

Auteursrechterlijke overeenkomst

Opdat de Universiteit Hasselt uw eindverhandeling wereldwijd kan reproduceren, vertalen en distribueren is uw akkoord voor deze overeenkomst noodzakelijk. Gelieve de tijd te nemen om deze overeenkomst door te nemen, de gevraagde informatie in te vullen (en de overeenkomst te ondertekenen en af te geven).

Ik/wij verlenen het wereldwijde auteursrecht voor de ingediende eindverhandeling met

Titel: De verklarende kracht van financiële ratio's op Euronext Brussel

Richting: 3de jaar handelsingenieur - major accountancy en financiering

Jaar: 2008

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

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

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

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

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

Ik ga akkoord,

VANDEWIELE, Sven

Datum: 5.11.2008

De verklarende kracht van financiële ratio's op Euronext Brussel

Sven VANDEWIELE

promotor :

Prof. dr. Sigrid VANDEMAELE

WOORD VOORAF

In het kader van de opleiding tot Handelsingenieur aan de Universiteit Hasselt, Campus Diepenbeek, heb ik de kans gekregen een brede bedrijfseconomische vorming te mogen genieten waarbij mijn interesse voor de beurs stelselmatig gegroeid is. Ter afsluiting van mijn studies heb ik u het genoegen deze eindverhandeling te mogen voorstellen met als titel 'De voorspellende kracht van financiële ratio's op Euronext Brussel'.

Graag zou ik een woord van dank willen richten aan Prof. dr. Sigrid Vandemaele voor de deskundige begeleiding en haar raad bij het schrijven van deze eindverhandeling. Daarnaast dank ik ook de heer Dirk Saelens (Head of Equity Research bij KBC Securities) om mij de mogelijkheid te geven een korte stage te lopen in functie van mijn praktijkgericht onderzoek. Ook wil ik Dexia Asset Management bedanken, in het bijzonder de heren Philippe Mahieu (Head of Private Clients Belgium), Bart Goosens (Global Head of Quantitative Equity Management) en Wim Van Hyfte (PhD, Asset Manager), voor het aanreiken van de benodigde data en bijkomende informatie.

Ten slotte wens ik mijn ouders te bedanken om mij de kans te geven deze opleiding te kunnen volgen en hun onvoorwaardelijke steun doorheen de jaren.

Genk, mei 2008

Sven Vandewiele

SAMENVATTING

De beurs is een fascinerende plaats voor eenieder die zijn vermogen graag wilt laten aangroeien met een percentage dat gemiddeld beduidend hoger ligt dan dat van een spaarboekje. De belegger is hierbij bereid enig risico te nemen maar probeert dit risico toch te minimaliseren. Daarom zijn er al tal van studies geweest die getracht hebben de beurskoersen te voorspellen. Hoewel deze, vaak internationale, onderzoeken significante verbanden hebben aangetoond tussen bepaalde financiële ratio's en de beurskoers, mag de lijn niet zomaar worden doorgetrokken naar de Belgische beursmarkt.

In deze eindverhandeling wordt getracht de verklarende kracht te bepalen van financiële ratio's met betrekking tot de beurskoersen van ondernemingen noterend op Euronext Brussel. Er wordt gebruik gemaakt van data die betrekking hebben op de periode 1991–2007 en die ter beschikking gesteld worden door Dexia Asset Management.

Het eerste deel van deze eindverhandeling bestaat uit vier hoofdstukken waarbij in het eerste hoofdstuk het praktijkprobleem beschreven wordt. Dit leidt verder tot een centrale onderzoeksvraag en zes bijhorende deelvragen. Daarna wordt kort beschreven hoe het onderzoeksoptzet van deze eindverhandeling opgebouwd is.

Het tweede hoofdstuk bespreekt de Efficiënte Markt Hypothese die ervan uit gaat dat alle informatie reeds in de aandelenkoers vervat zit waardoor een belegger geen abnormale returns kan behalen. Toch blijkt uit talrijke studies naar marktinefficiënties en praktische voorbeelden zoals Warren Buffett dat er mogelijkheden bestaan om op een systematische manier de markt te verslaan en een abnormaal rendement te behalen.

