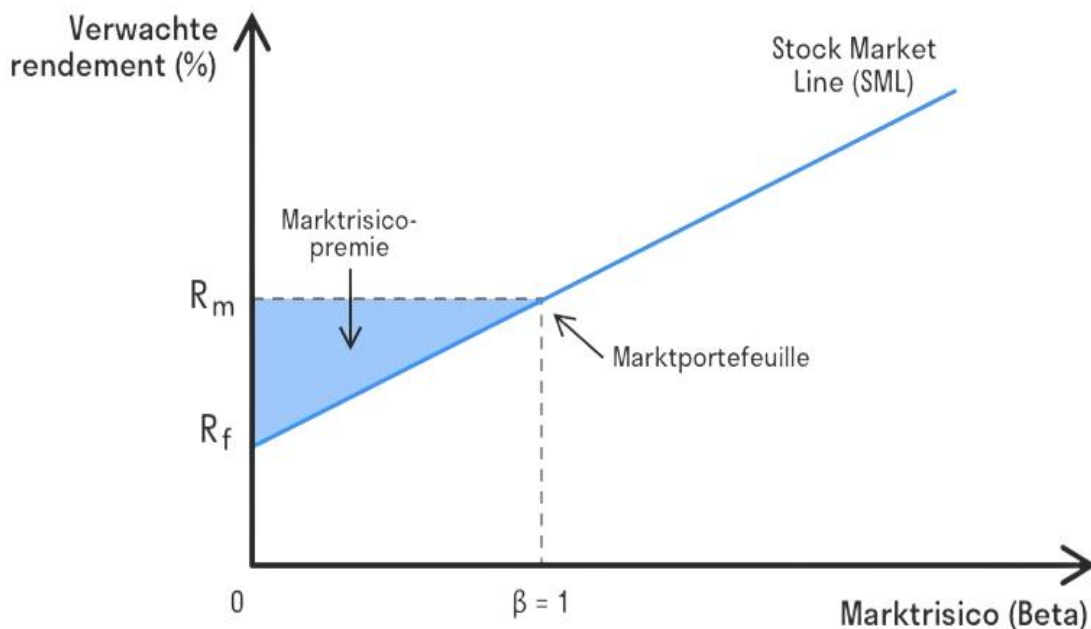
Indien  $\alpha_i < 0$ : investering heeft slechter gepresteerd dan vereist voor het genomen risico

Indien  $\alpha_i > 0$ : investering heeft beter gepresteerd dan vereist voor het genomen risico

---

<sup>5</sup> Hier volgt een niet-exhaustieve lijst aan mogelijke redenen: belastingen verschillen voor elk type investeerder (Kruschwitz & Löffler, 2009). Het is onmogelijk om oneindig te (ont)lenen aan de risicovrije rentevoet en de rentevoet verschilt tevens voor elk type investeerder (Perold, 2004). *Home bias*, waarbij het grootste gewicht van een beleggingsportefeuille van een investeerder zich bevindt in diens thuisland, leidt tot imperfecte diversificatie (K. R. French & Poterba, 1991). *Home bias* heeft echter vooral een invloed op individuele beleggers omdat zij hogere kosten hebben, en minder op institutionele beleggers, die onder andere gebruik kunnen maken van het systeem van buitenlandse belastingkredieten (Tesar & Werner, 1995).

Perold (2004) vat samen dat in de *mean-variance* modellen, voor het ontstaan van het CAPM, het volledige risico van een asset in rekening wordt genomen bij de berekening van de verwachte return. De gedachtegang in het CAPM daarentegen luidt dat enkel dat deel van het risico dat niet weg gediversifieerd kan worden, namelijk het marktrisico, een vergoeding vereist. In Figuur 3 wordt het risico weergegeven door  $\beta_i$  en geplott tegen de verwachte return. Volgens het CAPM bevindt bij marktevenwicht elke asset zich op de *security market line* (hierna SML genoemd). Hieruit blijkt dat een hogere return enkel kan volgen uit een hogere  $\beta_i$ . Indien een asset zich boven de SML bevindt, is deze asset ondergewaardeerd volgens het CAPM en aantrekkelijk voor investeerders om aan te kopen omdat de verwachte return hoger is dan vereist voor het risico volgens het CAPM. Andersom zijn assets onder de SML overgewaardeerd en is een investeerder aangewezen om deze assets te verkopen of te shorten indien mogelijk. Dit kan teruggekoppeld worden naar Vergelijking (7). Als  $\alpha_i > 0$ , is asset i ondergewaardeerd volgens het CAPM en bevindt asset i zich boven de SML, als  $\alpha_i < 0$ , is asset i overgewaardeerd en bevindt asset i zich onder de SML.



Figuur 3. Capital asset pricing model. Adapted from "Capital Asset Pricing Model", Ospina Avendano, D, 2020, Retrieved from <https://www.toolshero.nl/financieel-management/capital-asset-pricing-model/>. Copyright 2020 by Ospina Avendano, D.

Een kanttekening die hierbij gemaakt dient te worden is dat voorstanders van de efficiënte markthypothese (hierna EMH genoemd) stellen dat een positieve Jensen's alfa enkel het gevolg kan zijn van geluk, aangezien volgens deze hypothese alle informatie al in de marktprijs vervat zit waardoor het consistent beter presteren dan de markt onmogelijk is op basis van het actief onderzoek doen naar ondergewaardeerde assets. Volgens de EMH zijn alle assets efficiënt gewaardeerd en indien er arbitragemogelijkheden zijn, zal de prijs snel gecorrigeerd worden opdat de efficiënte prijs opnieuw bereikt wordt.

Jensen (1968) concludeert dat beheerders van beleggingsfondsen niet in staat zijn om significant beter te presteren dan een *buy-the-market-and-hold* strategie met de S&P 500 als proxy voor de markt, wanneer men managementkosten mee incalculeert (exclusief commissies). Zelfs wanneer men de managementkosten weglaat en zuiver kijkt naar de return behaald door de beheerders, is deze voor veel beleggingsfondsen nog steeds lager dan voornoemde *buy-the-market-and-hold* strategie. Dat enkele beleggingsfondsen er alsnog in slagen beter te presteren dan de markt, is volgens Jensen te wijten aan random geluk. Elke normaalverdeling zal bij genoeg observaties (in dit geval de prestaties van beleggingsfondsen ten opzichte van de markt) wel enkele uitschieters bevatten die statistisch significant zijn, terwijl het onderliggende proces (in dit geval de aandelenselectie van deze beleggingsfondsen) dat niet is.

### Black CAPM

Black (1972) ontwikkelt een versie van het CAPM waarbij investeerders niet kunnen lenen noch ontlenen aan de risicovrije rentevoet alsook een versie waarbij enkel kan geleend worden aan de risicovrije rentevoet. Hierdoor valt een van de voornoemde assumpties van het CAPM weg. Wel kunnen risicovolle assets geshort worden. Black slaagt erin om aan te tonen dat de verwachte return van een asset een lineaire functie is van diens bèta, ongeacht of investeerders kunnen lenen of ontlenen aan de risicovrije rentevoet. Ook toont hij aan dat de resulterende portfolio van alle efficiënte portfolio's, gekozen door de investeerders, wederom de marktportfolio is.

Fama & French (2004) vullen aan dat de marktportfolio, bestaande uit portfolio's die wel efficiënt zijn voor individuele investeerders, niet efficiënt zijn als naast het wegvallen van de mogelijkheid om te lenen/ontlenen aan de risicovrije rentevoet ook de mogelijkheid wegvalt om risicovolle assets te shorten. In dit geval geldt de CAPM-relatie tussen de verwachte return en  $\beta$  van een asset niet langer.

Black's versie (1972) van het CAPM verschilt van de originele versie van Sharpe en Lintner in die zin dat Black's versie minder strikt is en niet de risicovrije rentevoet gebruikt als snijpunt, maar de return van een asset dat niet gecorreleerd is met de markt. Verder stelt hij enkel dat deze asset met  $\beta = 0$  een lagere verwachte return heeft dan de marktreturn. Bijgevolg is de enige vereiste in Black's versie van het CAPM dat de premie voor bèta positief moet zijn, terwijl deze marktpremie in het model van Sharpe en Lintner gelijk moet zijn aan het verschil tussen de verwachte return van de markt en de risicovrije rentevoet.

### Ratio-analyses

In de literatuur is men het eens dat wanneer returns van portfolio's vergeleken of geëvalueerd worden, er gecorrigeerd dient te worden voor risico. Echter is er geen consensus onder wetenschappers hoé men voor risico moet corrigeren. Dit is als gevolg van het ontbreken van een duidelijk omschreven definitie hiervan. Toch zijn er in de decennia volgend op het CAPM verscheidene performantieratio's verschenen in de literatuur die pogen te corrigeren voor risico, en deze kunnen worden gebruikt om de prestaties van beleggingsfondsbeheerders te evalueren.

#### *Sharpe ratio*

Sharpe bedenkt in 1966 reeds een ratio om de return van aandelen te meten en te vergelijken, nog voor de publicatie van Jensen's alfa in 1968. De maatstaf die hij voorstelt is de *reward-to-variability ratio* die de performantie van verschillende investeringen met elkaar vergelijkt op basis van hun

verwachte return, gecorrigeerd voor risico (Vergelijking (8)). Deze ratio wordt later omgedoopt tot de Sharpe ratio.  $\sigma_i$  bevat voor alle investeringen, op de marktportfolio na, zowel marktrisico als idiosyncratisch risico.

$$\text{Sharpe ratio} = \frac{(R_i - R_f)}{\sigma_i} \quad (8)$$

Hoe hoger deze ratio voor een investering, hoe hoger de return gecorrigeerd voor risico en bijgevolg hoe aantrekkelijker de investering wordt. De ratio vertelt of een portfolio's hoge return een resultaat is van een goede investeringsbeslissing of van het nemen van veel risico. Bij een evenwicht in de kapitaalmarkt zal de Sharpe ratio het hoogst zijn in de marktportfolio omdat er dan geen sprake is van idiosyncratisch risico, waardoor  $\sigma_i$  het laagste risico representeert. Tevens is deze ratio de richtingscoëfficiënt van de *capital market line* in Figuur 2 en bijgevolg zijn alle Sharpe ratio's gelijk als de portfolio op de *capital market line* ligt<sup>6</sup>.

#### Treynor ratio

Treynor (1965) ontwikkelt de *reward-to-volatility ratio*. Deze performantiemaatstaf corrigeert in tegenstelling tot de Sharpe ratio niet voor de standaardafwijking van de portfolio, maar wel voor het systematische risico weergegeven door diens bèta (Vergelijking (9)). Hoe hoger de ratio, hoe beter de portfolio presteert. De Treynor ratio is enkel waardevol indien de portfolio een positieve bèta heeft.

$$\text{Treynor ratio} = \frac{(R_p - R_f)}{\beta_p} \quad (9)$$

#### Information ratio

De *information ratio* is een variant van de Sharpe ratio waarbij de return van een portfolio wordt gecorrigeerd voor het risico van deze portfolio ten opzichte van een bepaalde benchmark zoals de markt, en wordt weergegeven door Vergelijking (10) (Goodwin, 1998). Hoe hoger deze ratio, hoe beter de portfolio presteert.

$$\text{Information ratio} = \frac{(R_p - R_b)}{TE} \quad (10)$$

$TE = \sqrt{\text{var}(R_p - R_b)}$  is de *tracking error* en een indicatie voor de mate van afwijking van de return van een portfolio tot de bijbehorende benchmark.

---

<sup>6</sup> Hier volgt het bewijs:

Capital market line:  $R_i - R_f = \frac{\sigma_i}{\sigma_M} * (R_M - R_f)$  invullen in: Sharpe ratio =  $\frac{R_i - R_f}{\sigma_i} = \frac{\frac{\sigma_i}{\sigma_M} * (R_M - R_f)}{\sigma_i} = \frac{R_M - R_f}{\sigma_M}$

## $M^2$

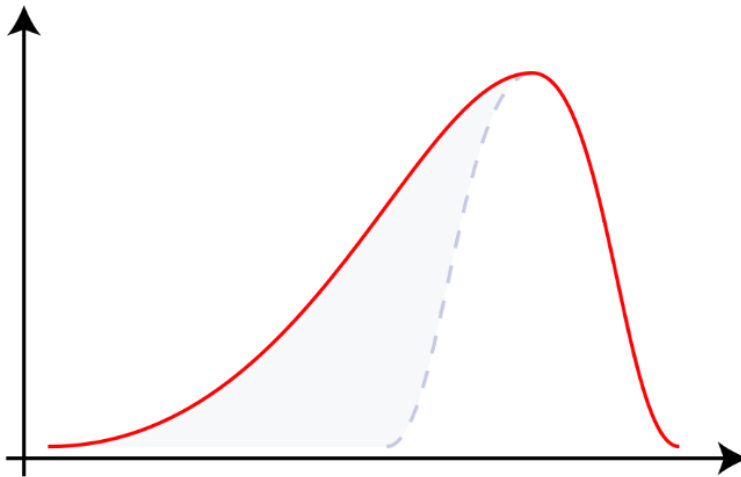
$M^2$ , ook wel gekend als de *risk-adjusted performance* van Modigliani en Modigliani, is een lineaire transformatie van de Sharpe ratio ( $SR_i$ ) en wordt gegeven door Vergelijking (11) (Modigliani & Modigliani, 1997).

$$M^2 = R_f + \frac{\sigma_b}{\sigma_i} * (R_i - R_f) = R_f + \sigma_b * SR_i \quad (11)$$

Deze maatstaf meet de return van een portfolio, gecorrigeerd voor het risico van deze portfolio ten opzichte van een bepaalde benchmark zoals de markt. Omdat  $M^2$  een lineaire transformatie is van de Sharpe ratio, zijn alle conclusies die men trekt op basis van beide ratio's identiek. Het voordeel van  $M^2$  is dat het uitgedrukt wordt in eenheden van procentuele return wat de interpretatie tussen twee verschillende waarden zeer eenvoudig maakt.

## Scheefheid

Een nadeel van voorgaande ratio's is dat er wordt uitgegaan van een normaalverdeling van de aandelenreturns. In realiteit is dit echter niet het geval (Beedles, 1979; Christie, 1982; Fama, 1965; K. R. French, Schwert, & Stambaugh, 1987; Friend & Westerfield, 1980; Kraus & Litzenberger, 1976; Mandelbrot, 1963; Mills, 1995; Peiró, 1994, 1999), en is er sprake van een negatieve scheefheid bij de kansverdeling van aandelenreturns, waarbij de kans op zware verliezen vele malen hoger ligt dan bij de normaalverdeling zoals weergegeven in Figuur 4 (Albuquerque, 2012; Bates, 1996; Ekholm & Pasternack, 2005; Harvey & Siddique, 2000). Kraus & Litzenberger (1976) incorporeren tevens scheefheid in het standaard CAPM met gemiddelde return en variantie, wat resulteert in het drieparameter-CAPM.



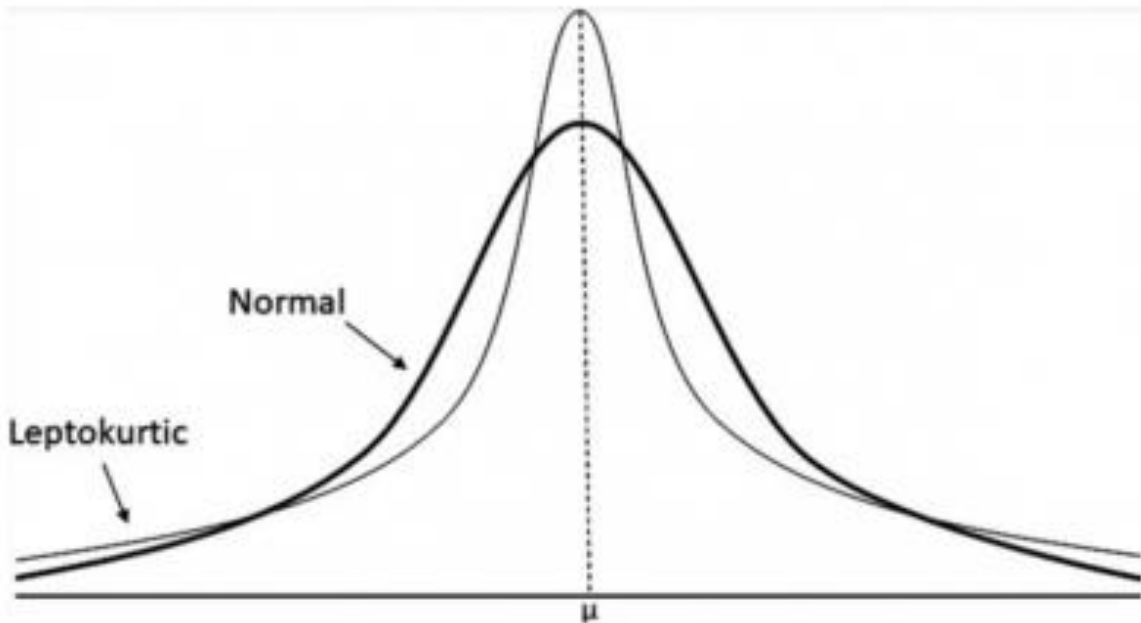
## Negative Skew

Figuur 4. Skewness. Adapted from "Skewness", Rodolfo Hermans, 2008, Retrieved from [https://en.wikipedia.org/wiki/Skewness#/media/File:Negative\\_and\\_positive\\_skew\\_diagrams\\_\(English\).svg](https://en.wikipedia.org/wiki/Skewness#/media/File:Negative_and_positive_skew_diagrams_(English).svg). Copyright 2008 by Rodolfo Hermans CC-BY-SA-3.0 (<http://creativecommons.org/licenses/by-sa/3.0/>)



## Kurtosis

Mandelbrot (1963) ontdekt als eerste dat prijsveranderingen van aandelenprijzen een te hoge piek hebben en te dikke staarten vergeleken met een normaalverdeling, wat duidt op leptokurtosis<sup>7</sup> zoals weergegeven in Figuur 5. De kurtosis van zulke verdeling is hoger dan 3 (Pearson, 1905). Ook in andere onderzoeken valt op dat aandelenreturns geen normaalverdeling volgen maar naast negatieve scheefheid ook last hebben van leptokurtosis (Bates, 1996; Fama, 1965; Fang & Lai, 1997; Harvey & Siddique, 2000; Jorion, 1988; Mills, 1995; Officer, 1972; Premaratne & Bera, 2000).



Figuur 5. Leptokurtosis. Retrieved from *Strategic and Tactical Asset Allocation: An Integrated Approach* (p. 101) by H. Lumholdt, 2018, Palgrave Macmillan. Copyright 2018 by the Springer International Publishing AG.

Kurtosis en scheefheid zijn dus belangrijke elementen om mee rekening te houden als men performantieratio's wil berekenen.

Verder vereisen standaardtesten zoals de OLS-methode een normaalverdeling van de residuals van de aandelenreturns opdat hypotheses statistisch kunnen getest worden en correcte betrouwbaarheidsintervallen kunnen gecreëerd worden (Jarque & Bera, 1980). Enkele testen die gebruikt worden om afwijkingen van de normaalverdeling te detecteren zijn de *Omnibus  $K^2$  test* (D'Agostino & Belanger, 1990), de *Jarque-Bera test* (Jarque & Bera, 1980, 1987) en de *Shapiro-Wilk test* (Shapiro & Wilk, 1965).

---

<sup>7</sup> Leptokurtosis duidt aan dat de verdeling dikke staarten heeft, veroorzaakt door extreem hoge en lage uitschieters die vaker voorkomen dan verwacht bij een normaalverdeling. Een groot deel van de variantie wordt bepaald door deze extreme waarden.

## Validiteit CAPM

Verscheidene onderzoekers hebben het CAPM empirisch getest kort na de publicatie ervan. De eerste onderzoeken zijn dwarsdoorsnederegressies met een focus op het voorspellen van het snijpunt en de helling in relatie tot de verwachte return en de markt­ $\beta$  zoals weergegeven in Figuur 3 (Fama & French, 2004). Hierbij wordt de dwarsdoorsnede van de gemiddelde asset returns geschat met als verklarende variabele de  $\beta$ 's van de assets. Twee dingen worden onderzocht: 1. Is het snijpunt op de y-as gelijk aan de risicovrije return  $R_f$ ? 2. Is de coëfficiënt van  $\beta$  gelijk aan de markt­risicopremie, bestaande uit het verschil tussen de marktreturn  $ER_M$  en de risicovrije return  $R_f$ ? Fama & French (2004) halen twee problemen aan waarmee onderzoekers geconfronteerd worden bij het empirisch testen van het CAPM via dwarsdoorsnederegressies. 1. Schattingen van  $\beta$ 's voor individuele assets zijn onnauwkeurig omdat  $\beta$ 's worden geschat vanuit sample data, en niet vanuit populatiedata waardoor er meetproblemen ontstaan als deze schattingen worden gebruikt om gemiddelde returns te verklaren en 2. Regressieresiduals hebben een gezamenlijke oorsprong van variatie, zoals bijvoorbeeld industrie-effecten. Deze positieve correlatie tussen de residuals zorgt voor een neerwaartse bias in de OLS-schattingen van de standaarderror van de hellingen van deze dwarsdoorsnederegressies.

Blume (1970), Friend & Blume (1970) en Jensen, Black, & Scholes (1972) zijn enkele van de eerste onderzoekers die pogen om het eerste probleem op te lossen en de schatting van  $\beta$ 's te verbeteren zodat deze nauwkeuriger wordt. In hun methode worden portfolio's van assets met gelijke gewichten gebruikt in plaats van individuele assets om gemiddelde returns te verklaren. De redenering hierachter is dat als het CAPM de returns van individuele assets kan verklaren, dit model ook de returns van portfolio's kan verklaren. Schattingen van portfolio­ $\beta$ 's zijn nauwkeuriger dan van individuele assets maar hierdoor wordt de reikwijdte van de  $\beta$ 's en de statistische kracht beperkt. Omdat er alsnog genoeg variatie is in de  $\beta$ 's van de portfolio's, worden er regressies uitgevoerd om de  $\beta$ 's te schatten (Sollis, 2012). Op basis van de grootte van deze geschatte  $\beta$ 's worden vervolgens de assets verdeeld over verschillende portfolio's, met in elke portfolio even veel assets. De eerste portfolio bevat op deze manier de assets met de hoogste  $\beta$ 's, de overgebleven assets worden telkens in even grote groepen verder verdeeld over de overige portfolio's op basis van hun  $\beta$  waardoor er een monotoon dalend patroon wordt gerealiseerd. De laatste portfolio heeft bijgevolg de assets met de laagste  $\beta$ 's. Met deze portfolio's worden vervolgens regressies uitgevoerd.

Fama & MacBeth (1973) komen met een oplossing voor het tweede probleem van correlatie tussen de regressieresiduen in de dwarsdoorsnederegressies. In plaats van een enkele dwarsdoorsnederegressie uit te voeren, schatten ze eerst voor elke maand de  $\beta$ -parameters van elke asset  $i$  met behulp van historische panel data (Sollis, 2012). De data die wordt gebruikt voor deze tijdsreeksregressie komt van de *New York Stock Exchange* en loopt van januari 1926 tot en met juni 1968. Hiervoor maken ze gebruik van de OLS-methode die wordt toegepast op de *security characteristic line* (Vergelijking (12)) en staat bekend als de *first-pass regression*. Deze regressie wordt uitgevoerd voor elke asset  $i$  in de sample.

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i * (r_{m,t} - r_{f,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

Hierbij wordt de assumptie gemaakt dat  $\varepsilon_{i,t} \sim NID(0, \sigma_{\varepsilon_i}^2)$ .

Vervolgens wordt een dwarsdoorsnederegressie geschat met de bèta's bekomen uit de *first-pass regression* als onafhankelijke variabele wat resulteert in geschatte gammaparameter(s) (het is ook mogelijk om voor lineariteit en idiosyncratisch risico te testen, zie verder). Dit staat bekend als de *second-pass regression* (Vergelijking (13)).

$$\bar{r}_i - \bar{r}_f = \gamma_0 + \gamma_1 * \hat{\beta}_i + \gamma_2 * \hat{\beta}_i^2 + \gamma_3 * \hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2 + u_i \quad (13)$$

Vervolgens worden enkele hypothesen opgesteld om de validiteit van het CAPM te testen.

H<sub>0,1</sub>:  $\gamma_0 = 0$  test dat de gemiddelde return van assets die geen correlatie hebben met de markt gelijk is aan de risicovrije rentevoet

H<sub>0,2</sub>:  $\gamma_1 > 0$  test dat er een positieve premie bestaat voor het nemen van marktrisico

H<sub>0,3</sub>:  $\gamma_2 = 0$  test dat de relatie tussen risico en verwachte return van een asset in een efficiënt portfolio lineair is

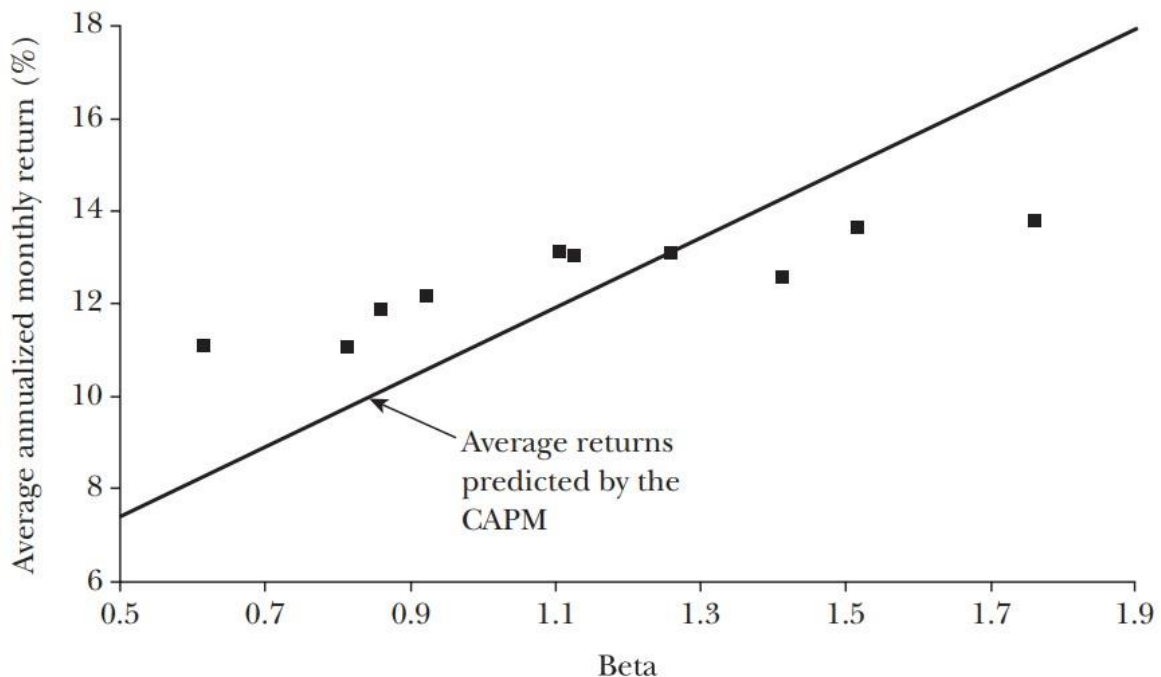
H<sub>0,4</sub>:  $\gamma_3 = 0$  test dat er geen premie is voor idiosyncratisch risico en de markt bèta bijgevolg de enige risicofactor die nodig is om verwachte returns te verklaren

Indien geen enkele van bovenstaande nulhypothesen verworpen kan worden, kan men niet met zekerheid het CAPM van Sharpe & Lintner verwerpen. Deze nulhypothesen kunnen worden getest met behulp van de t-test als de assumptie gemaakt wordt dat de portfolioreturns normaal verdeeld zijn (Sollis, 2012; Sylvain, 2013). De methode van Fama & MacBeth wordt in de literatuur gezien als een enorme sprong voorwaarts in het empirisch testen van het CAPM model (Pasquariello, 1999).

Roll (1977) uit kritiek op de voorgaande regressietesten om het CAPM empirisch te testen. Deze kritiek is gebaseerd op het feit dat in empirische testen van het CAPM een proxy voor de marktportfolio moet gebruikt worden aangezien de ware marktportfolio niet waarneembaar is en het onmogelijk is om een portfolio samen te stellen waarin alle verhandelbare assets van alle markten zitten. Als proxy voor de ware marktportfolio wordt daarom vaak een gewogen marktindex gebruikt zoals de S&P 500. Roll haalt hierbij aan dat elke portfolio die efficiënt is, voldoet aan de CAPM-vergelijking. De validiteit van het CAPM staat dus gelijk aan het efficiënt zijn van de marktportfolio. Echter kan men niet testen of de marktportfolio efficiënt, net omdat deze niet waarneembaar is. Dit is een probleem omdat het mogelijk is dat de proxy die gebruikt wordt voor de markt inefficiënt is waardoor het CAPM wordt verworpen, terwijl de ware marktportfolio wel efficiënt is en bijgevolg het CAPM correct is. Omgekeerd is het ook mogelijk dat de proxy voor de markt efficiënt is, terwijl de ware marktportfolio inefficiënt is wat leidt tot een foutieve erkenning van het CAPM. Men kan dus op basis van de proxy-test niet concluderen of het CAPM valide is. In de literatuur staat dit bekend als Roll's kritiek.

De eerste empirische dwarsdoorsnedetesten (Blume & Friend, 1973; Douglas, 1967; Fama &

MacBeth, 1973; Jensen et al., 1972; Miller & Scholes, 1972) bevestigen de positieve relatie tussen de gemiddelde return en de marktβ, maar deze relatie is te vlak. Het snijpunt op de y-as ligt hoger dan de risicovrije return  $R_f$  en de coëfficiënt van  $\beta$  is kleiner dan de gemiddelde marktrisicopremie  $ER_M - R_f$ . Ook de tijdsreeksregressietesten van Friend & Blume (1970), Jensen et al. (1972) en Stambaugh (1982) bevestigen dat effecten met een hoge  $\beta$  negatieve alfa's hebben en dat ook omgekeerd effecten met een lage  $\beta$  positieve alfa's hebben. Een long positie in effecten met een lage  $\beta$  zou bijgevolg beter presteren dan een long positie in effecten met een hoge  $\beta$ . Fama & French (2004) onderzoeken opnieuw het CAPM met recente data van 1928 - 2003. Hier wordt eveneens bevestigd dat de relatie tussen de marktβ en de gemiddelde return veel vlakker is dan voorspeld door het CAPM van Sharpe en Lintner zoals weergegeven in Figuur 6. Net zoals Perold (2004) halen zij als argument aan dat er te veel vereenvoudigende assumpties zijn om het CAPM van Sharpe en Lintner te laten werken. Een ander argument dat Fama & French aanhalen zijn praktische problemen bij het testen van het model zoals welke klassen van assets wel en niet behoren tot de marktportfolio. Als gevolg hiervan zijn de meeste toepassingen van het CAPM niet geschikt.



Figuur 6. Average Annualized Monthly Return versus Beta for Value Weight Portfolios. Formed on Prior Beta, 1928–2003. Retrieved from "The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence", by E. Fama and K. French, 2004, *Journal of Economic Perspectives*, 18-3, p. 33.

De resultaten van deze onderzoeken zijn contradictoer met het CAPM van Sharpe en Lintner. Daarentegen lijken deze testen Black's versie van het CAPM dat marktβ's een voldoende verklaring leveren voor verwachte returns en dat de risicopremie voor de markt positief is te bevestigen. De CAPM-versie van Sharpe en Lintner waarin de marktrisicopremie voor  $\beta$  gelijk is aan het verschil van de verwachte return van de markt en de risicovrije rentevoet wordt consistent

verworpen. Het CAPM van Black wordt echter ook in twijfel getrokken wanneer bewijs wordt gevonden dat niet enkel het marktrisico de variatie verklaart in de verwachte return van aandelen, maar ook andere factoren. In de decennia volgend op de geboorte van het CAPM, volgt er een resem onderzoeken dat de validiteit van dit model sterk in twijfel trekt en waarin andere factoren vernoemd worden die een invloed zouden hebben op de gemiddelde return van aandelen.

#### Andere verklarende factoren

Basu (1977) vindt bewijs voor een relatie tussen de *price-earnings* ratio (hierna P/E-ratio genoemd) van aandelen en gemiddelde return waarbij aandelen met een lage P/E-ratio hogere toekomstige returns gecorrigeerd voor risico behalen dan voorspeld door het CAPM. Andersom geldt hetzelfde voor aandelen met een hoge P/E-ratio. Deze resultaten worden bevestigd door Basu (1983) zelfs wanneer er gecorrigeerd wordt voor de grootte van het bedrijf, gemeten door de marktkapitalisatie. Ook vindt Basu (1983) dat de returns van kleinere bedrijven significant hoger zijn dan de returns van grotere bedrijven. Echter verdwijnt dit effect wanneer er wordt gecontroleerd voor risico en P/E-ratio. Basu merkt op dat het P/E-effect sterk vermindert bij grotere bedrijven, tot amper significant. Banz (1981) stelt evenzeer een grootte-effect vast waarbij over een veertigjarige periode de gemiddelde return gecorrigeerd voor risico van aandelen met een lage marktkapitalisatie hoger is dan voorspeld door het CAPM. Banz merkt op dat dit effect niet lineair is en vooral geldt voor 'zeer kleine bedrijven', en in mindere mate voor gemiddelde en grote bedrijven. Zowel Banz (1981) als Basu (1983) halen aan dat het weinig waarschijnlijk is dat de grootte van een bedrijf en de P/E-ratio de oorzaak zijn van verwachte returns, en dat deze variabelen vermoedelijk proxy's zijn voor 'ware' factoren die ermee gecorreleerd zijn.

Reinganum (1981a) vindt in tegenstelling tot Basu (1983) echter bewijs dat het positieve effect van de P/E-ratio verdwijnt wanneer er wordt gecontroleerd voor grootte, terwijl het significante grootte-effect blijft wanneer er wordt gecontroleerd voor P/E-ratio. Bijgevolg concludeert Reinganum dat ondanks zowel de P/E-ratio als het grootte-effect apart zorgen voor een abnormale return, de 'ware' missende factor(en) meer geassocieerd is (zijn) met de grootte van een bedrijf dan met de P/E-ratio's. Stattman (1980) en Rosenberg, Reid, & Lanstein (1985) achterhalen dat aandelen met een hoge boekwaarde in verhouding tot diens marktwaarde (hierna B/M-ratio genoemd), ook wel gekend als waarde-aandelen, gemiddeld hogere returns behalen dan wat verklaard kan worden door hun bèta's. Bhandari (1988) ontdekt op zijn beurt dat bedrijven met een hoge schuldgraad geassocieerd worden met returns die te hoog zijn wanneer gecorrigeerd wordt voor bèta en de grootte van het bedrijf. Bijgevolg beschouwt Bhandari de schuldgraad van een onderneming als een proxy voor een extra risicofactor voor de aandeelhouders. Ball (1978) geeft als mogelijk argument voor het falen van het CAPM dat er naast de markt bèta's nog factoren gerelateerd aan inkomen zijn die de verwachte return verklaren. Uit bovenstaande onderzoeken is gebleken dat de grootte van een bedrijf, de P/E-ratio, schuldgraad, B/M-ratio... mogelijks zulke factoren zijn.

Fama en French voeren in 1992 een onderzoek met recentere data waarbij ze alle resultaten van de voorbije literatuur pogen samen te vatten (Fama & French, 1992). In dit onderzoek kijken zij naar de gezamenlijke rol van de markt bèta, grootte van het bedrijf gemeten door marktwaarde, P/E-ratio, schuldgraad en de B/M-ratio in het beschrijven van de cross-sectionele verwachte aandelenreturns van enkele aandelenbeurzen. Uit hun dwarsdoorsnederegressie blijkt dat de gemiddelde return

inderdaad niet verklaard wordt door enkel de marktβ en dat de voornoemde variabelen apart wel verklarende waarden hebben. Wanneer echter wordt gekeken naar een regressie met de combinatie van deze variabelen, valt op dat enkel aandelen met een lage marktkapitalisatie beter presteren, alsook waarde-aandelen met een hoge B/M-ratio. Dit bevestigt de onderzoeken van Banz (1981), Stattman (1980) en Rosenberg et al. (1985). Het effect van P/E-ratio en schuldgraad daarentegen valt weg, wanneer de grootte van het bedrijf en de B/M-ratio mee in rekening wordt genomen (Fama & French, 1992). Fama en French vinden in tegenstelling tot Jensen et al. (1972) en Fama & MacBeth (1973) geen bewijs voor een positieve relatie tussen de gemiddelde aandelenreturn en de marktβ's. Een kanttekening die hierbij gemaakt dient te worden is dat Fama en French (1992) recentere data gebruiken van 1963 - 1990. Echter vinden zij ook slechts een zwakke relatie tussen de marktβ en de gemiddelde return in de periode van 1941 - 1990. Ook volgens de onderzoeken van Reinganum (1981b) en Lakonishok & Shapiro (1986) is er geen consistente relatie tussen de marktβ en gemiddelde returns van aandelenportfolio's, waardoor zelfs de basisvereiste van het CAPM wordt verworpen.