Het derde hoofdstuk bespreekt het Capital Asset Pricing Model van William Sharpe en John Lintner. Dit model stelt dat de verwachte opbrengsten van effecten een positieve lineaire functie zijn van hun betacoëfficiënt, hetgeen een uitdrukking is van het risico van een aandeel relatief ten opzichte van het risico van de marktportefeuille. Het CAP-Model stelt daarbij dat de betacoëfficiënt de enige parameter is die verschillen in het vereiste rendement van een belegging kan verklaren. Studies naar dit model wijzen echter uit dat er nog andere variabelen dan de betacoëfficiënt zijn die een verklarende kracht zouden hebben op het verwachte rendement van aandelen.

In hoofdstuk vier wordt er eerst via een literatuurstudie op zoek gegaan naar reeds bestudeerde financiële ratio's waarbij er een significant verband aangetoond werd tussen de toekomstige beursrendementen en de desbetreffende ratio. Er worden vijf fundamentele ratio's (Price-to-Earnings, Price-to-Book Value, Dividend Yield, Price-to-Cash Flow en Marktkapitalisatie) en één technische ratio (Momentum) beschreven. Daarnaast worden aan de hand van een stage bij KBC Securities zes ratio's geïdentificeerd die in de praktijk vaak gebruikt worden (Earnings per Share growth, Sales growth, Return on Assets, Return on Equity, Net Income Margin en Debt-to-Equity). Daarna worden deze financiële ratio's gebruikt bij het onderzoek van deze eindverhandeling.

Het tweede deel start vanaf hoofdstuk vijf. In dit hoofdstuk wordt het onderzoek zo nauwkeurig mogelijk beschreven. Deze studie richt zich op beursgenoteerde bedrijven notierend op Euronext Brussel waarbij de gebruikte data over de periode 1991 tot en met 2007 ter beschikking wordt gesteld door Dexia Asset Management. De panel data wordt statistisch geanalyseerd onder de assumpties van het Ordinary Regression Model. Aan de hand van univariate en multivariate regressies wordt getracht de verklarende kracht van de financiële ratio's op het toekomstige beursrendement te bepalen, en dit op basis van historische data tijdens de jaren 1996 tot en met 2005. Het hoofdstuk eindigt met de beschrijving van drie multivariate modellen waarvan uit statistische analyse van historische data mag aangenomen worden dat zij een significante verklarende kracht hebben op het toekomstige beursrendement. In concreto gaat het om de volgende modellen:

Model 1:

$$\text{Rendement}_i = 0,003 \text{ Momentum } 6M_i + 0,052 \text{ Inverse PB}_i + 0,240 \text{ Inverse PCFup}_i$$

Model 2:

$$\text{Rendement}_i = 0,075 + 0,006 \text{ Momentum } 6M_i + 0,478 \text{ Inverse PEup}_i$$

Model 3:

$$\text{Rendement}_i = 0,078 \text{ Beta}_i + 0,004 \text{ Momentum } 6M_i + 0,086 \text{ Inverse PBup}_i$$

In hoofdstuk zes wordt er voor ieder van deze drie modellen een out-of-sample simulatie uitgevoerd voor de jaren 2006 en 2007. Het hoofdstuk begint met een beschrijving van de gebruikte methode en bespreekt voor ieder model de resultaten van de simulatie. Dit hoofdstuk concludeert dat de out-of-sample simulatie gemengde resultaten oplevert. Hoewel uit de analyse van historische data een significant verband is aangetoond voor ieder van de drie multivariate modellen en het toekomstig rendement, is er geen enkel model dat zowel in 2006 als 2007 een groep van aandelen kan identificeren die statistisch significant beter presteren dan een tweede groep van aandelen.