#### ICAPM & APT

Merton (1973) bouwt verder op het traditionele CAPM en ontwikkelt het *Intertemporal Capital Asset Pricing Model* (hierna ICAPM genoemd). Dit model focust niet op de return dat een portfolio produceert over een periode, maar op de opportuniteiten om deze return te consumeren of te investeren over meerdere periodes. Dit nieuwe model houdt rekening met hoe het vermogen van een investeerder afhankelijk is van toekomstige risicovolle factoren zoals arbeidsinkomen, prijzen van consumptiegoederen, werkloosheidsgraad... waarvoor de investeerder zich wil indekken. Bijgevolg is de marktβ alleen niet genoeg om alle risico's van een asset te beschrijven. Een optimale portfolio is volgens deze theorie multi-factor efficiënt, wat betekent dat zulke portfolio de hoogste verwachte return heeft, gegeven de variantie van return en de covariantie van return met de risicovolle factoren, ook wel de toestandsvariabelen genoemd.

Ook Ross (1976) ontwikkelt een alternatief voor het CAPM, de *Arbitrage Pricing Theory* (hierna APT genoemd), waarbij de return van een asset kan voorspeld worden als een lineaire functie van een aantal macro-economische variabelen die optreden als risicofactoren (Sollis, 2012) (Vergelijking (14)). Deze APT-factoren vertegenwoordigen het systematisch risico, dat niet gereduceerd kan worden door middel van diversificatie. Op basis van dit model gaat Ross op zoek naar ondergewaardeerde assets. Een groot verschil met het CAPM is dat de APT geen perfect efficiënte markten veronderstelt wat kan gezien worden als erkenning van imperfecte informatie. Het is gebaseerd op arbitrage-opportuniteiten in de markt die steeds gecorrigeerd worden.

$$R_i = \alpha_i + \beta_{i1}F_1 + \beta_{i2}F_2 + \dots + \beta_{in}F_n + \varepsilon_i \quad (14)$$

$\alpha_i$  is een constante voor asset i

$F_k$  is een systematische risicofactor

$\beta_{ik}$  is de sensitiviteit van asset i aan factor k

$\varepsilon_i$  geeft het idiosyncratisch risico weer en wordt herleid tot nul bij een goed gediversifieerde portfolio

### Fama-French driefactormodel

Fama & French (1993), geïnspireerd door zowel het ICAPM van Merton (1973) als de APT van Ross (1976), bouwen verder op hun eigen werk en gebruiken de bedrijfskarakteristieken met de hoogste verklarende waarde van hun onderzoek in 1992 als risicofactoren in het befaamde Fama-French driefactormodel, wat poogt de gemiddelde aandelenreturns te beschrijven met behulp van een tijdsreeksregressie (Vergelijking (15)). Deze variabelen op zich zijn geen toestandsvariabelen zoals bedoeld in Merton (1973), maar fungeren als proxy voor niet-identificeerbare toestandsvariabelen, die systematisch risico produceren dat niet verklaard kan worden door de markt bèta (Fama & French, 2004). Het valt op dat het model van Fama en French een uitbreiding is van het CAPM (zie Vergelijking (6)).

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + b_i * (R_{mt} - R_{ft}) + s_i * SMB_t + h_i * HML_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$SMB_t$  is een proxy voor systematisch risico gerelateerd aan grootte dat niet geobserveerd kan worden en is het verschil in return tussen een portfolio met aandelen met een kleine marktkapitalisatie en een portfolio met aandelen met een grote marktkapitalisatie, waarbij een long positie wordt genomen in de eerste portfolio die wordt gefinancierd door een short positie in de tweede portfolio.  $s_i$  is de helling en tevens de factorlading op  $SMB_t$ .  $HML_t$  is een proxy voor systematisch risico gerelateerd aan B/M-ratio dat niet geobserveerd kan worden en is het verschil in return tussen een portfolio bestaande uit aandelen met een hoge B/M-ratio en een portfolio bestaande uit aandelen met een lage B/M-ratio, waarbij een long positie wordt genomen in de eerste portfolio die wordt gefinancierd door een short positie in de tweede portfolio.  $h_i$  is de helling en tevens de factorlading op  $HML_t$ . Fama & French (1995) tonen aan dat zwakke bedrijven met lage winsten een hoge B/M-ratio en een positieve factorlading hebben, wat betekent dat het bedrijven in moeilijkheden betreft. Dit verklaart waarom hiervoor een risicopremie geëist wordt. Verder vereisen kleinere bedrijven ook een risicopremie, al vermelden Fama en French hierbij dat in hun data een recessieperiode was, die hiervan de oorzaak kan zijn. Kleinere bedrijven hadden het moeilijker zich recht te trekken na deze recessie. Voor de recessie was geen sprake van verschillen in P/B-ratio's tussen grote en kleine bedrijven melden zij.

Enkele argumenten tegen het bestaan van zulke risicopremie voor bedrijven in moeilijkheden zijn overleversbias (Kothari, Shanken, & Sloan, 1995) en data-snooping (Black, 1993; Lo & MacKinlay, 1988; MacKinlay, 1995). Kothari et al. (1995) beweren dat de gemiddelde returns van portfolio's met een hoge B/M-ratio overdreven hoog zijn in de data, omdat bedrijven in moeilijkheden die gefaald hebben, niet in de data opgenomen zijn waardoor enkel de succesvolle bedrijven, de overlevers, hierin vervat zitten. Chan, Jegadeesh, & Lakonishok (1995) weerleggen deze claim echter. Voorstanders van de data-snoopingtheorie beweren dat de verklarende kracht van variabelen zoals B/M-ratio en grootte enkel het resultaat zijn van het zoeken naar afwijkingen in de data en dat deze variabelen afhankelijk zijn van de sample waarin ze gevonden zijn. Davis (1994), Louis, Yasushi, & Josef (1991), Carlo, Rowley, & Sharpe (1993) en Fama & French (1998) bewijzen echter dat deze

variabelen ook in andere datasamples dan in Fama & French (1992, 1993) een groot deel van de verwachte returns verklaren.

Uit het onderzoek van Fama & French (1993) blijkt dat naast de marktrisicopremie, de grootte van het bedrijf en de B/M-ratio een significant deel van de gemeenschappelijke variatie in returns beschrijven ongeacht welke andere factoren mee worden opgenomen als verklarende variabelen in de tijdsreeksregressie. Bij het CAPM kan 70 à 80% van de variatie in verwachte returns verklaard worden door de markt $\beta$ , terwijl dit voor de drie factoren van het driefactormodel van Fama en French samen (Vergelijking (15)) steevast rond 90% ligt. Dit betekent dat deze factoren een goede proxy zijn voor de gevoeligheid aan gemeenschappelijke risicofactoren bij aandelenreturns. Omdat in dit model de snijpunten van regressies van Vergelijking (15) zeer dicht bij 0 liggen, concluderen Fama en French dat de drie factoren in het model de cross-sectie in gemiddelde aandelenreturns zeer goed verklaren wat de resultaten van Fama & French (1992) bevestigt. Een grote meerwaarde van dit model is dat het zowel gebruikt kan worden om portfolio's te selecteren als om portfolio-prestaties te evalueren. Waar een beleggingsfondsbeheerder vroeger abnormale returns kon behalen dankzij geluk door een bepaalde positie in  $SMB_t$  en/of  $HML_t$ , zal deze abnormale return nu opgenomen worden in de twee extra factoren van het Fama-French driefactormodel waardoor er geen abnormale return meer overblijft. Hierdoor kan geluk gescheiden worden van vaardigheid bij het selecteren van ondergewaardeerde aandelen. Ook het onderzoek van Fama & French (1996) bevestigt door middel van tijdsreeksregressies dat het Fama-French driefactormodel een uitstekend model is om de returns van portfolio's te beschrijven ongeacht of deze portfolio's op basis van grootte, B/M-ratio of andere prijsratio's opgedeeld zijn. Verder vinden ze dat het model in alle opzichten beter is dan het CAPM in het beschrijven van verwachte aandelenreturns. Ondanks de sterk verklarende waarde van  $SMB_t$  en  $HML_t$ , is er geen theoretische motivering waarom net deze twee factoren zo belangrijk zijn (Fama & French, 2004).

Fama & French (1996) halen een belangrijk minpunt aan van het Fama-French driefactormodel. Dit model kan niet de cross-sectionele variatie in portfolioreturns verklaren, wanneer deze volgens momentum gesorteerd zijn. Dit momentumfenomeen wordt aangehaald in Jegadeesh & Titman (1993) en houdt in dat aandelen die goed gepresteerd hebben ten opzichte van de markt over een periode van drie tot twaalf maanden, dit patroon aanhouden gedurende de volgende paar maanden. Hetzelfde geldt ook andersom. Aandelen die slecht gepresteerd hebben ten opzichte van de markt over een periode van drie tot twaalf maanden, blijven ook slecht presteren gedurende de volgende paar maanden. Er is dus sprake van positieve seriële correlatie in de prijs van aandelen. Bijgevolg kan een investeerder significant positieve returns behalen door goed presterende aandelen te kopen en slecht presterende aandelen te verkopen of shorten.

#### Carhart vierfactormodel

Carhart (1997) lost dit probleem op door de momentumfactor  $PR1YR_t$  toe te voegen aan het Fama-French driefactormodel. In de recentere literatuur wordt  $PR1YR_t$  vervangen door  $WML_t$ , wat staat voor *Winners minus Losers*. Deze terminologie is analoog aan de andere termen van het Fama-French driefactormodel. Dit resulteert in Vergelijking (16), genaamd Carhart vierfactormodel.



$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + b_i * (R_{mt} - R_{ft}) + s_i * SMB_t + h_i * HML_t + w_i * WML_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

$WML_t$  is een proxy voor systematisch risico en is het verschil in return tussen een portfolio bestaande uit aandelen die gedurende het afgelopen jaar goed gepresteerd hebben en een portfolio bestaande uit aandelen die gedurende het afgelopen jaar slecht gepresteerd hebben, waarbij een long positie wordt genomen in de eerste portfolio die wordt gefinancierd door een short positie in de tweede portfolio.  $w_i$  is de helling en tevens de factorlading op  $WML_t$ .  $WML_t$  blijkt net als de andere factoren een hoge variantie te hebben en een lage correlatie met deze andere drie factoren. Het vierfactormodel kan bijgevolg tijdsreeksvariaties zeer goed verklaren. Omdat de returns op deze factoren hoog zijn, kan bijna alle cross-sectionele variatie in de gemiddelde aandelenreturns op portfolio's verklaard worden. Omdat  $\alpha_i$  zeer dicht onder nul ligt in het Carhart vierfactormodel, stelt Carhart (1997) dat de resultaten aantonen dat beheerders van actief beheerde beleggingsfondsen er niet in slagen om consistent de markt te verslaan. De gemeenschappelijke factoren in aandelenreturns en investeringsuitgaven verklaren praktisch alle persistentie in aandelenfondsen. Enkel de zwakke prestatie van de slechts presterende beleggingsfondsen het afgelopen jaar kan niet verklaard worden door dit model. Carhart (1997) vindt verder dat er een negatieve correlatie bestaat tussen de return van een beleggingsfonds en de mate van investeringsuitgaven. Deze laatste zijn over het algemeen veel hoger voor actief beheerde beleggingsfondsen en stijgen naarmate de beheerder van het beleggingsfonds frequenter aandelen verhandelt. Ook veronderstelt Carhart (1997) dat actief de momentumfactor bespelen niet lucratief is als gevolg van de hoge transactiekosten die worden veroorzaakt door de combinatie van de hoge jaarlijkse turnover (> 80%) binnen het best presterende deciel van portfolio's en het grotendeels verdwijnen van het bovengemiddelde presteren van een aandeel na een jaar.

Wermers (2000) vindt een outperformance van 1.3% op jaarbasis van beleggingsfondsbeheerders ten opzichte van de marktindex. 0.6% hiervan is toe te wijzen aan de karakteristieken van de aandelen in het beleggingsfonds (SMB, HML, WML) wat dus betekent dat de overige 0.7% van de outperformance toegewezen kan worden aan de succesvolle selectie door de beheerder van aandelen die hun benchmarkportfolio's verslaan. Wanneer men echter alle kosten mee in rekening neemt, presteren de beleggingsfondsen 1% slechter dan de marktindex op jaarbasis. Dit verschil van 2.3% tussen de return van de aandelen in de beleggingsfondsen en de netto return van de beleggingsfondsen kan toegewezen worden aan de lagere return van cash ten opzichte van aandelen (0.7%), transactiekosten (0.8%) en beheerskosten (0.8%). Cash wordt aangehouden om genoeg liquiditeit te behouden als gevolg van onzekerheid wanneer investeerders uit het beleggingsfonds willen treden. Niettegenstaande dat beleggingsfondsen met een hoge turnover hogere transactiekosten en hogere beheerskosten hebben, hebben aandelen in zulke portfolio's veel hogere gemiddelde returns dan aandelen van beleggingsfondsen met lage turnover. Ondanks de slechte prestatie van beleggingsfondsen met hoge turnover ten opzichte van de marktindex, presteren deze beleggingsfondsen significant beter dan de marktindex wanneer kosten niet mee in rekening worden genomen, wat betekent dat beheerders van deze beleggingsfondsen weldegelijk uitstekende vaardigheden hebben wat betreft het kiezen van aandelen. Als beheerders erin slagen om de kosten van hun beleggingsfonds te reduceren, zullen actief beheerde beleggingsfondsen beter presteren dan

de passieve marktindex. Dit is in strijd met Carhart (1997) waar uit resultaat blijkt dat er geen vaardige of geïnformeerde beheerders zijn die de markt kunnen verslaan.

### Fama-French vijf-factor model

Fama & French (2014) ontwikkelen een nieuw model, het Fama-French vijf-factor model waarin de factoren winstgevendheid en investeringsgedrag worden toegevoegd aan het Fama-French driefactor model (1993). De reden voor dit nieuwe model is de tekortkoming van het Fama-French driefactor model waarbij een groot deel van de variatie van de gemiddelde returns met betrekking tot winstgevendheid (Novy-Marx, 2013) en investeringsgedrag (Titman, Wei, & Xie, 2004) niet verklaard wordt. Het nieuwe model wordt weergegeven door Vergelijking (17).

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + b_i * (R_{mt} - R_{ft}) + s_i * SMB_t + h_i * HML_t + r_i * RMW_t + c_i * CMA_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

$RMW_t$  is een proxy voor systematisch risico gerelateerd aan winstgevendheid dat niet geobserveerd kan worden en is het verschil in return tussen een portfolio met aandelen met een robuuste winstgevendheid en een portfolio met aandelen met een zwakke winstgevendheid, waarbij een long positie wordt genomen in de eerste portfolio die wordt gefinancierd door een short positie in de tweede portfolio.  $r_i$  is de helling en tevens de factorlading op  $RMW_t$ .  $CMA_t$  is een proxy voor systematisch risico gerelateerd aan investeringsgedrag dat niet geobserveerd kan worden en is het verschil in return tussen een portfolio bestaande uit aandelen van zwak investerende bedrijven (conservatief) en een portfolio bestaande uit aandelen van sterk investerende bedrijven (agressief), waarbij een long positie wordt genomen in de eerste portfolio die wordt gefinancierd door een short positie in de tweede portfolio.  $c_i$  is de helling en tevens de factorlading op  $CMA_t$ . Als de factorloadingen  $b_i$ ,  $s_i$ ,  $h_i$ ,  $r_i$  en  $c_i$  alle variatie in de verwachte return vangen, zal de intercept  $\alpha_i$  gelijk zijn aan 0 voor alle portfolio's  $i$ .

Fama & French (2014) runnen het model met telkens verschillende definities voor de factoren en komen hierbij tot de conclusie dat het model niet gevoelig is aan hoe de factoren worden gedefinieerd. Hierbij gebruiken ze drie verschillende manieren om de factoren op te delen om de gemiddelde returns te vangen. Dit wordt gedaan door de factoren te verdelen in  $2 \times m$ -matrices waarbij ze  $m$  wijzigen alsook door het gebruik van multidimensionale matrices. Ook worden de breekpunten gewijzigd die worden gebruikt om de factoren op te delen (mediaan vs. 30<sup>e</sup> en 70<sup>e</sup> percentiel).

Het vijf-factor model presteert bij alle metingen beter dan het Fama-French driefactor model (1993). Een opmerkelijk resultaat is echter dat het vijf-factor model met de factor  $HML$  niet beter presteert dan een vierfactor model dat  $HML$  weglaat. De gemiddelde return van  $HML$  wordt namelijk verklaard door de blootstelling van  $HML$  aan de andere factoren waardoor  $HML$  bijgevolg overbodig is om gemiddelde returns te verklaren. Toch is het belangrijk bij het evalueren van de prestaties van investeringen dat deze factor mee wordt genomen in de analyses, omdat beleggingsfondsbeheerders grote premies kunnen behalen door te focussen op de factor  $HML$ .

Het vijffactormodel slaagt erin om voor bijna elke portfolio in de data het onverklaarbare gemiddelde rendement te reduceren tot 0, behalve voor kleine aandelen van bedrijven die veel investeren ondanks een lage winstgevendheid. Het model slaagt er niet in om de lage gemiddelde return hiervan te verklaren.

De marktfactor, groottefactor, waardefactor, momentumfactor, winstgevendheidsfactor en factor voor investeringsgedrag die hierboven uitgebreid zijn besproken, zijn allen factoren die corrigeren voor risico, wat nodig is om returns met elkaar te kunnen vergelijken. Vrij recent zijn er in de literatuur nog twee factoren verschenen die echter niet corrigeren voor risico, maar pogen aandelenreturn te verhogen. Deze returnverhogende factoren zijn Quality minus Junk en Betting against Beta, welke hieronder besproken worden.

### Betting against Beta

Frazzini & Pedersen (2014) argumenteren dat aandelen met een hoge bèta te hoog geprijsd staan. De logica hierachter is dat veel investeerders beperkt zijn in de mate waarin ze kunnen ontlenen aan de risicovrije rentevoet. Om toch aan de gewenste risico-appetijt te kunnen voldoen, gaan deze investeerders aandelen kiezen met een hoge bèta. Het gevolg hiervan is echter dat deze aandelen overgewaardeerd worden en bijgevolg aandelen met een lage bèta ondergewaardeerd. Aandelen met een hoge bèta brengen hierdoor lage returns voort, aandelen met een lage bèta brengen hoge returns voort. Hierdoor wordt de *security market line* vlakker.

De BaB-factor wordt opgesteld door long te gaan in aandelen met een lage bèta en short te gaan in aandelen met een hoge bèta. Ondanks dat dit dollarneutraal kan gebeuren, is de portfolio niet bèta-neutraal. Dit wordt opgelost door te ontlenen aan de risicovrije rentevoet waardoor er extra geïnvesteerd kan worden in de long positie met lage bèta.

De onderzoekers tonen aan via regressies op verschillende activaklassen gesorteerd volgens bèta dat de abnormale return (praktisch altijd) monotoon stijgt met dalende bèta, ook wanneer wordt gecontroleerd voor andere risicofactoren. De resultaten tonen ook dat voor alle verschillende activaklassen de BaB-factor resulteert in significant positieve returns.

### Quality minus Junk

Asness, Frazzini, & Pedersen (2019) ontwikkelen ook een returnverhogende factor: QmJ. Deze onderzoekers definiëren kwaliteit als iets waarvoor een hogere prijs moet worden betaald. Om kwaliteit van een aandeel te kwantificeren, worden aandelen gerangschikt op basis van drie factoren: winstgevendheid (**niet te verwarren met de winstgevendheidsfactor CMA**), groei en veiligheid. Deze drie factoren worden gemeten via allerlei subfactoren, waarbij elke subfactor een gestandaardiseerde z-waarde toegewezen krijgt. Vervolgens wordt voor elke factor het gemiddelde van de z-scores van de bijbehorende subfactoren genomen als score voor deze factor.

De factor winstgevendheid wordt gemeten door de verhouding brutowinst/activa, ROE, ROA, de verhouding cashflow/activa, brutowinstmarge en het deel van de omzet dat bestaat uit cash. De groeifactor wordt gemeten als de vijfjarige groei in de subfactoren van de factor winstgevendheid, op de laatste subfactor na. Vervolgens wordt de veiligheidsfactor bepaald door bedrijven met een lage bèta, lage schuldgraad, laag faillissementsrisico en een lage idiosyncratische volatiliteit. Ten

slotte wordt per aandeel de kwaliteitsscore bepaald door de z-scores van de factoren te combineren:  
 $\text{kwaliteit} = z(\text{winstgevendheid} + \text{groei} + \text{veiligheid})$ .

De QmJ-portfolio wordt opgesteld volgens het principe analoog aan de Fama-French factoren, waarbij gebruikt wordt gemaakt van een opsplitsing op basis van de marktkapitalisatie. De return van de QmJ-factor is op deze manier gelijk aan het verschil van de gemiddelde return van de *small* en *big* kwaliteitsportfolio en de gemiddelde return van de *small* en *big* portfolio junkportfolio. Om voordeel te kunnen halen uit de QmJ-factor, mag kwaliteit niet volledig verrekend zijn in de marktprijs. Asness, Frazzini en Pedersen tonen aan door middel van een dwarsdoorsnederegressie dat kwaliteit slechts voor 32% en 24% verrekend is in de marktprijs van aandelen voor respectievelijk de Amerikaanse en de globale aandelenmarkt. Hierdoor vertonen kwaliteitsvolle aandelen een hoge return gecorrigeerd voor risico.

De onderzoekers tonen aan via regressies op verschillende groepen aandelen gesorteerd volgens kwaliteitsscore dat de abnormale return (praktisch altijd) monotoon stijgt met stijgende kwaliteit, ook wanneer wordt gecontroleerd voor andere risicofactoren. Ook via de klassieke rendementsmodellen wordt bewezen dat een dollarneutrale portfolio die long gaat in kwaliteitsvolle aandelen en short in aandelen van lage kwaliteit significant positieve returns haalt.



## Empirisch onderzoek

### Beschrijving data

De risicofactoren gebruikt in dit onderzoek naar de invloed van familiebedrijven op aandelenreturns, zijn afkomstig van de data library van French (K. French, 2022), gekend van de Fama-French 3- en 5-factormodellen die reeds uitvoerig zijn besproken in voorgaande literatuurstudie. Meer bepaald is de dataset 'Fama/French European 5 factors' op maandelijkse basis gebruikt. De maandelijkse koers (gebruikt om de return te berekenen via het verschil van de log koerswaardes), marktkapitalisatie en eigen vermogen van de gebruikte aandelen in deze masterproef zijn afkomstig van de MSCI World Index en opgehaald via Thomson Reuters, gefilterd op Europese bedrijven waarbij financiële bedrijven geëlimineerd worden. Bedrijven in de financiële sector hebben veruit de hoogste leverage ratio en bijgevolg ook de hoogste debt/equity ratio, waarbij deze ratio's dubbel zo hoog zijn als voor de volgende sector met de op één na hoogste ratio's (CSIMarket (2022)). Als gevolg van deze hoge leverage ontstaat er voor bedrijven in de financiële sector een vertekend beeld wegens hun schijnbare nood aan cash in de vorm van schulden. Hierna worden bedrijven verwijderd indien er gedurende de periode van januari 2010 t.e.m. december 2020 voor meer dan 20% van de periode gegevens ontbreken over de koers, marktkapitalisatie of eigen vermogen. Na deze filtering blijven er van de 369 bedrijven nog 296 over, waarmee het onderzoek wordt uitgevoerd.

### Extra factoren

#### Familiefactor

Zoals reeds eerder vermeld in de literatuurstudie, is er in het verleden al meermaals aangetoond binnen verschillende aandelenmarkten dat aandelen van familiebedrijven minstens even goed presteren als deze van niet-familiebedrijven, en in veel gevallen zelfs beter. Er is dus een sterk vermoeden dat als een familiefactor wordt toegevoegd aan de rendementsmodellen, er meer van de portfolioprestatie kan verklaard worden en zodoende wordt een risicopremie geëist voor familiebedrijven. De onderverdeling van de bedrijven tussen familiebedrijven en niet-familiebedrijven is reeds gebeurd in Smits (2021) volgens de definitie opgesteld door de Expert Group. De auteur maakt gebruik van het reeds geleverde werk in vornoemd onderzoek. Volgens de Expert Group geldt onderstaande definitie voor een familiebedrijf, ongeacht de grootte hiervan:

- De meerderheid van de beslissingsrechten is in het bezit van de natuurlijke persoon of personen die het bedrijf heeft / hebben opgericht, of in bezit van de natuurlijke persoon of personen die een aandeel in het kapitaal van het bedrijf verworven heeft / hebben, of in het bezit van diens echtgenoten, ouders, kind of directe erfgenaam van de kinderen
- Zowel directe als indirecte beslissingsrechten worden meegeteld bij het bepalen van de meerderheid
- Minstens 1 vertegenwoordiger van de familie is formeel betrokken bij het bestuur van de onderneming
- In geval van een beursgenoteerd bedrijf voldoet het bedrijf aan de definitie van familiebedrijf als de persoon / personen die het bedrijf heeft / hebben opgericht of heeft / hebben

verkregen via aandelenkapitaal, of de familie hiervan of diens nabestaanden minstens 25% van de door hun aandelenkapitaal opgelegde beslissingsrechten bezit

Het opstellen van deze familiefactor gebeurt volgens een methode analoog aan deze van Fama & French (2014) voor de factoren van het Fama-French vijffactormodel. Vooreerst worden alle bedrijven jaar per jaar opgedeeld in twee even grote groepen op basis van hun marktkapitalisatie, met de mediaan als breakpoint. Vervolgens wordt binnen deze twee groepen opnieuw een opsplitsing gemaakt, deze keer tussen familiebedrijven en niet-familiebedrijven. Zo worden de 296 bedrijven elk jaar opnieuw opgedeeld in vier portfolio's: familiebedrijven met een hoge marktkapitalisatie (*big + family*), familiebedrijven met een lage marktkapitalisatie (*small + family*), niet-familiebedrijven met een hoge marktkapitalisatie (*big + non-family*) en niet-familiebedrijven met een lage marktkapitalisatie (*small + non-family*) zoals weergegeven in Tabel 1.

	Mediaan marktkapitalisatie	
Familiebedrijf	<i>small + family</i>	<i>big + family</i>
Niet-familiebedrijf	<i>small + non-family</i>	<i>big + non-family</i>

*Tabel 1*

Vervolgens wordt van elke portfolio de value weighted return berekend. Hierna wordt de gemiddelde return berekend van de twee familieportfolio's, alsook de gemiddelde return van de niet-familieportfolio's. Ten slotte wordt hiervan het verschil genomen, en dit leidt tot de familiefactor FAM (Tabel 2).

$R_F = \frac{R_{S,F} + R_{B,F}}{2}$	$FAM = R_F - R_{NF}$
$R_{NF} = \frac{R_{S,NF} + R_{B,NF}}{2}$	

*Tabel 2: opstellen familiefactor*

De mediaan als breakpoint is om te vermijden dat bedrijven met een zeer hoge marktkapitalisatie bij een value weighted return een te grote invloed uitoefenen vergeleken met bedrijven met een lage marktkapitalisatie. Door te eerst te splitsen op marktkapitalisatie, worden aandelen van bedrijven met een lage marktkapitalisatie niet weggedrongen door deze met een hoge marktkapitalisatie.

De keuze voor een value weighted return en niet een equal weighted return wordt verantwoord door Plyakha, Uppal, & Vilkov (2014). Zij stellen dat een equal weighted portfolio bestaande uit 100 aandelen van de S&P 500 index een hogere return alsook een hogere vierfactor alfa heeft dan diezelfde portfolio value weighted. Als verklaring hiervoor geven zij dat de hogere return het gevolg is van de grotere exposure aan de waardefactor, groottefactor en marktfactor. De hogere alfa zou niet het gevolg zijn van de initiële keuze van de gewichten, maar wel van het het maandelijks terug

in evenwicht brengen 'rebalancing' van de equal weighted portfolio om de gelijke gewichten te behouden wat een tegenstrijdige strategie is waarbij gebruik wordt gemaakt van de tijdsreeks- en dwarsdoorsnede-eigenschappen van aandelenreturns. Bij deze strategie worden aandelen verkocht die goed gepresteerd hebben en aandelen verkocht die gedaald zijn in waarde. Zelfs wanneer men de transactiekosten hiervan in rekening neemt, blijft zowel de gemiddelde return als vierfactor alfa significant hoger voor de equal weighted portfolio. Plyakha, Uppal en Vilkov concluderen dat een equal weighted portfolio enkel behouden kan worden door een actieve tradingstrategie die enkel kan uitgevoerd worden door een kleine groep van investeerders. Bijgevolg stellen zij het testen van rendementsmodellen met equal weighted portfolio's in vraag. Als robustness check voeren zij dit onderzoek meerdere keren uit met telkens een ander aantal aandelen per portfolio en bekomen steeds dezelfde conclusie.

### Idiosyncratisch risico

In de analyse wordt ook telkens de variantie van de residuals uit de first-pass regressions toegevoegd als risicofactor in de de second-pass regressions. Dit stelt het idiosyncratische risico voor<sup>8</sup>. Volgens klassieke rendementsmodellen kan idiosyncratisch risico weg worden gediversifieerd en volgens deze theorie zou er dus geen risicopremie zijn voor dit risico.

### Beschrijvende statistiek

#### Onderverdeling in groepen

Tabel 3 geeft voor elk jaar weer hoe de verdeling gebeurt van de bedrijven tussen de vier groepen uit Tabel 1. Een bedrijf blijft gedurende de volledige periode in ofwel in de groep familiebedrijven, ofwel in de groep niet-familiebedrijven.

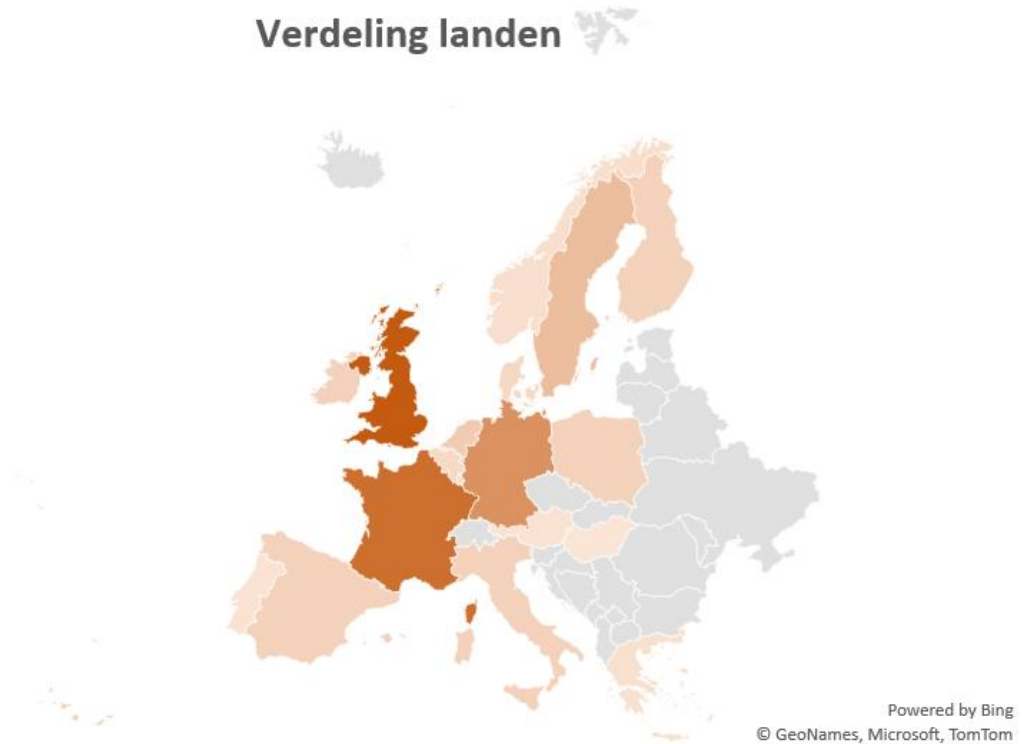
Jaar	Aantal bedrijven					
	Small family	Small non-family	Big family	Big non-family	Family	Non-family
2010	46	102	39	109	85	211
2011	44	104	41	107	85	211
2012	41	107	44	104	85	211
2013	42	106	43	105	85	211
2014	39	109	46	102	85	211
2015	39	109	46	102	85	211
2016	37	111	48	100	85	211
2017	37	111	48	100	85	211
2018	39	109	46	102	85	211
2019	41	107	44	104	85	211
2020	41	107	44	104	85	211

Tabel 3: verdeling bedrijven

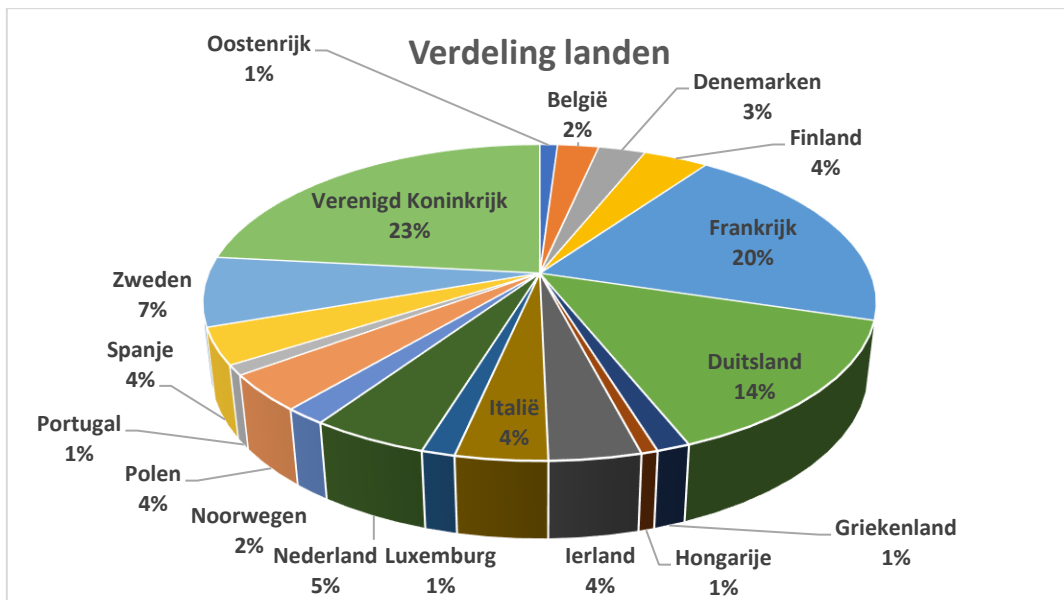
<sup>8</sup> Er is door de auteur van deze paper gecontroleerd dat de residual gelijk is aan het verschil van de echte waarde en de voorspelde waarde.



In Figuur 7 is de onderverdeling van de 296 bedrijven tussen de verschillende landen in kaart gebracht. De verhoudingen hiervan zijn terug te vinden in Figuur 8. Het Verenigd Koninkrijk, Frankrijk en Duitsland vertegenwoordigen samen 57% van de sample data.



*Figuur 7*



*Figuur 8*

## Normaliteit

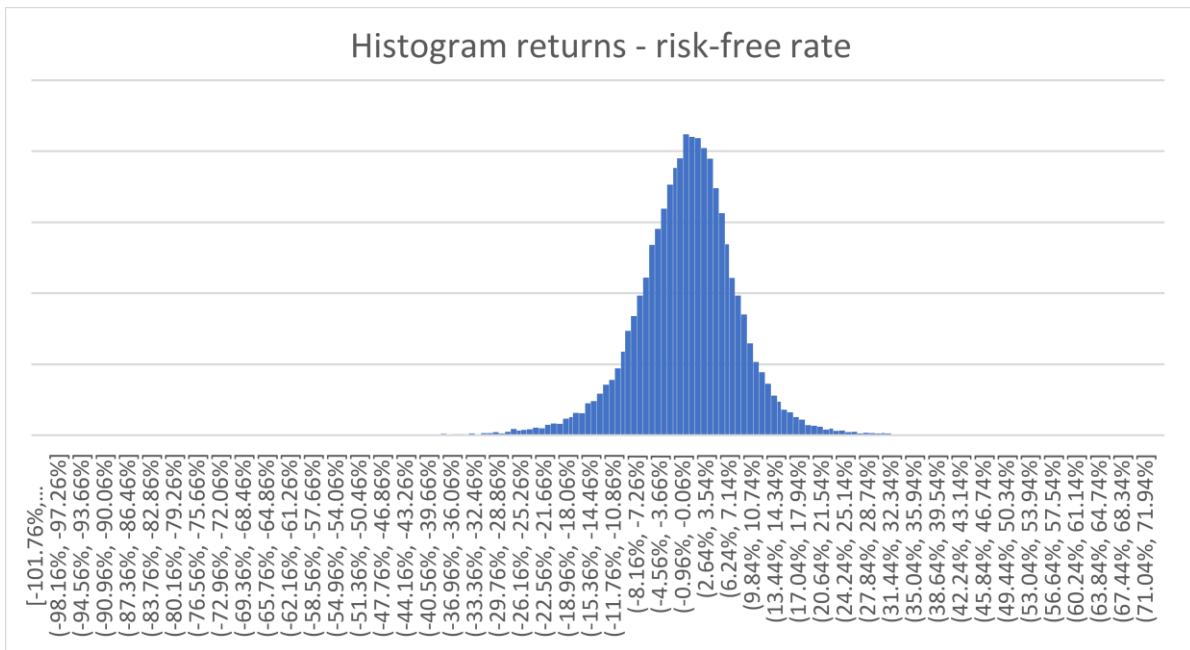
Tabel 4 geeft de beschrijvende statistieken weer van de returns van alle bedrijven van elke periode in de sample, waarvan de bijbehorende risicovrije rentevoet is afgetrokken. De verdeling hiervan heeft een licht negatieve scheefheid (-0.67), wat betekent dat er meer extreme negatieve uitschieters zijn dan verwacht van een normaalverdeling. Dit is in lijn met de literatuur. Ook de waarde van de kurtosis (7.44) bevestigt de consensus in de literatuur. Deze extreem hoge waarde duidt op leptokurtosis, waarbij de verdeling een hoge piek en dikke staarten heeft wat wordt veroorzaakt door veel uitschieters die vaker voorkomen dan verwacht bij een normaalverdeling.