Deze eindverhandeling eindigt met een algemene conclusie in hoofdstuk zeven. Hierbij worden de onderzoeksresultaten gelinkt aan het eerste deel van deze eindverhandeling. De conclusies zijn dat er aanwijzingen zijn voor het verwerpen van de zwakke en halfsterke vorm van de Efficiënte Markthypothese. Dit onderzoek stelt immers statistisch significante verbanden vast tussen bepaalde financiële ratio's en het toekomstige rendement. Daarnaast wordt er geconcludeerd dat er aanwijzingen zijn om te stellen dat de betacoëfficiënt van het CAP-Model een verklarende kracht heeft op de toekomstige rendement van aandelen, doch is deze niet de enige verklarende factor.

INHOUDSOPGAVE

Woord vooraf

Samenvatting

Inhoudsopgave

Hoofdstuk 1: Probleemstelling..... 1

1.1 Praktijkprobleem	1
1.2 Centrale onderzoeksvraag	2
1.3 Deelvragen	3
1.4 Onderzoeksopzet	3

Hoofdstuk 2: De Efficiënte Markt Hypothese..... 4

2.1 Definitie	4
2.2 De zwakke vorm van de E.M.H.	5
2.3 De halfsterke vorm van de E.M.H.	5
2.4 De sterke vorm van de E.M.H.	6
2.5 Empirische inzichten met betrekking tot marktefficiëntie	7
2.5.1 Zwakke vorm	7
2.5.2 Halfsterke vorm	8
2.5.3 Sterke vorm	8
2.6 Anomalieën	9
2.7 Passief versus actief beleggen	10
2.8 Conclusie	11

Hoofdstuk 3: Capital Asset Pricing Model..... 12

3.1 Het CAP-Model	12
3.2 Empirische inzichten met betrekking tot het CAP-model	14
3.3 Conclusie	15

Hoofdstuk 4: Financiële ratio's.....17

4.1 Fundamentele ratio's	17
4.1.1 Price-earnings ratio (PE-ratio)	17
4.1.2 Price-to-book-value ratio (PB-ratio)	19
4.1.3 Dividend yield ratio (DP-ratio)	20
4.1.4 Price to cash flow ratio (PCF-ratio)	22
4.1.5 Marktkapitalisatie	23
4.2 Technische ratio's	24
4.2.1 Momentum	24
4.3 Ratio's uit de praktijk	26
4.3.1 Earnings per Share growth (EPS growth)	27
4.3.2 Sales growth	28
4.3.3 Return on Assets (ROA)	28
4.3.4 Return on Equity (ROE)	29
4.3.5 Net Income Margin	29
4.3.6 Debt to Equity ratio (DE-ratio)	30
4.4 Conclusie	31

Hoofdstuk 5: Analyse van de data.....32

5.1 De data	32
5.1.1 De verzameling van data	32
5.1.2 Het schatten van de beta's	34
5.1.3 Beschrijving van de onderzoeksmethode	37
5.1.3 Beschrijving van de globale database	38
5.2 Univariate regressies	41
5.2.1 Univariate lineaire regressie	41
5.2.1.1 Beta	41
5.2.1.2 Momentum 1Y, Momentum 6M en Momentum 3M	42
5.2.1.5 EPS growth 5Y	43
5.2.2 Univariate inverse regressie	43
5.2.2.1 Inverse PE en inverse PEupd	44
5.2.2.2 Inverse PB en inverse PBupd	45
5.2.2.3 Inverse PCF en inverse PCFupd	45

5.2.3 Univariate logaritmische regressie	46
5.2.3.1 Logaritmische PE en logaritmische PEupd	47
5.2.3.2 Logaritmische DivYield en logaritmische DivYieldupd	48
5.2.3.3 Logaritmische Size	48
5.2.3.4 Logaritmische ROA	49
5.2.4 Overzicht van de resultaten	49
5.2.5 Assumpties van OLS regressies op univariaat niveau	50
5.2.6 Controle van de normale verdeling	53
5.3 Multivariate regressie	55
5.3.1 De gezamenlijke invloed van alle variabelen	55
5.3.2 De correlaties tussen de variabelen	56
5.3.3 Multivariate modellen	57
5.3.3.1 Model 1: Momentum 6M, Inverse PB, Inverse PCFupd	57
5.3.3.2 Model 2: Momentum 6M, Ln ROA	58
5.3.3.3 Model 3: Momentum 6M, Inverse PEupd	59
5.3.3.4 Model 4: Momentum 6M, Ln DivYield	60
5.3.4 Controle voor Beta	61
5.3.4.1 Model 5: Beta, Momentum 6M, Inverse PBupd	62
5.3.5 Assumpties van OLS regressies op multivariaat niveau	62
5.4 Conclusie	65