Mean	0.004139
Standard Error	0.000431
Median	0.007884
Standard Deviation	0.085174
Sample Variance	0.007255
Kurtosis	7.440359
Skewness	-0.66523
Range	1.755579
Minimum	-101.76%
Maximum	73.80%

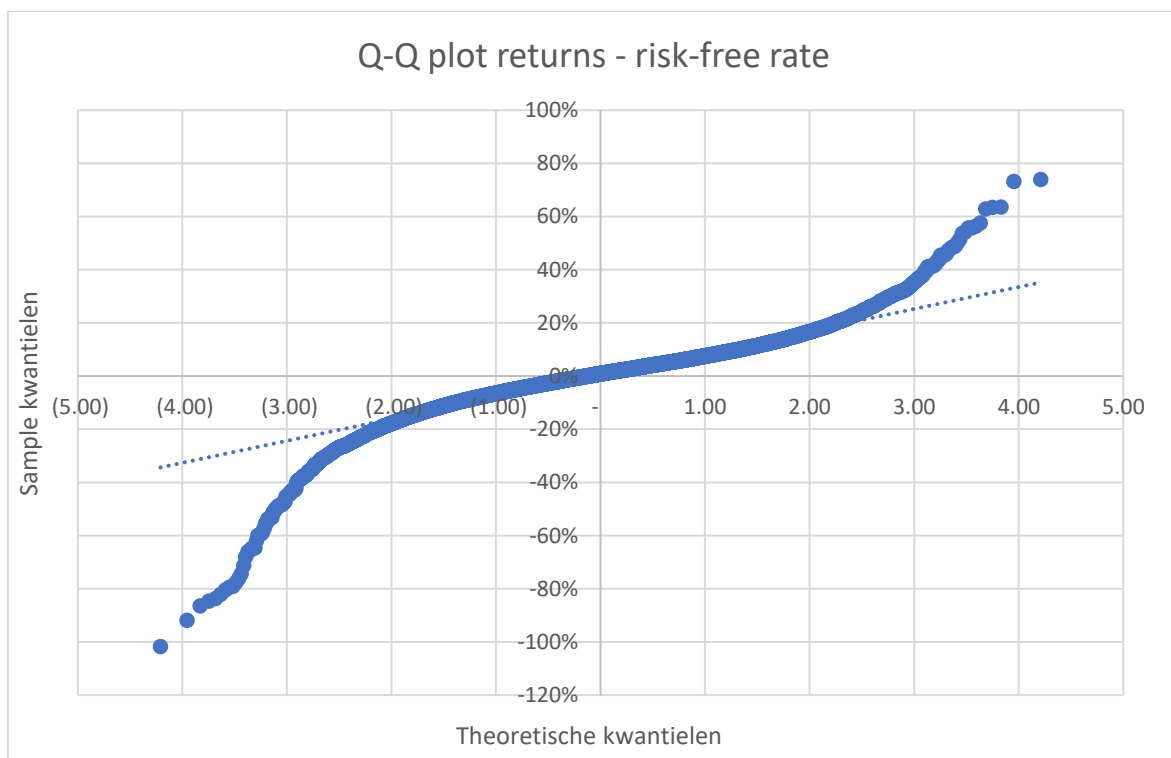
*Tabel 4*

Een grafische manier om de verdeling van de sample data te controleren is via een histogram. Data is normaal verdeeld wanneer een histogram de vorm heeft van een Gausscurve. Uit Figuur 9 lijkt initieel dat de verdeling bij benadering normaal verdeeld is, echter zijn er veel extreme uitschieters die niet duidelijk zichtbaar zijn op deze grafiek.

Een andere manier om grafisch te controleren voor normaliteit is de Q-Q plot (Figuur 10). Hierbij worden de kwantielen van de gebruikte data geplot tegen de verwachte kwantielen van een normaalverdeling (diagonale stippellijn). De Q-Q plot toont in tegenstelling tot het histogram wel duidelijk aan dat er veel extreme uitschieters die niet de normaalverdeling volgen. Dit bevestigt de hoge waarde voor kurtosis uit Tabel 4.



Figuur 9: histogram



Figuur 10: Q-Q plot

Vervolgens worden enkele statistische testen voor normaliteit uitgevoerd. De *Shapiro-Wilk test* wordt niet gebruikt omdat de sample size te groot is ( $> 2000$ ) wat leidt tot onbetrouwbare resultaten (Mohd Razali & Yap, 2011). In plaats hiervan wordt aangeraden om de *Jarque-Bera test* uit te voeren. Deze

test verwerpt de nulhypothese van een normaalverdeling en geeft als p-waarde 0.0. Ook de *Omnibus K<sup>2</sup> test* verwerpt de nulhypothese van een normaalverdeling, en dit op een significantieniveau < 0.001. Er kan dus besloten worden dat de sample data niet normaal verdeeld is. Een belangrijke opmerking hierbij is dat als de sample size groot wordt, statistische testen bij een kleine afwijking zeer snel de nulhypothese van een normaalverdeling verwerpen.

### Bespreking factoren

Tabel 5 rapporteert de descriptieve statistieken van de verscheidene risicofactoren die gebruikt worden in de first-pass regressions van de analyses gedurende de 132 maanden van januari 2010 tot en met december 2020. Hier valt op dat de marktfactor Mkt-RF, de groottefactor SMB, de winstgevendheidfactor RMW, de momentumfactor WML en de familiefactor FAM allen gemiddeld positief zijn. De waardefactor HML en de factor voor investeringsgedrag CMA zijn daarentegen gemiddeld negatief.

	<i>Mkt-RF</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>RMW</i>	<i>CMA</i>	<i>WML</i>	<i>FAM</i>
Mean	0.62%	0.25%	-0.39%	0.39%	-0.20%	0.96%	<b>0.49%</b>
Standard Error	0.44%	0.15%	0.23%	0.14%	0.11%	0.29%	<b>0.22%</b>
Median	0.59%	0.21%	-0.54%	0.56%	-0.19%	0.97%	<b>0.63%</b>
Standard Deviation	5.11%	1.71%	2.66%	1.57%	1.28%	3.29%	<b>2.57%</b>
Sample Variance	0.26%	0.03%	0.07%	0.02%	0.02%	0.11%	<b>0.07%</b>
Kurtosis	0.85	0.55	3.30	-0.20	0.71	8.90	<b>0.72</b>
Skewness	-0.21	0.03	0.30	-0.38	-0.32	-1.43	<b>-0.41</b>
Range	32.06%	9.79%	22.06%	7.37%	7.35%	27.33%	<b>14.64%</b>
Minimum	-15.44%	-5.07%	-11.30%	-3.85%	-4.39%	-18.39%	<b>-8.76%</b>
Maximum	16.62%	4.72%	10.76%	3.52%	2.96%	8.94%	<b>5.88%</b>
Count	132	132	132	132	132	132	<b>132</b>

*Tabel 5: descriptieve statistieken van de risicofactoren*

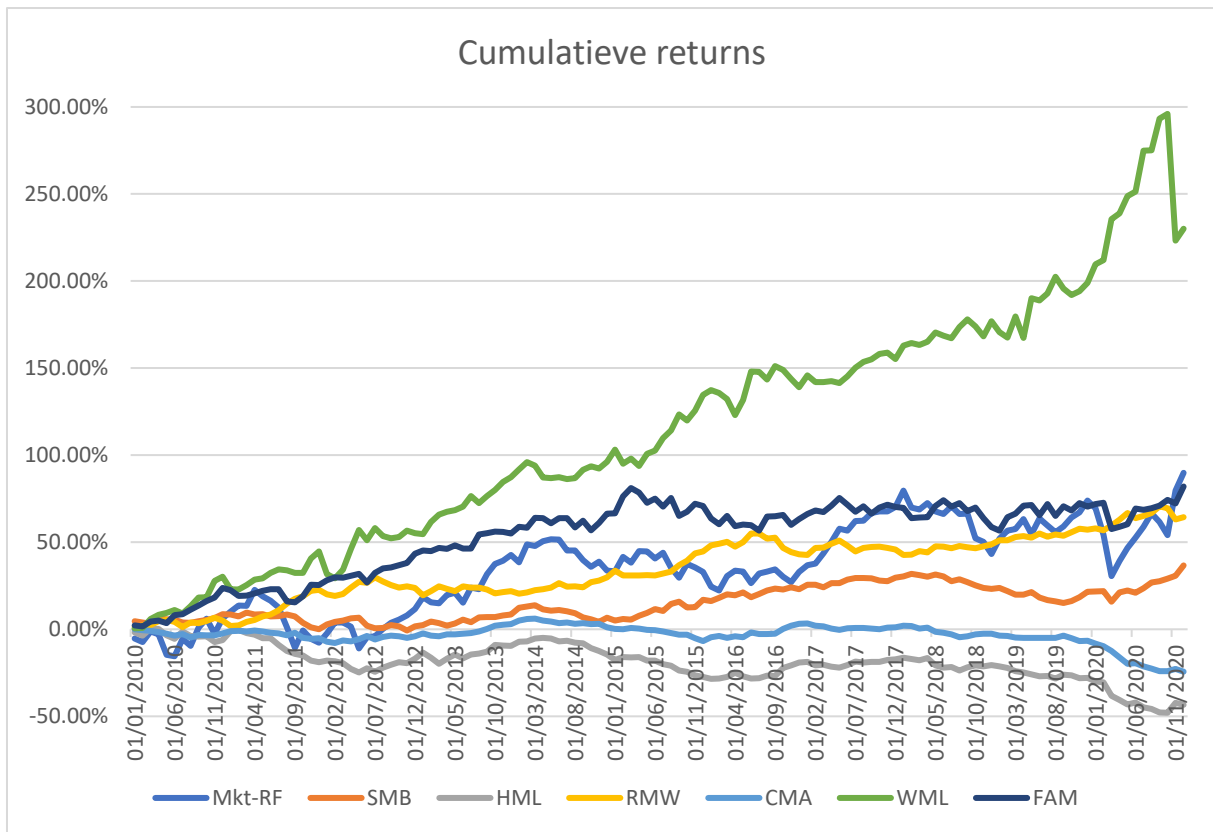
Tabel 6 geeft de correlatiematrix weer van de factoren gebruikt voor de first-pass regression, inclusief de bijbehorende VIF-waardes. HML heeft met de andere factoren een vrij hoge correlatie, wat wordt weergegeven door een bijbehorende VIF-waarde (net) hoger dan 5. Dit duidt op mogelijke multicollineariteit. Dit betekent dat de gemiddelde return van HML grotendeels kan worden verklaard door de andere factoren in het model. Ook in Fama & French (2014) wordt besproken dat HML een overbodige factor is. Bij een regressie met HML als afhankelijke variabele en Mkt-RF, SMB, RMW, CMA, WML en FAM als onafhankelijke variabelen is de intercept niet significant verschillend van 0 en  $R^2 = 0.818$  ( $R^2$ -adjusted = 0.809)<sup>9</sup>. Deze waarden bevestigen dat de verklarende variabelen zeer goed HML verklaren. Toch wordt besloten om HML te behouden in het model omdat meerdere bronnen pas spreken van multicollineariteit bij een VIF-waarde van 10 (O'brien, 2007) en omdat beleggingsfondsbeheerders alsnog abnormale returns kunnen behalen door te focussen op deze factor.

<sup>9</sup> Voor de andere regressies is ofwel de intercept significant verschillend van 0, ofwel  $R^2$  laag. Resultaten zijn opvraagbaar bij de auteur.

	<i>Mkt-RF</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>RMW</i>	<i>CMA</i>	<i>WML</i>	<i>FAM</i>	<i>VIF</i>
Mkt-RF	1							1.6539
SMB	0.049	1						1.08376
HML	0.515	0.023	1					5.50082
RMW	-0.400	-0.033	-0.794	1				2.711
CMA	0.061	-0.141	0.629	-0.487	1			2.20688
WML	-0.422	-0.023	-0.590	0.473	-0.191	1		1.70693
FAM	0.215	0.214	0.113	-0.085	-0.075	-0.022	1	1.12153

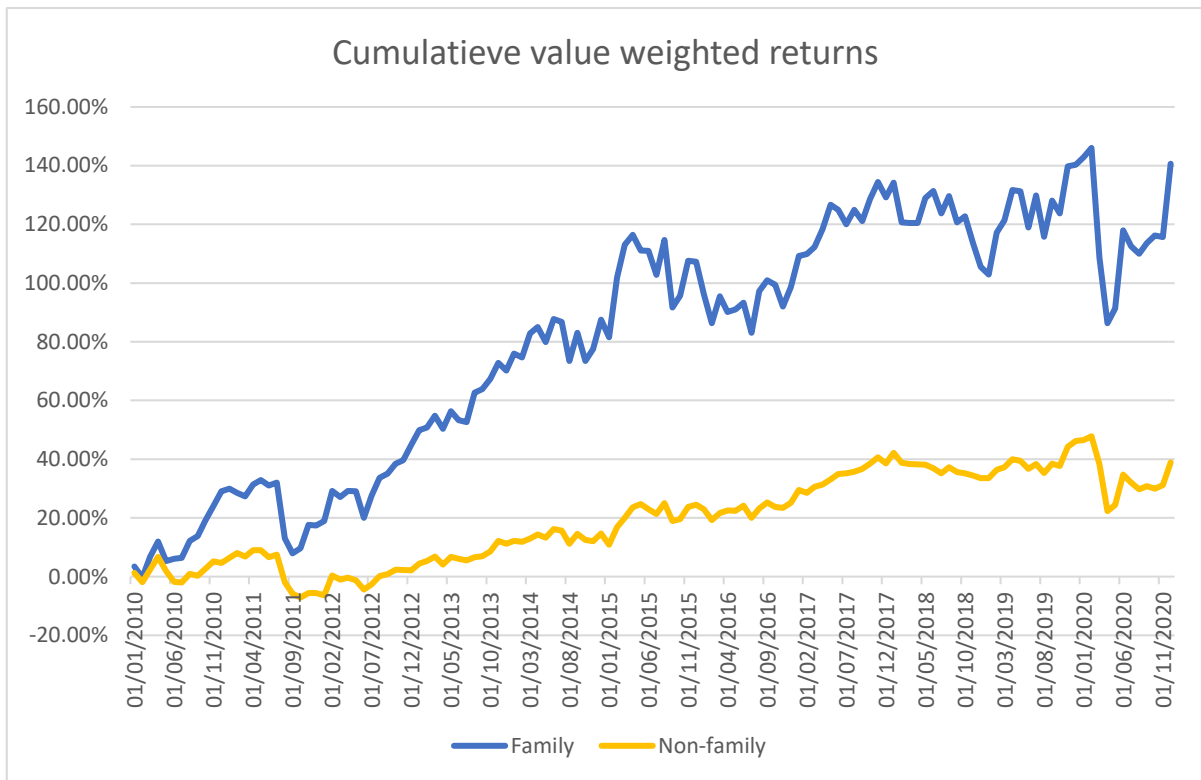
*Tabel 6: correlatiematrix first-pass regression*

Figuur 11 geeft de cumulatieve log returns weer van de risicofactoren afkomstig van de data library van French alsook de familiefactor die gebruikt worden in de first-pass regressions, over de periode van januari 2010 tot en met december 2020. Hier valt op dat *WML* veruit de hoogste cumulatieve return (230.06%) heeft van alle factoren. Dit betekent dat de beste keuze voor een investeerder aan de start van 2010 was om te investeren in aandelen die de afgelopen periode zeer goed gepresteerd hadden en short te gaan in aandelen die slecht gepresteerd hebben en deze strategie aan te houden. Ook de marktfactor en de familiefactor hebben een duidelijk positieve cumulatieve return over deze periode. De onzekerheid bij de start van de coronacrisis deed de beurzen stevig zakken, wat de zien is in de grafiek bij de scherpe daling voor Mkt-RF rond deze periode. Echter volgde al snel hierna een sterke correctie.



Figuur 11

Figuur 12 geeft de cumulatieve value weighted returns (zie Tabel 2) weer van de familiebedrijven en de niet-familiebedrijven. Uit deze figuur blijkt dat aandelen van familiebedrijven veel beter presteren gedurende de periode januari 2010 tot en met december 2020 dan niet-familiebedrijven. Opmerkelijk is dat familiebedrijven een hardere daling in aandelenreturn hebben gekend dan niet-familiebedrijven bij de uitbraak van de coronacrisis. Hierna volgde bij beide groepen relatief snel een correctie.



Figuur 12

## Onderzoeksmodellen

De validiteit van de verschillende rendementsmodellen wordt onderzocht door nulhypotheses te testen. Per unieke factor die wordt toegevoegd, wordt er slechts 1 nulhypothese opgesteld. Nulhypotheses voor factoren die reeds aan bod zijn gekomen in voorgaande rendementsmodellen, worden niet herhaald.

## CAPM

De vergelijking van de standaard first-pass regression van het CAPM is de volgende:

$$ER_i = R_f + \beta_i * (ER_m - R_f)$$

Uit deze vergelijking wordt de geschatte bètaparameter als regressor opgenomen in de second-pass regression (Vergelijking (18)).

$$\bar{R}_i - \bar{R}_F = \gamma_0 + \gamma_1 * \hat{\beta}_i + u_i \quad (18)$$

Hypothese A:  $H_0: \gamma_0 = 0, H_1: \gamma_0 \neq 0$

Deze nulhypothese stelt dat de intercept in rendementsmodellen gelijk is aan 0.

In de volgende hypothese wordt gekeken naar wat jaarlijks de gemiddelde marktpremie is geweest voor Europa in het afgelopen decennium. Uit jaarlijkse onderzoeken is gebleken dat gedurende deze periode de marktpremie in Europa gemiddeld gelijk is aan 6% (Fernandez, Aguirreamalloa, & Avendaño, 2011, 2013; Fernández, Aguirreamalloa, & Linares, 2013; Fernández, Apellániz, & Acín, 2020; Fernandez & Baonza, 2010; Fernandez, Linares, & Accn, 2014; Fernández, Martinez, & Acín, 2019; Fernandez, Ortiz, & Fernández Acín, 2017; Fernandez, Pershin, & Accn, 2017, 2018; Fernandez, Pizarro, & Accn, 2015). Op maandbasis is een marktpremie van 6% gelijk aan  $\sqrt[12]{1.06} - 1 = 0.4868\%$ .

Hypothese B:  $H_0: \gamma_1 = 0.4868\%, H_1: \gamma_1 \neq 0.4868\%$ .