Hoofdstuk 6: Simulatie.....68

6.1 Beschrijving van de data en methode	68
6.2 Bespreking van de resultaten	69
6.2.1 Simulatie met Model 1 in 2006 en 2007	70
6.2.2 Simulatie met Model 2 in 2006 en 2007	72
6.2.3 Simulatie met Model 5 in 2006 en 2007	73
6.3 Conclusie	74

<u>Hoofdstuk 7: Conclusie</u>.....	76
7.1 De onderzoeksresultaten en de Efficiënte Markt Hypothese	77
7.2 De onderzoeksresultaten en het Capital Asset Pricing Model	78
7.3 De onderzoeksresultaten en andere studies	79
7.4 Kritiek en aanzet tot verder onderzoek	80

Lijst van de geraadpleegde werken

Lijst van tabellen

Lijst van figuren

Bijlages

1 Probleemstelling

"Eender welke kleine belegger kan minstens even goed presteren als de populaire professional, op voorwaarde dat hij er moeite voor doet"

Peter Lynch

(Huylensbroeck, 2007: 112)

1.1 Praktijkprobleem

Beleggen op de beurs is de *place to be* voor diegene die zijn vermogen graag ziet aangroeien. Uit een onderzoek van Dehopere et al. (1997) naar de Belgische beurs blijkt dat tussen 1940 en 1992 de gemiddelde return op de Belgische aandelenmarkt 10,91 % was. De BEL20-index steeg tussen 2003 en 2007 zelfs met 233,44 %¹. Indien je dit vergelijkt met de opbrengsten van een spaarboekje, dan lijkt de beurs de uitverkoren plaats voor éénieder om zijn vermogen te beleggen.

Een eenvoudige manier om hierop in te spelen, is door te beleggen in een indexfonds dat de BEL20 tracht te volgen. Een dergelijke passieve belegger gelooft in de Efficiënte Markt Hypothese² en vindt het dan ook niet de moeite om op zoek te gaan naar abnormale rendementen. Vaak gaan actieve beleggers echter op zoek naar grotere winsten door beursgenoteerde bedrijven grondig te analyseren en te selecteren in de hoop een hoger rendement te behalen dan een referentie-index, bijvoorbeeld de BEL20-index.

Om een rationele aandeleninvestering te doen, dient een belegger het bedrijf door en door te kennen. Hij dient veel tijd te spenderen aan het leren kennen van de onderneming, haar producten, haar concurrenten en haar toekomstperspectieven. Vaak worden financiële ratio's gebruikt om een eerste beeld te krijgen van de situatie van de onderneming. Via deze ratio's kan er een uitdrukking gegeven worden aan de waarde van de onderneming, de winstgevendheid, de operationele efficiëntie, de solvabiliteit, de liquiditeit, etc. Op basis van een analyse van deze financiële ratio's, kan dan een bedrijf geselecteerd worden waarvan verwacht wordt dat het een grote toekomstige koerswinst zal opleveren.

¹ Van 1426,59 punten op 12 maart 2003 tot 4756,82 punten op 23 mei 2007.

² De Efficiënte Markt Hypothese wordt besproken in het volgende hoofdstuk 2.