In een tweede analyse wordt tevens de familiefactor toegevoegd in de first-pass regression en in de second-pass regression het idiosyncratisch risico (Vergelijking (19)).

$$\bar{R}_i - \bar{R}_F = \gamma_0 + \gamma_1 * \hat{\beta}_i + \gamma_{12} * \widehat{FAM}_i + \gamma_{13} * \hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2 + u_i \quad (19)$$

Hypothese C:  $H_0: \gamma_{12} = 0, H_1: \gamma_{12} \neq 0$

Deze nulhypothese stelt dat een portfolio bestaande uit familiebedrijven en een portfolio bestaande uit niet-familiebedrijven geen significant verschil in return hebben.

Hypothese D:  $H_0: \gamma_{13} = 0, H_1: \gamma_{13} \neq 0$

Deze nulhypothese stelt dat er geen beloning is voor idiosyncratisch risico.

#### Fama-French driefactormodel

De vergelijking van de standaard first-pass regression van het Fama-French driefactormodel is de volgende:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + b_i * (R_{mt} - R_{ft}) + s_i * SMB_t + h_i * HML_t + \varepsilon_{it}$$

Uit deze vergelijking worden de geschatte parameters als regressor opgenomen in de second-pass regression (Vergelijking (20)).



$$\bar{R}_i - \bar{R}_F = \gamma_0 + \gamma_1 * \hat{b}_i + \gamma_2 * \widehat{SMB}_i + \gamma_3 * \widehat{HML}_i + u_i \quad (20)$$

Hypothese E:  $H_0: \gamma_2 = 0, H_1: \gamma_2 \neq 0$

Deze nulhypothese stelt dat investeren in de SMB-factor geen extra return oplevert.

Hypothese F:  $H_0: \gamma_3 = 0, H_1: \gamma_3 \neq 0$

Deze nulhypothese stelt dat investeren in de HML-factor geen extra return oplevert.

In een tweede analyse wordt tevens de familiefactor toegevoegd in de first-pass regression en in de second-pass regression de interactietermen met de familiedummyvariabele alsook het idiosyncratisch risico (Vergelijking (21)).

$$\bar{R}_i - \bar{R}_F = \gamma_0 + \gamma_1 * \hat{b}_i + \gamma_2 * \widehat{SMB}_i + \gamma_3 * \widehat{HML}_i + \gamma_7 * \widehat{SMB}_i * D_F + \gamma_8 * \widehat{HML}_i * D_F + \gamma_{12} * \widehat{FAM}_i + \gamma_{13} * \hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2 + u_i \quad (21)$$

Hypothese G:  $H_0: \gamma_7 = 0, H_1: \gamma_7 \neq 0$

Deze nulhypothese stelt dat er geen versterkend effect bestaat tussen de groottefactor SMB en de familiedummyvariabele  $D_F$ .

Hypothese H:  $H_0: \gamma_8 = 0, H_1: \gamma_8 \neq 0$

Deze nulhypothese stelt dat er geen versterkend effect bestaat tussen de waardefactor HML en de familiedummyvariabele  $D_F$ .

### Carhart vierfactormodel

De vergelijking van de standaard first-pass regression van het Carhart vierfactormodel is de volgende:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + b_i * (R_{mt} - R_{ft}) + s_i * SMB_t + h_i * HML_t + w_i * WML_t + \varepsilon_{it}$$

Uit deze vergelijking worden de geschatte parameters als regressor opgenomen in de second-pass regression (Vergelijking (22)).

$$\bar{R}_i - \bar{R}_F = \gamma_0 + \gamma_1 * \hat{b}_i + \gamma_2 * \widehat{SMB}_i + \gamma_3 * \widehat{HML}_i + \gamma_6 * \widehat{WML}_i + u_i \quad (22)$$

Hypothese I:  $H_0: \gamma_6 = 0, H_1: \gamma_6 \neq 0$

Deze nulhypothese stelt dat investeren in de WML-factor geen extra return oplevert.

In een tweede analyse wordt tevens de familiefactor toegevoegd in de first-pass regression en in de second-pass regression de interactietermen met de familiedummyvariabele alsook het idiosyncratisch risico (Vergelijking (23)).

$$\begin{aligned} \bar{R}_i - \bar{R}_F = \gamma_0 + \gamma_1 * \hat{b}_i + \gamma_2 * \widehat{SMB}_i + \gamma_3 * \widehat{HML}_i + \gamma_6 * \widehat{WML}_i + \gamma_7 * \widehat{SMB}_i * D_F + \gamma_8 * \widehat{HML}_i * D_F + \gamma_{11} \\ * \widehat{WML}_i * D_F + \gamma_{12} * \widehat{FAM}_i + \gamma_{13} * \hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2 + u_i \end{aligned} \quad (23)$$

Hypothese J:  $H_0: \gamma_{11} = 0$ ,  $H_1: \gamma_{11} \neq 0$

Deze nulhypothese stelt dat er geen versterkend effect bestaat tussen de momentumfactor WML en de familiedummyvariabele  $D_F$ .

### Fama-French vijffactormodel

De vergelijking van de standaard first-pass regression van het Fama-French vijffactormodel is de volgende:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + b_i * (R_{mt} - R_{ft}) + s_i * SMB_t + h_i * HML_t + r_i * RMW_t + c_i * CMA_t + \varepsilon_{it}$$

Uit deze vergelijking worden de geschatte parameters als regressor opgenomen in de second-pass regression (Vergelijking (24)).

$$\bar{R}_i - \bar{R}_F = \gamma_0 + \gamma_1 * \hat{b}_i + \gamma_2 * \widehat{SMB}_i + \gamma_3 * \widehat{HML}_i + \gamma_4 * \widehat{RMW}_i + \gamma_5 * \widehat{CMA}_i + u_i \quad (24)$$

Hypothese K:  $H_0: \gamma_4 = 0$ ,  $H_1: \gamma_4 \neq 0$

Deze nulhypothese stelt dat investeren in de RMW-factor geen extra return oplevert.

Hypothese L:  $H_0: \gamma_5 = 0$ ,  $H_1: \gamma_5 \neq 0$

Deze nulhypothese stelt dat investeren in de CMA-factor geen extra return oplevert.

In een tweede analyse wordt tevens de familiefactor toegevoegd in de first-pass regression en in de second-pass regression de interactietermen met de familiedummyvariabele alsook het idiosyncratisch risico (Vergelijking (25)).

$$\begin{aligned} \bar{R}_i - \bar{R}_F = \gamma_0 + \gamma_1 * \hat{b}_i + \gamma_2 * \widehat{SMB}_i + \gamma_3 * \widehat{HML}_i + \gamma_4 * \widehat{RMW}_i + \gamma_5 * \widehat{CMA}_i + \gamma_7 * \widehat{SMB}_i * D_F + \gamma_8 \\ * \widehat{HML}_i * D_F + \gamma_9 * \widehat{RMW}_i * D_F + \gamma_{10} * \widehat{CMA}_i * D_F + \gamma_{12} * \widehat{FAM}_i + \gamma_{13} * \hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2 + u_i \end{aligned} \quad (25)$$

Hypothese M:  $H_0: \gamma_9 = 0, H_1: \gamma_9 \neq 0$

Deze nulhypothese stelt dat er geen versterkend effect bestaat tussen de winstgevendheidfactor RMW en de familiedummyvariabele  $D_F$ .

Hypothese N:  $H_0: \gamma_{10} = 0, H_1: \gamma_{10} \neq 0$

Deze nulhypothese stelt dat er geen versterkend effect bestaat tussen de factor CMA en de familiedummyvariabele  $D_F$ .

### Zesfactormodel

De vergelijking van de standaard first-pass regression van het Fama-French vijf factormodel, aangevuld met de momentumfactor van Carhart is de volgende:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + b_i * (R_{mt} - R_{ft}) + s_i * SMB_t + h_i * HML_t + r_i * RMW_t + c_i * CMA_t + w_i * WML_t + \varepsilon_{it}$$

Uit deze vergelijking worden de geschatte parameters als regressor opgenomen in de second-pass regression (Vergelijking (26)).

$$\bar{R}_i - \bar{R}_F = \gamma_0 + \gamma_1 * \hat{b}_i + \gamma_2 * \widehat{SMB}_i + \gamma_3 * \widehat{HML}_i + \gamma_4 * \widehat{RMW}_i + \gamma_5 * \widehat{CMA}_i + \gamma_6 * \widehat{WML}_i + u_i \quad (26)$$

(alle nulhypotheses zijn reeds vermeld in de andere rendementsmodellen)

In een tweede analyse wordt tevens de familiefactor toegevoegd in de first-pass regression en in de second-pass regression de interactietermen met de familiedummyvariabele alsook het idiosyncratisch risico (Vergelijking (27)).

$$\begin{aligned} \bar{R}_i - \bar{R}_F = & \gamma_0 + \gamma_1 * \hat{b}_i + \gamma_2 * \widehat{SMB}_i + \gamma_3 * \widehat{HML}_i + \gamma_4 * \widehat{RMW}_i + \gamma_5 * \widehat{CMA}_i + \gamma_6 * \widehat{WML}_i + \gamma_7 * \widehat{SMB}_i \\ & * D_F + \gamma_8 * \widehat{HML}_i * D_F + \gamma_9 * \widehat{RMW}_i * D_F + \gamma_{10} * \widehat{CMA}_i * D_F + \gamma_{11} * \widehat{WML}_i * D_F \\ & + \gamma_{12} * \widehat{FAM}_i + \gamma_{13} * \hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2 + u_i \end{aligned} \quad (27)$$

(alle nulhypotheses zijn reeds vermeld in de andere rendementsmodellen)

### Resultaten

De onderzoeken in deze masterproef zijn uitgevoerd met Python in Spyder. Indien gewenst, kan de gebruikte code verkregen worden bij auteur.

## Second-pass regressions

De resultaten van de second-pass regression zijn terug te vinden in Tabel 7. Het 1% significantieniveau wordt voorgesteld door een **vetgedrukte** coëfficiënt, het 5% significantieniveau door een *schuingedrukte* coëfficiënt en het 10% significantieniveau wordt voorgesteld door een onderlijnde coëfficiënt.

	Intercept	Mkt-RF	SMB	HML	RMW	CMA	WML	SMB*Df	HML*Df	RMW*Df	CMA*Df	WML*Df	FAM	$\sigma^2$	R <sup>2</sup> -adj	
Coëff	<b>0.0079</b>	<b>-0.0151</b>													0.112	
t-waarde	10.919	-6.177														
Coëff	<b>0.0066</b>	<b>-0.0146</b>											<b>0.002</b>	<b>-0.6869</b>	0.268	
t-waarde	6.536	-5.601											2.903	-7.26		
Coëff	<b>0.0084</b>	<b>-0.0128</b>	0.0002	<b>-0.0075</b>											0.134	
t-waarde	11.086	-4.645	0.26	-5.767												
Coëff	<b>0.0068</b>	<b>-0.0133</b>	0.0004	<b>-0.0076</b>				-0.0018	0.0028				<b>0.0022</b>	<b>-0.6151</b>	0.280	
t-waarde	6.538	-4.988	0.343	-5.195				-0.981	1.452				2.996	-6.155		
Coëff	<b>0.0088</b>	<b>-0.013</b>	0.0008	<b>-0.0073</b>			<u>0.0037</u>								0.137	
t-waarde	10.833	-4.715	0.784	-5.533			2.027									
Coëff	<b>0.0068</b>	<b>-0.0139</b>	0.0007	<b>-0.0076</b>			<u>0.0039</u>	-0.0021	0.0024				-9.3E-05	<b>0.0023</b>	<b>-0.5735</b>	0.280
t-waarde	6.566	-5.098	0.650	-5.066			1.896	-1.108	1.075				-0.026	3.137	-5.436	
Coëff	<b>0.0082</b>	<b>-0.0122</b>	0.0003	<b>-0.0073</b>	<u>0.0019</u>	<b>-0.0029</b>									0.157	
t-waarde	10.736	-4.468	0.391	-5.633	2.327	-3.84										
Coëff	<b>0.0064</b>	<b>-0.013</b>	0.0006	<b>-0.0072</b>	<u>0.0023</u>	<b>-0.0029</b>		-0.002	0.0022	0.0011	<u>0.0021</u>			<b>0.0023</b>	<b>-0.5749</b>	0.284
t-waarde	5.868	-4.784	0.539	-4.881	2.373	-3.456		-1.131	1.06	0.708	1.707			3.014	-5.482	
Coëff	<b>0.0086</b>	<b>-0.0123</b>	0.0007	<b>-0.0072</b>	<u>0.0018</u>	<b>-0.0028</b>	<u>0.0036</u>								0.157	
t-waarde	9.997	-4.499	0.701	-5.5	2.177	-3.631	1.961									
Coëff	<b>0.0065</b>	<b>-0.0133</b>	0.0008	<b>-0.0073</b>	<u>0.0023</u>	<b>-0.0028</b>	<u>0.0038</u>	-0.0022	0.0021	0.0011	0.002	-5.1E-05	<b>0.0024</b>	<b>-0.5533</b>	0.281	
t-waarde	5.892	-4.826	0.706	-4.815	2.346	-3.323	1.874	-1.15	0.942	0.665	1.511	-0.014	3.028	-5.064		

Tabel 7

Uit Tabel 7 blijkt dat in alle rendementsmodellen, met én zonder familie-invloed, de abnormale return (intercept alfa) significant verschilt van 0 in positieve zin op een 1% significantieniveau. Het valt op dat als de familiefactor (en de interactietermen met familiedummyvariabele) worden toegevoegd, de abnormale return daalt met 0.13% tot 0.21% per maand afhankelijk van het rendementsmodel. Dit is terug te zien in de familiefactor die in alle modellen significant verschilt van 0 in positieve zin op een 1% significantieniveau. In alle modellen zorgen familiebedrijven voor een maandelijks extra rendement van 0.20% tot 0.24%. Op jaarbasis is dit een extra rendement van 2.4% tot 2.88%.

De marktfactor Mkt-RF is significant negatief op een 1% significantieniveau, wat een dalende helling met zich meebrengt. Bijgevolg is er een negatieve risicopremie voor het dragen van systematisch risico. Dit is in tegenstelling met de verwachtingen van de klassieke rendementsmodellen waarbij wordt aangenomen dat investeerders worden beloond voor het nemen van marktrisico. Ook Figuur 11 geeft over het algemeen een positieve relatie tussen de marktfactor en de gemiddelde return. Deze relatie is echter zeer volatiel, met veel ups en downs waarbij er ook frequent een negatieve relatie is. Een mogelijke verklaring hiervoor wordt aangehaald in Frazzini & Pedersen (2014), namelijk de te hoge prijzen van aandelen met een hoge marktβ wat resulteert in een lagere return.

De groottefactor SMB heeft in geen enkel rendementsmodel een significante betekenis. Marktkapitalisatie van een bedrijf speelt bijgevolg geen significante rol in het bepalen van aandelenreturns. HML en CMA daarentegen zijn in alle rendementsmodellen significant op een 1% significantieniveau. De waardefactor HML heeft een negatief teken, wat betekent dat waarde-aandelen slecht renderen en groeiaandelen goed renderen. Bijgevolg resulteert een short positie in waarde-aandelen gecombineerd met een long positie in groeiaandelen in een hoog rendement. Ook de factor CMA die investeringsgedrag representeert is voor alle rendementsmodellen significant negatief. Bijgevolg resulteert een long positie in bedrijven met agressief investeringsgedrag en een short positie in bedrijven met conservatief investeringsgedrag in een hogere return. De winstgevendheidfactor RMW is op zijn beurt significant op een 5% significantieniveau in positieve zin. Een long positie in bedrijven met een robuuste winstgevendheid en een short positie in bedrijven met een zwakke winstgevendheid leidt tot een hogere return. De momentumfactor WML is positief en schommelt in alle rendementsmodellen rond een significantieniveau van 5%. Dit betekent dat een investeerder een long positie dient aan te nemen in aandelen die het afgelopen jaar goed presteerden, en een short positie in aandelen die het afgelopen jaar slecht presteerden.

De interactietermen zijn in geen van alle rendementsmodellen op een 10% significantieniveau verschillend van 0, op de interactieterm met CMA in het Fama-French vijffactormodel na welke significant is op een 10% significantieniveau. Dit betekent dat familiebedrijven niet significant verschillend scoren op de andere factoren vergeleken met niet-familiebedrijven. Grafisch betekent dit dat de helling van de factoren in de interactieterm niet wijzigt wanneer een bedrijf al dan niet een familiebedrijf is. Een interpretatie voor de interactieterm met CMA in het Fama-French vijffactormodel is de volgende. Op een 10% significantieniveau is de factor CMA 0.21% hoger voor familiebedrijven dan voor niet-familiebedrijven. Voor niet-familiebedrijven is de factor CMA gelijk aan -0.29%, wat betekent dat het verkrijgen van een extra return als gevolg van een agressief investeringskarakter

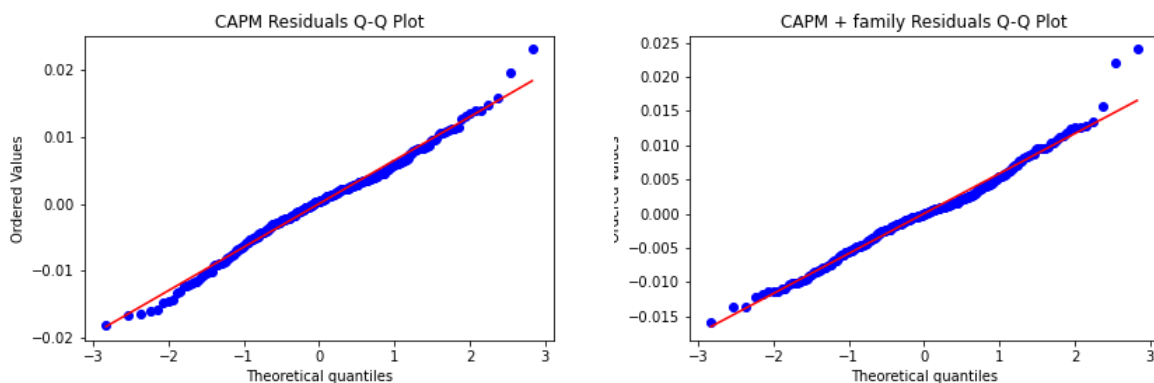
veel minder sterk aanwezig is bij familiebedrijven. Grafisch betekent dit dat de slope van CMA minder steil is voor familiebedrijven dan niet-familiebedrijven. De intercepts daarentegen zijn wel gelijk.

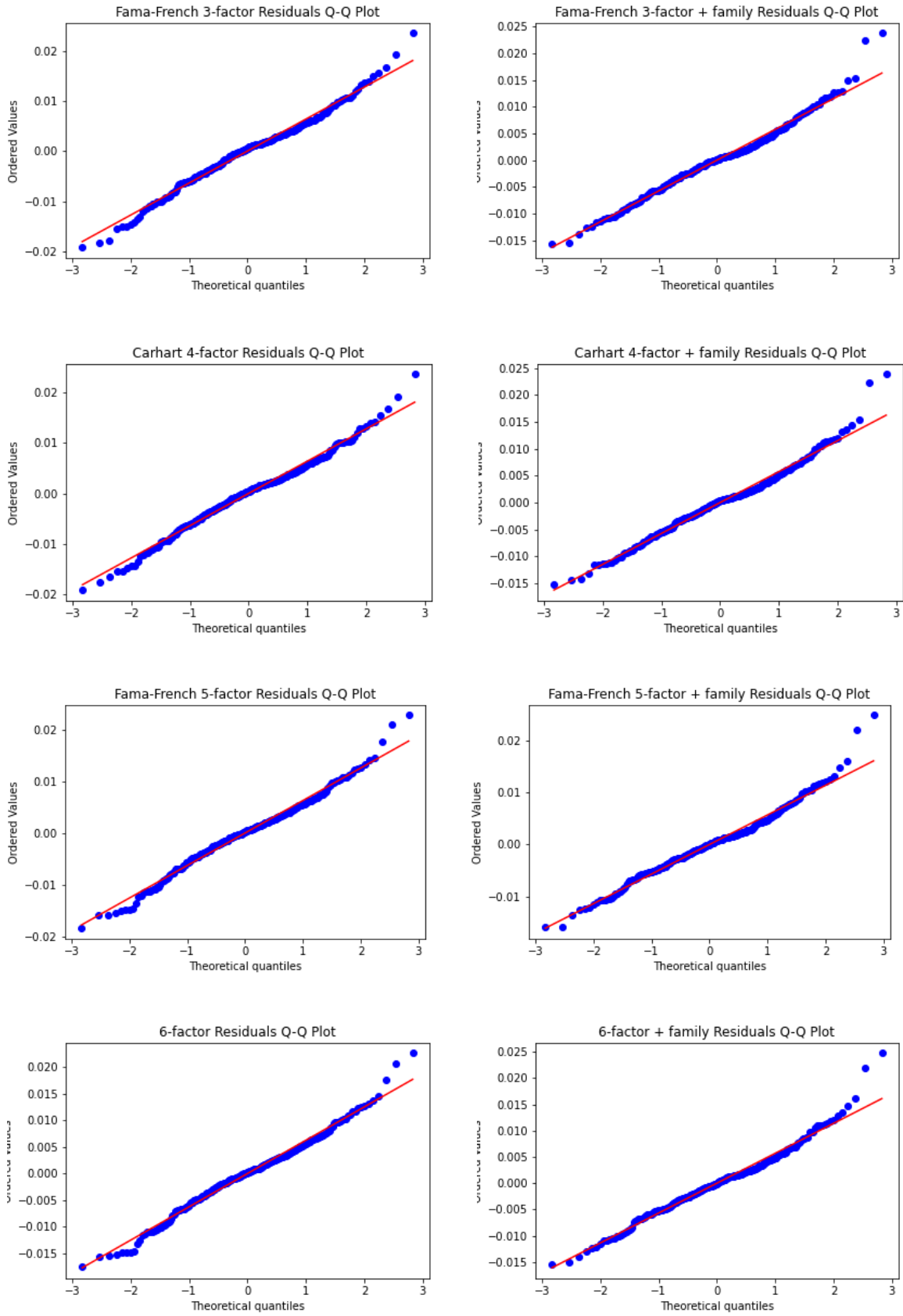
Ten slotte blijkt uit alle rendementsmodellen dat een investeerder wordt bestraft voor het investeren in bedrijven die veel risico nemen, en dit op een 1% significantieniveau.

De  $R^2$ -adjusted van de rendementsmodellen die geen rekening houden met familie en idiosyncratisch risico is beduidend lager dan de overeenkomstige rendementsmodellen waarbij er wel rekening wordt gehouden met familie. Dit betekent dat de onafhankelijke variabelen van deze laatste modellen er beter in slagen om de variatie van de afhankelijke variabele te verklaren. Het valt op dat de stijging van  $R^2$ -adjusted sterk afneemt naarmate er meer factoren worden toegevoegd. Dit kan te maken hebben met het corrigerende effect van  $R^2$ -adjusted op het toevoegen van extra factoren. Omdat de interactietermen niet significant zijn, wordt de analyse opnieuw uitgevoerd zonder deze termen. De auteur stelt vast dat dit geen invloed heeft op de  $R^2$ -adjusted van de verschillende rendementsmodellen.

### Controle normaliteit residuals

Een van de assumpties bij het gebruik van OLS-regressies is de normaliteit van de residuals. Dit betekent dat de errors volledig random verdeeld zijn. De nulhypothese van normaliteit in de residuals van de second-pass regression wordt volgens de Jarque-Bera test verworpen voor alle modellen van Tabel 7 op een 1% significantieniveau, behalve bij het meest standaard model, namelijk het CAPM zonder familie-invloed. Deze wordt niet verworpen op een 10% significantieniveau. Omdat de Jarque-Bera test bij een kleine afwijking als snel de nulhypothese van normaliteit verwerpt, wordt van elke regressie een residuals Q-Q plot opgesteld om een visuele inspectie uit te voeren (weergegeven per rendementsmodel in Figuur 13). Hieruit blijkt dat de verdeling van de residuals bij benadering normaal verdeeld, waardoor er voldaan is aan de assumptie van normaliteit in de residuals.





Figur 13: Q-Q plot residuals rendementsmodellen



## Bespreking hypothesen

Hypothese A:

$$H_0: \gamma_0 = 0, H_1: \gamma_0 \neq 0$$

Voor alle rendementsmodellen kan deze nulhypothese **verworpen** worden op een 1% significantieniveau. In alle modellen wordt een significant positieve return behaald.

Hypothese B:

$$H_0: \gamma_1 = 0.4868\%, H_1: \gamma_1 \neq 0.4868\%$$

Voor alle rendementsmodellen kan deze nulhypothese **verworpen** worden op een 1% significantieniveau. De helling van de marktfactor Mkt-RF is bijgevolg niet gelijk aan het verschil van de gemiddelde marktreturn en de gemiddelde risicovrije rentevoet. Een merkwaardige vaststelling is dat deze coëfficiënt echter significant negatief is.

Hypothese C:

$$H_0: \gamma_{12} = 0, H_1: \gamma_{12} \neq 0$$

Voor alle rendementsmodellen wordt deze nulhypothese **verworpen** op een 1% significantieniveau. Aandelen van familiebedrijven kennen een significant hogere return dan aandelen van niet-familiebedrijven.

Hypothese D:

$$H_0: \gamma_{13} = 0, H_1: \gamma_{13} \neq 0$$

Voor alle rendementsmodellen wordt deze nulhypothese **verworpen** op een 1% significantieniveau. Aandelen van bedrijven die veel risico's nemen hebben een lagere return dan aandelen van bedrijven die minder risico's nemen.

Hypothese E:

$$H_0: \gamma_2 = 0, H_1: \gamma_2 \neq 0$$

SMB is in geen enkel rendementsmodel significant dus deze nulhypothese wordt **niet** verworpen. Bijgevolg resulteert een portfolio long (short) in aandelen met een grote marktkapitalisatie en short (long) in aandelen met een grote marktkapitalisatie niet in extra return.

Hypothese F:

$$H_0: \gamma_3 = 0, H_1: \gamma_3 \neq 0$$

In alle rendementsmodellen wordt deze nulhypothese **verworpen** op een 1% significantieniveau. Een long positie in groeiaandelen en short positie in waarde-aandelen resulteert in een hogere return.

Hypothese G:

$$H_0: \gamma_7 = 0, H_1: \gamma_7 \neq 0$$

Deze nulhypothese wordt in **geen** enkel rendementsmodel verworpen. Er is geen versterkend effect tussen de groottefactor SMB en de familiedummyvariabele  $D_F$ .

Hypothese H:

$$H_0: \gamma_8 = 0, H_1: \gamma_8 \neq 0$$

Deze nulhypothese wordt in **geen** enkel rendementsmodel verworpen. Er is geen versterkend effect tussen de waardefactor HML en de familiedummyvariabele  $D_F$ .

Hypothese I:

$$H_0: \gamma_6 = 0, H_1: \gamma_6 \neq 0$$

In de rendementsmodellen wordt nulhypothese **verworpen** op een 5% of 10% significantieniveau. Een long positie in aandelen die succesvol waren het afgelopen jaar en een short positie in aandelen die niet succesvol waren vorig jaar resulteert in een hogere return.

Hypothese J:

$$H_0: \gamma_{11} = 0, H_1: \gamma_{11} \neq 0$$

Deze nulhypothese wordt in **geen** enkel rendementsmodel verworpen. Er is geen versterkend effect tussen de momentumfactor WML en de familiedummyvariabele  $D_F$ .

Hypothese K:

$$H_0: \gamma_4 = 0, H_1: \gamma_4 \neq 0$$

In alle rendementsmodellen wordt nulhypothese **verworpen** op een 5% significantieniveau. Een long positie in aandelen van bedrijven met een robuuste winstgevendheid en een short positie in aandelen van bedrijven met een zwakke winstgevendheid resulteert in een hogere return.

Hypothese L:

$$H_0: \gamma_5 = 0, H_1: \gamma_5 \neq 0$$

In alle rendementsmodellen wordt deze nulhypothese **verworpen** op een 1% significantieniveau. Een long positie in aandelen van bedrijven met agressief investeringsgedrag en een short positie in aandelen van bedrijven met conservatief investeringsgedrag resulteert in een hogere return.

Hypothese M:

$$H_0: \gamma_9 = 0, H_1: \gamma_9 \neq 0$$

Deze nulhypothese wordt in **geen** enkel rendementsmodel verworpen. Er is geen versterkend effect tussen de winstgevendheidsfactor RMW en de familiedummyvariabele  $D_F$ .

Hypothese N:

$$H_0: \gamma_{10} = 0, H_1: \gamma_{10} \neq 0$$

Deze nulhypothese wordt in het zesfactormodel **verworpen** op een 10% significantieniveau, en in het Fama-French vijf factormodel **niet** verworpen op het 10% significantieniveau. Er is bijgevolg in het eerstgenoemde model geen versterkend effect tussen de factor van investeringsgedrag CMA en de familiedummyvariabele  $D_F$ . In het laatstgenoemde model geldt, in combinatie met hypothese L, dat de factor van investeringsgedrag veel minder een rol speelt voor familiebedrijven dan voor niet-familiebedrijven.

#### Multicollineariteit

Ten slotte wordt ook voor de factoren van de second-pass regression de correlatiematrix opgesteld. Onderstaande Tabel 8 geeft de correlatiematrix weer voor de finale data regressie alsook de bijbehorende VIF-waarde van elke factor. Net zoals bij de first-pass regression heeft HML hier een hoge VIF-waarde, maar deze blijft onder de grens van  $VIF = 5$ .

	<b>Mkt-RF</b>	<b>SMB</b>	<b>HML</b>	<b>RMW</b>	<b>CMA</b>	<b>WML</b>	<b>SMB*Df</b>	<b>HML*Df</b>	<b>RMW*Df</b>	<b>CMA*Df</b>	<b>WML*Df</b>	<b>FAM</b>	<b>idiosyn risk</b>	<b>VIF</b>
<b>Mkt-RF</b>	1	0.278	-0.183	0.127	0.3199	0.0746	0.0958	-0.1343	-0.0151	0.1576	-0.0224	0.1091	0.2121	1.382
<b>SMB</b>	0.278	1	0.0069	0.0614	0.1591	0.2611	0.5958	0.0784	-0.0162	0.0758	0.1924	0.0846	0.1923	1.852
<b>HML</b>	-0.183	0.0069	1	0.5705	-0.448	0.3795	-0.0024	0.4134	0.2269	-0.2798	0.1834	-0.068	0.2398	4.906
<b>RMW</b>	0.127	0.0614	0.5705	1	0.0161	-0.051	-0.0241	0.1794	0.477	-0.0411	-0.0617	-0.183	0.1112	3.508
<b>CMA</b>	0.3199	0.1591	-0.448	0.0161	1	-0.091	0.0525	-0.2137	-0.0409	0.5035	-0.0558	0.361	0.2155	2.682
<b>WML</b>	0.0746	0.2611	0.3795	-0.051	-0.091	1	0.1472	0.2367	-0.0853	-0.0899	0.5274	0.1439	0.2673	2.418
<b>SMB*Family</b>	0.0958	0.5958	-0.002	-0.024	0.0525	0.1472	1	0.0857	-0.0357	0.1164	0.2835	-0.01	0.1294	1.778
<b>HML*Family</b>	-0.134	0.0784	0.4134	0.1794	-0.214	0.2367	0.0857	1	0.4254	-0.3695	0.5989	0.1025	0.0941	4.044
<b>RMW*Family</b>	-0.015	-0.016	0.2269	0.477	-0.041	-0.085	-0.0357	0.4254	1	-0.0717	-0.0798	-0.142	0.0462	2.289
<b>CMA*Family</b>	0.1576	0.0758	-0.28	-0.041	0.5035	-0.09	0.1164	-0.3695	-0.0717	1	-0.0641	0.1374	0.0013	1.717
<b>WML*Family</b>	-0.022	0.1924	0.1834	-0.062	-0.056	0.5274	0.2835	0.5989	-0.0798	-0.0641	1	0.182	0.0662	3.432
<b>FAM</b>	0.1091	0.0846	-0.068	-0.183	0.361	0.1439	-0.0099	0.1025	-0.1423	0.1374	0.182	1	0.2917	1.452
<b>idiosyn risk</b>	0.2121	0.1923	0.2398	0.1112	0.2155	0.2673	0.1294	0.0941	0.0462	0.0013	0.0662	0.2917	1	1.46

Table 8: correlatiematrix second-pass regression



## Conclusie

Het effect van familiebedrijven op aandelenreturns is onderzocht door first-pass regressions en second-pass regressions uit te voeren op verscheidene rendementsmodellen die uitvoerig besproken zijn in de literatuur en deze paper. Hierbij zijn aandelen van Europese, niet-financiële bedrijven van de MSCI World Index getest over de periode januari 2010 - december 2020. De risicofactoren zijn gehaald uit de data library van K. French.

Uit het onderzoek is gebleken dat aandelen van familiebedrijven een significant hogere return behalen dan aandelen van niet-familiebedrijven. De coëfficiënten van de interactietermen met enerzijds de familiedummy en anderzijds de factoren SMB, HML, RMW, CMA of WML zijn in bijna geen enkel model significant en hebben bijgevolg geen verklarende waarde wat betekent dat er geen versterkend effect is tussen enerzijds deze factoren en anderzijds het behoren tot de noemer familiebedrijf of niet-familiebedrijf. In één model heeft de interactieterm met CMA een significante impact op het 10% significantieniveau, waarbij het verkrijgen van extra return door middel van agressief investeringskarakter veel minder een rol speelt bij familiebedrijven.

Naast de familiefactor en interactietermen met de familiedummyvariabele is ook gekeken naar de significantie van de coëfficiënten van de andere factoren in het model, namelijk SMB, HML, RMW, CMA, WML en idiosyncratisch risico. Hieruit blijkt dat de groottefactor SMB als enige geen significant verklarende waarde heeft. De factoren HML, CMA en idiosyncratisch risico hebben een negatieve relatie met de abnormale return, wat betekent dat waarde-aandelen van bedrijven met conservatief investeringsgedrag die veel risico nemen een lage return behalen en omgekeerd. De factoren RMW en WML daarentegen hebben positieve relatie wat betekent dat aandelen met een robuuste winstgevendheid die goed gepresteerd hebben het afgelopen jaar, een extra positieve return behalen en omgekeerd.



## Kritische noot & verder onderzoek

Dit onderzoek werkt met data van januari 2010 t.e.m. december 2020. Een ernstige beperking bij het cleanen van de data is het verwijderen van bedrijven waarvan gedurende deze periode voor meer dan 20% van de periode gegevens ontbreken over de koers, marktkapitalisatie of eigen vermogen. Dit kan leiden tot *survivorship bias*, wat betekent dat conclusies worden getrokken op basis van de gebruikte sample voor de gehele markt, zonder rekening te houden met bedrijven die failliet gegaan zijn (Brown, Goetzmann, Ibbotson, & Ross, 1992). Het is mogelijk dat zulke bedrijven hoog scoren op een bepaalde factor, maar dat dit niet wordt ontdekt in dit onderzoek wegens de eliminatie omwille van een tekort aan bruikbare gegevens.

Dit onderzoek kan uitgebreid worden dankzij de database van French (K. French, 2022), waarbij de focus kan verlegd worden naar andere landen of continenten zoals Japan, Azië of Noord-Amerika. Ook kan men verder teruggaan in de tijd. Voor voornoemde uitbreidingen is er data die teruggaat tot 1990 waarbij het interessant kan zijn omdat de impact van de financiële crisis van 2008 of de dot-combubbel van 2000 te onderzoeken. Daarnaast kan ook gefocust worden op andere (combinaties van) factoren als onafhankelijke variabelen.

Zoals vermeld in de literatuurstudie zijn er vrij recent nog twee factoren die niet zoals de andere factoren corrigeren voor risico, maar wel return verhogen namelijk Quality minus Junk (Asness et al., 2019) en Betting against Beta (Frazzini & Pedersen, 2014). Het zou interessant zijn om dit onderzoek te herhalen waarbij deze twee factoren worden toegevoegd.

Verder is de indeling tussen familiebedrijf en niet-familiebedrijf vast gedurende de volledige periode. Een uitbreiding kan zijn om de mogelijkheid te laten dat bedrijven het ene jaar onder de noemer familiebedrijf vallen en het andere jaar onder de noemer niet-familiebedrijf.

Ten slotte kan een robustness check gedaan worden waarbij de dichotome dummyvariabele familiebedrijf op een andere manier wordt bepaald dan volgens de definitie van de Expert Group gebruikt in Smits (2021).