De beurswereld is een interessant onderzoeksdomein en er zijn al ontelbare studies geweest naar de voorspelbaarheid van de beurskoersen. Aandelenkoersen volgen echter een *random walk* patroon waardoor ze in theorie dus niet voorspelbaar zijn (Gujarati, 2003: 798). Toch blijkt uit internationale empirische studies dat er relaties zouden bestaan tussen bepaalde financiële ratio's en hun toekomstige beurskoers. Zo blijkt bijvoorbeeld dat bedrijven met een lage Price-to-Earnings ratio een betere gemiddelde return behalen dan bedrijven met een hoge Price-to-Earnings ratio (Fama en French, 1992). Deze studies zijn vaak op internationaal niveau gebeurd. Hoewel deze onderzoeken significante verbanden hebben aangetoond tussen de desbetreffende ratio en de beurskoers, mag de lijn niet zomaar worden doorgetrokken naar de Belgische beursmarkt.

Bijgevolg lijkt het aangewezen een studie uit te voeren naar de verklarende kracht van financiële ratio's met betrekking tot de toekomstige beursrendementen van ondernemingen noterend op Euronext Brussel. Bij deze zou er dan ook een onderzoek uitgevoerd worden naar de Efficiënte Markt Hypothese dat stelt dat een belegger geen abnormale returns kan behalen. Daarnaast wordt er een onderzoek gedaan naar het Capital Asset Pricing Model dat stelt dat de verwachte opbrengsten van effecten een positieve lineaire functie zijn van hun betacoëfficiënt, hetgeen een uitdrukking is van het risico van een aandeel relatief ten opzichte van het risico van de marktportefeuille.

1.2 Centrale onderzoeksvraag

De centrale onderzoeksvraag kan als volgt geformuleerd worden:

Welke financiële ratio's verklaren op een significante manier de toekomstige aandelenrendementen van beursgenoteerde ondernemingen noterend op Euronext Brussel?

1.3 Deelvragen

Om een antwoord te kunnen geven op de centrale onderzoeksvraag, trachten we de volgende deelvragen op te lossen:

- 1. Is het voor een belegger in aandelen nuttig om financiële ratio's te bestuderen?**
- 2. Waardoor wordt volgens de theorie het rendement van een aandeel beïnvloed?**
- 3. Voor welke financiële ratio's werd reeds aangetoond dat er een significant verband is met het verwachte aandeelrendement?**
- 4. Welke financiële ratio's worden in de praktijk vaak gebruikt?**
- 5. Welke financiële ratio's hebben op univariaat niveau een significant verband met het verwachte aandeelrendement?**
- 6. Welke financiële ratio's hebben op multivariaat niveau een significant verband met het verwachte aandeelrendement?**

1.4 Onderzoeksopzet

Deze eindverhandeling is opgebouwd uit twee delen. In een eerste deel wordt aan de hand van drie hoofdstukken nader ingegaan op de theoretische achtergrond van het onderwerp van deze eindverhandeling. Hoofdstuk twee begint met een bespreking van de Efficiënte Markthypothese. Hierbij wordt er getracht een antwoord te vinden op de eerste deelvraag. In een volgend hoofdstuk drie wordt het Capital Asset Pricing Model besproken waarbij de derde deelvraag onderzocht wordt. Ten slotte wordt in hoofdstuk vier via een literatuurstudie en een praktijkonderzoek een antwoord gezocht op deelvragen drie en vier.

In het tweede gedeelte van deze eindverhandeling worden de onderzoeksmethode en resultaten besproken. In hoofdstuk vijf worden univariate en multivariate regressies uitgevoerd om significant verklarende financiële ratio's te identificeren, waarbij deelvraag vijf en zes beantwoord zullen worden. In een tweede hoofdstuk zes wordt een simulatie uitgevoerd op basis van out-of-sample data. De eindverhandeling eindigt met een algemene conclusie in hoofdstuk zeven, die de twee delen met elkaar linkt.