## Bibliografie

- Albuquerque, R. (2012). Skewness in Stock Returns: Reconciling the Evidence on Firm Versus Aggregate Returns. *The Review of Financial Studies*, 25(5), 1630-1673. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/41485537>
- Anderson, R. C., & Reeb, D. M. (2003). Founding-Family Ownership and Firm Performance: Evidence from the S&P 500. *The Journal of Finance*, 58(3), 1301-1328. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/3094581>
- Asness, C. S., Frazzini, A., & Pedersen, L. H. (2019). Quality minus junk. *Review of Accounting Studies*, 24(1), 34-112. doi:10.1007/s11142-018-9470-2
- Ball, R. (1978). Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates. *Journal of Financial Economics*, 6(2), 103-126. doi:[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(78\)90026-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(78)90026-0)
- Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3-18. doi:[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(81\)90018-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90018-0)
- Basu, S. (1977). Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis. *The Journal of Finance*, 32(3), 663-682. doi:10.2307/2326304
- Basu, S. (1983). The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 129-156. doi:[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(83\)90031-4](https://doi.org/10.1016/0304-405X(83)90031-4)
- Bates, D. S. (1996). Jumps and Stochastic Volatility: Exchange Rate Processes Implicit in Deutsche Mark Options. *The Review of Financial Studies*, 9(1), 69-107. doi:10.1093/rfs/9.1.69
- Beedles, W. L. (1979). On the Asymmetry of Market Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 14(3), 653-660. doi:10.2307/2330196
- Bhandari, L. C. (1988). Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence. *The Journal of Finance*, 43(2), 507-528. doi:10.2307/2328473
- Black, F. (1972). Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. *The Journal of Business*, 45(3), 444-455. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/2351499>
- Black, F. (1993). Beta and Return. *The Journal of Portfolio Management*, 20(1), 8-18. doi:10.3905/jpm.1993.409462
- Blume, M. E. (1970). Portfolio Theory: A Step Toward Its Practical Application. *The Journal of Business*, 43(2), 152-173. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/2352108>
- Blume, M. E., & Friend, I. (1973). A New Look at the Capital Asset Pricing Model. *The Journal of Finance*, 28(1), 19-33. doi:10.2307/2978165
- Brown, S. J., Goetzmann, W., Ibbotson, R. G., & Ross, S. A. (1992). Survivorship Bias in Performance Studies. *The Review of Financial Studies*, 5(4), 553-580. doi:10.1093/rfs/5.4.553
- Carhart, M. M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82. doi:10.2307/2329556
- Carlo, C., Rowley, I., & Sharpe, W. F. (1993). International Value and Growth Stock Returns. *Financial Analysts Journal*, 49(1), 27-36. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/4479610>

- Carney, R. W., & Child, T. B. (2013). Changes to the ownership and control of East Asian corporations between 1996 and 2008: The primacy of politics. *Journal of Financial Economics*, 107(2), 494-513. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.08.013>
- Cella, C. (2009). Ownership Structure and Stock Market Returns. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.1267268
- Chan, L. K. C., Jegadeesh, N., & Lakonishok, J. (1995). Evaluating the performance of value versus glamour stocks The impact of selection bias. *Journal of Financial Economics*, 38(3), 269-296. doi:[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(94\)00818-L](https://doi.org/10.1016/0304-405X(94)00818-L)
- Christie, A. A. (1982). The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects. *Journal of Financial Economics*, 10(4), 407-432. doi:[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(82\)90018-6](https://doi.org/10.1016/0304-405X(82)90018-6)
- Corstjens, M., Peyer, U., & van der Heyden, L. (2006). *Performance of Family Firms: Evidence from US and European firms and investors*.
- CSIMarket. (2022). Leverage Ratio Screening as of Q1 of 2022. Retrieved from <https://csimarket.com/screening/index.php?s=le&pageS=2&fis=>
- D'Agostino, R. B., & Belanger, A. (1990). A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality. *The American Statistician*, 44(4), 316-321. doi:10.2307/2684359
- Davis, J. L. (1994). The Cross-Section of Realized Stock Returns: The Pre-COMPUSTAT Evidence. *The Journal of Finance*, 49(5), 1579-1593. doi:10.2307/2329263
- Douglas, G. W. (1967). *Risk in the equity markets: An empirical appraisal of market efficiency*: Yale University.
- Ekholm, A., & Pasternack, D. (2005). The negative news threshold—An explanation for negative skewness in stock returns. *The European Journal of Finance*, 11(6), 511-529. Retrieved from <https://EconPapers.repec.org/RePEc:taf:eurjfi:v:11:y:2005:i:6:p:511-529>
- Eugster, N., & Isakov, D. (2019). Founding family ownership, stock market returns, and agency problems. *Journal of Banking & Finance*, 107, 105600. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2019.07.020>
- Faccio, M., & Lang, L. H. P. (2002). The ultimate ownership of Western European corporations. *Journal of Financial Economics*, 65(3), 365-395. doi:[https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(02\)00146-0](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(02)00146-0)
- Fama, E. F. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices. *The Journal of Business*, 38(1), 34-105. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/2350752>
- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427-465. doi:10.2307/2329112
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56. doi:[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- Fama, E. F., & French, K. R. (1995). Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns. *The Journal of Finance*, 50(1), 131-155. doi:10.2307/2329241
- Fama, E. F., & French, K. R. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *The Journal of Finance*, 51(1), 55-84. doi:10.2307/2329302
- Fama, E. F., & French, K. R. (1998). Value versus Growth: The International Evidence. *The Journal of Finance*, 53(6), 1975-1999. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/117458>

- Fama, E. F., & French, K. R. (2004). The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 25-46. doi:10.1257/0895330042162430
- Fama, E. F., & French, K. R. (2014). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1-22. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.10.010>
- Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/1831028>
- Fang, H., & Lai, T.-Y. (1997). Co-Kurtosis and Capital Asset Pricing. *The Financial Review*, 32(2), 293-307. Retrieved from <https://EconPapers.repec.org/RePEc:bla:finrev:v:32:y:1997:i:2:p:293-307>
- Fernandez, P., Aguirreamalloa, J., & Avendaño, L. (2011). Market Risk Premium Used in 56 Countries in 2011: A Survey with 6,014 Answers. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.1822182
- Fernandez, P., Aguirreamalloa, J., & Avendaño, L. (2013). Market Risk Premium Used in 82 Countries in 2012: A Survey with 7,192 Answers. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.2084213
- Fernández, P., Aguirreamalloa, J., & Linares, P. (2013). Market Risk Premium and Risk Free Rate Used for 51 Countries in 2013: A Survey with 6,237 Answers. *Corporate Finance: Valuation*.
- Fernández, P., Apellániz, E., & Acín, J. (2020). Survey: Market Risk Premium and Risk-Free Rate used for 81 countries in 2020. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.3560869
- Fernandez, P., & Baonza, J. (2010). Market Risk Premium Used in 2010 by Analysts and Companies: A Survey with 2,400 Answers. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.1609563
- Fernandez, P., Linares, P., & Accn, I. (2014). Market Risk Premium Used in 88 Countries in 2014: A Survey with 8,228 Answers. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.2450452
- Fernández, P., Martínez, M., & Acín, I. (2019). Market Risk Premium and Risk-Free Rate Used for 69 Countries in 2019: A Survey. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.3358901
- Fernandez, P., Ortiz, A., & Fernández Acín, I. (2017). Market Risk Premium Used in 71 Countries in 2016: A Survey with 6,932 Answers. 23-31.
- Fernandez, P., Pershin, V., & Accn, I. (2017). Discount Rate (Risk-Free Rate and Market Risk Premium) Used for 41 Countries in 2017: A Survey. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.2954142
- Fernandez, P., Pershin, V., & Accn, I. (2018). Market Risk Premium and Risk-Free Rate used for 59 Countries in 2018: A Survey. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.3155709
- Fernandez, P., Pizarro, A., & Accn, I. (2015). Discount Rate (Risk-Free Rate and Market Risk Premium) Used for 41 Countries in 2015: A Survey. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.2598104
- Fichtner, J. (2020). The Rise of Institutional Investors. In (pp. 265-275).
- Franzoi, F., & Mietzner, M. (2021). Family affairs – Corporate governance involvement of families and stock market returns. *Investment Management and Financial Innovations*, 18(2), 350-364. doi:10.21511/imfi.18(2).2021.28
- Frazzini, A., & Pedersen, L. H. (2014). Betting against beta. *Journal of Financial Economics*, 111(1), 1-25. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.10.005>

- French, K. (2022). Fama/French European 5 Factors. Retrieved from [http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data\\_library.html#Developed](http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html#Developed).  
[http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data\\_library.html#Developed](http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html#Developed)
- French, K. R., & Poterba, J. M. (1991). Investor Diversification and International Equity Markets. *The American Economic Review*, 81(2), 222-226. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/2006858>
- French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, 19(1), 3-29. doi:[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(87\)90026-2](https://doi.org/10.1016/0304-405X(87)90026-2)
- Friedman, M., & Savage, L. J. (1948). The Utility Analysis of Choices Involving Risk. *Journal of Political Economy*, 56(4), 279-304. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/1826045>
- Friend, I., & Blume, M. (1970). Measurement of Portfolio Performance Under Uncertainty. *The American Economic Review*, 60(4), 561-575. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/1818402>
- Friend, I., & Westerfield, R. (1980). Co-Skewness and Capital Asset Pricing. *The Journal of Finance*, 35(4), 897-913. doi:10.2307/2327208
- Goodwin, T. H. (1998). The Information Ratio. *Financial Analysts Journal*, 54(4), 34-43. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/4480091>
- Harvey, C., & Siddique, A. (2000). Conditional Skewness in Asset Pricing Tests. *Journal of Finance*, 55(3), 1263-1295. Retrieved from <https://EconPapers.repec.org/RePEc:bla:jfinan:v:55:y:2000:i:3:p:1263-1295>
- Isakov, D., & Weisskopf, J.-P. (2014). Are founding families special blockholders? An investigation of controlling shareholder influence on firm performance. *Journal of Banking & Finance*, 41, 1-16. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.12.012>
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255-259. doi:[https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review / Revue Internationale de Statistique*, 55(2), 163-172. doi:10.2307/1403192
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), 65-91. doi:10.2307/2328882
- Jensen, M. C. (1968). The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. *The Journal of Finance*, 23(2), 389-416. doi:10.2307/2325404
- Jensen, M. C., Black, F., & Scholes, M. S. (1972). The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. *Capital Markets: Asset Pricing & Valuation*.
- Jorion, P. (1988). On Jump Processes in the Foreign Exchange and Stock Markets. *Review of Financial Studies*, 1(4), 427-445. Retrieved from <https://EconPapers.repec.org/RePEc:oup:rfinst:v:1:y:1988:i:4:p:427-445>
- Kothari, S. P., Shanken, J., & Sloan, R. G. (1995). Another Look at the Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, 50(1), 185-224. doi:10.2307/2329243
- Kraus, A., & Litzenberger, R. H. (1976). Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets. *The Journal of Finance*, 31(4), 1085-1100. doi:10.2307/2326275

- Kruschwitz, L., & Löffler, A. (2009). Do taxes matter in the CAPM? *arqus - Arbeitskreis Quantitative Steuerlehre, arqus Discussion Papers in Quantitative Tax Research*.
- La Porta, R., Florencio, L.-d.-S., & Shleifer, A. (1999). Corporate Ownership around the World. *The Journal of Finance*, 54(2), 471-517. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/2697717>
- La Porta, R., Florencio, L.-d.-S., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1998). Law and Finance. *Journal of Political Economy*, 106(6), 1113-1155. doi:10.1086/250042
- Lakonishok, J., & Shapiro, A. C. (1986). Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns. *Journal of Banking & Finance*, 10(1), 115-132. doi:[https://doi.org/10.1016/0378-4266\(86\)90023-3](https://doi.org/10.1016/0378-4266(86)90023-3)
- Lintner, J. (1965a). Security Prices, Risk, and Maximal Gains From Diversification. *The Journal of Finance*, 20(4), 587-615. doi:10.2307/2977249
- Lintner, J. (1965b). 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. doi:10.2307/1924119
- Lo, A. W., & MacKinlay, A. C. (1988). Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test. *The Review of Financial Studies*, 1(1), 41-66. doi:10.1093/rfs/1.1.41
- Louis, K. C. C., Yasushi, H., & Josef, L. (1991). Fundamentals and Stock Returns in Japan. *The Journal of Finance*, 46(5), 1739-1764. doi:10.2307/2328571
- MacKinlay, A. C. (1995). Multifactor models do not explain deviations from the CAPM. *Journal of Financial Economics*, 38(1), 3-28. doi:[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(94\)00808-E](https://doi.org/10.1016/0304-405X(94)00808-E)
- Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices. *The Journal of Business*, 36(4), 394-419. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/2350970>
- Mangram, M. E. (2013). A simplified perspective of the Markowitz portfolio theory. *Global journal of business research*, 7(1), 59-70.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91. doi:10.2307/2975974
- Markowitz, H. (1959). *Portfolio selection; efficient diversification of investments*. New York: Wiley.
- Markowitz, H. (1999). The Early History of Portfolio Theory: 1600-1960. *Financial Analysts Journal*, 55(4), 5-16. doi:10.2469/faj.v55.n4.2281
- Merton, R. C. (1973). An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica*, 41(5), 867-887. doi:10.2307/1913811
- Miller, M. H., & Scholes, M. (1972). Rates of return in relation to risk : a re-examination of some recent findings. *Studies in the theory of capital markets : [papers of the Conference on Modern Capital Theory, held at the University of Rochester in August, 1969, augmented by several closely related papers]*, 47-78.
- Mills, T. C. (1995). Modelling Skewness and Kurtosis in the London Stock Exchange FT-SE Index Return Distributions. *Journal of the Royal Statistical Society. Series D (The Statistician)*, 44(3), 323-332. doi:10.2307/2348703
- Miralles-Marcelo, J. L., Miralles-Quirós, M. d. M., & Lisboa, I. (2013). The stock performance of family firms in the Portuguese market. *Applied Financial Economics*, 23(22), 1721-1732. doi:10.1080/09603107.2013.848025

- Modigliani, F., & Modigliani, L. (1997). Risk-adjusted performance. *Journal of portfolio management*, 23(2), 45-54.
- Mohd Razali, N., & Yap, B. (2011). Power Comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling Tests. *J. Stat. Model. Analytics*, 2.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), 768-783. doi:10.2307/1910098
- Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics*, 108(1), 1-28. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.01.003>
- O'Brien, R. M. (2007). A caution regarding rules of thumb for variance inflation factors. *Quality & Quantity*, 41(5), 673-690.
- Officer, R. R. (1972). The Distribution of Stock Returns. *Journal of the American Statistical Association*, 67(340), 807-812. doi:10.2307/2284641
- Ospina Avendano, D. (2020). Capital Asset Pricing Model. Retrieved from <https://www.toolshero.nl/financieel-management/capital-asset-pricing-model/>
- Pasquariello, P. (1999). THE FAMA-MACBETH APPROACH REVISITED.
- Pearson, K. (1905). "Das fehlergesetz und seine verallgemeinerungen durch fechner und pearson\*." A rejoinder. *Biometrika*, 4(1-2), 169-212. doi:10.1093/biomet/4.1-2.169
- Peiró, A. (1994). The distribution of stock returns: international evidence. *Applied Financial Economics*, 4(6), 431-439. doi:10.1080/758518675
- Peiró, A. (1999). Skewness in financial returns. *Journal of Banking and Finance*, 23, 847-862.
- Perold, A. F. (2004). The Capital Asset Pricing Model. *Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 3-24. doi:10.1257/0895330042162340
- Plyakha, Y., Uppal, R., & Vilkov, G. (2014). Equal or Value Weighting? Implications for Asset-Pricing Tests. *Capital Markets: Market Efficiency eJournal*.
- Premaratne, G., & Bera, A. (2000). Modeling Asymmetry and Excess Kurtosis in Stock Return Data. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.259009
- Ravindran, P. (2011). The Efficient Portfolio. Retrieved from [https://en.wikipedia.org/wiki/Markowitz\\_model#/media/File:The\\_Efficient\\_Portfolio.jpg](https://en.wikipedia.org/wiki/Markowitz_model#/media/File:The_Efficient_Portfolio.jpg)
- Reinganum, M. R. (1981a). Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings' yields and market values. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 19-46. doi:[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(81\)90019-2](https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90019-2)
- Reinganum, M. R. (1981b). A New Empirical Perspective on the CAPM. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16(4), 439-462. doi:10.2307/2330365
- 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:[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(77\)90009-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(77)90009-5)
- Rosenberg, B., Reid, K., & Lanstein, R. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. *The Journal of Portfolio Management*, 11(3), 9-16. doi:10.3905/jpm.1985.409007
- Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341-360. doi:[https://doi.org/10.1016/0022-0531\(76\)90046-6](https://doi.org/10.1016/0022-0531(76)90046-6)
- Shapiro, S. S., & Wilk, M. B. (1965). An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). *Biometrika*, 52(3/4), 591-611. doi:10.2307/2333709

- 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:10.2307/2977928
- Sharpe, W. F. (1966). Mutual Fund Performance. *The Journal of Business*, 39(1), 119-138. doi:10.1086/294846
- ShuBraque. (2013). Tobin's separation theorem. Retrieved from [https://en.wikibooks.org/wiki/Portfolio\\_theory\\_and\\_mathematical\\_models/Tobin%27s\\_the\\_orem#/media/File:Torbin2.jpg](https://en.wikibooks.org/wiki/Portfolio_theory_and_mathematical_models/Tobin%27s_the_orem#/media/File:Torbin2.jpg)
- Smits, B. (2021). *Verwachte rendementen: factormodellen en het effect 'familiebedrijf'*. (Master). Universiteit Hasselt, Hasselt. Retrieved from <https://documentserver.uhasselt.be/handle/1942/35288>
- Sollis, R. (2012). *Empirical Finance for Finance and Banking*: Wiley.
- Stambaugh, R. F. (1982). On the exclusion of assets from tests of the two-parameter model: A sensitivity analysis. *Journal of Financial Economics*, 10(3), 237-268. doi:[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(82\)90002-2](https://doi.org/10.1016/0304-405X(82)90002-2)
- Stattman, D. (1980). Book Values and Stock Returns. *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers*, 4, 25-44.
- Sylvain, S. (2013). Fama-MacBeth 1973: Replication and Extension. *Graduate School of Economics, University of Chicago, Chicago*.
- Tesar, L. L., & Werner, I. M. (1995). Home bias and high turnover. *Journal of International Money and Finance*, 14(4), 467-492. doi:[https://doi.org/10.1016/0261-5606\(95\)00023-8](https://doi.org/10.1016/0261-5606(95)00023-8)
- Titman, S., Wei, K. C. J., & Xie, F. (2004). Capital Investments and Stock Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39(4), 677-700. doi:10.1017/S0022109000003173
- Tobin, J. (1958). Liquidity Preference as Behavior Towards Risk. *The Review of Economic Studies*, 25(2), 65-86. doi:10.2307/2296205
- Treynor, J. L. (1962). Jack Treynor's 'Toward a Theory of Market Value of Risky Assets'. *Econometric Modeling: Capital Markets - Risk eJournal*. doi:10.2139/ssrn.628187
- Treynor, J. L. (1965). How to rate management of investment funds. *Harvard business review* : *HBR*, 43(1), 63-75.
- Von Neumann, J., & Morgenstern, O. (1944). *Theory of games and economic behavior*. Princeton, NJ, US: Princeton University Press.
- 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
- Williams, J. B. (1938). *The Theory of Investment Value*: Harvard University Press.
- Witt, S. F., & Dobbins, R. (1979). The Markowitz Contribution to Portfolio Theory. *Managerial Finance*, 5(1), 3-17. doi:10.1108/eb013433
- Zhang, C., & Gregory-Allen, R. (2018). Family-Owned Firms and Stock Returns: Evidence from the Chinese Stock Market. *Theoretical Economics Letters*, 08, 1332-1347. doi:10.4236/tel.2018.87086