2. De Efficiënte Markt Hypothese

"Fundamentele analyse is een redelijk nutteloze bezigheid"

Eugene F. Fama

(Huylensbroeck, 2007: 77)

De Efficiënte Markt Hypothese (E.M.H.) gaat ervan uit dat alle informatie reeds in de aandelenkoers vervat zit waardoor een belegger geen abnormale returns kan behalen. Deze hypothese werd ontwikkeld door Eugene Fama (1970). Hij onderzocht met behulp van koersgegevens en computerwerk verschillende beleggingsstrategieën en toonde empirisch aan dat geen enkele methode of handelssysteem de beurs op een consistente manier kan kloppen. Hij concludeert dat de technische analyse en zelfs de fundamentele analyse geen zin hebben. De markten zijn immers efficiënt en de beurskoersen weerspiegelen gemiddeld op een correcte manier alle beschikbare informatie.

2.1 Definitie

Fama (1970) vermeldt in zijn studie dat een markt efficiënt is wanneer de prijzen volledig de beschikbare informatie reflecteren. Een meer formele definitie wordt gegeven door Malkiel:

"A capital market is said to be efficient if it fully and correctly reflects all relevant information in determining security prices. Formally, the market is said to be efficient with respect to some information set if security prices would be unaffected by revealing that information to all participants. Moreover, efficiency with respect to an information set implies that it is impossible to make economic profits by trading on the basis of that information set." (Malkiel in Laveren et al., 2004: 301)

De efficiëntie van de aandelenmarkt kan gemeten worden door na te gaan welke informatieset gereflecteerd wordt in de prijzen. Fama (1970: 383) onderscheidt drie soorten informatiesets en concludeert dat er drie vormen van marktefficiëntie te onderscheiden vallen op basis van deze drie verschillende informatiesets. In hetgeen volgt worden deze drie vormen van marktefficiëntie nader besproken.

2.2 De zwakke vorm van de E.M.H.

Op het laagste niveau van efficiëntie, de zwakke vorm, reflecteren aandelenprijzen alle informatie die beschikbaar is in historische aandelenprijzen (Fama, 1970: 383). Dit betekent dat koersen uit het verleden en gegevens die rechtstreeks uit de markt te halen zijn, geen mogelijkheid bieden aan de belegger om een abnormaal rendement te behalen. De koersen zullen dan enkel wijzigen bij het vrijkomen van nieuwe informatie. Deze is echter per definitie niet voorspelbaar, waardoor de prijswijzigingen een *random-walk* patroon volgen (Laveren et al., 2004).

Dit betekent dat de technische analyse niet werkt (Chincarini en Kim, 2006). Dit is de analyse van de koersontwikkeling van een aandeel in het verleden met het doel daarin trends te vinden die een aanwijzing vormen voor het toekomstige koersverloop (Den Boon, 2000). Technische analisten geloven dat aandelenprijzen slechts geleidelijk naar hun juiste koers evolueren bij het bekend geraken van nieuwe informatie omdat niet alle investeerders gelijktijdige toegang hebben tot de informatie. Door dit tijdsverschil ontstaat er een opportuniteit voor de technische analisten om in te spelen op de patronen die zij aan de hand van de koersen identificeren.

Het *momentum* is bijvoorbeeld een eenvoudig patroon dat onderscheiden wordt door technische analisten. De idee is dat wanneer een aandeel een positieve opbrengst heeft in een bepaalde periode, er een grote kans is dat ook in de volgende periode er een positieve opbrengst zal zijn (Chincarini en Kim, 2006). Volgens de zwakke vorm van efficiëntie is dit dus niet mogelijk: koersen uit het verleden geven géén informatie over het toekomstige koersverloop.

2.3 De halfsterke vorm van de E.M.H.

Volgens de halfsterke vorm van efficiëntie bevatten de huidige aandelenprijzen alle informatie die publiek beschikbaar is (Fama, 1970: 383). Deze vorm omvat de zwakke vorm en verwijst daarnaast ook naar de informatie die niet rechtstreeks uit de beurskoersen gehaald kan worden zoals winst- en dividendaankondigingen, price-earnings ratio's, economisch en politiek nieuws, etc. (Vandersanden, 2001). Al deze informatie geeft dus geen aanleiding tot het behalen van een buitengewoon rendement.

Dit heeft tot gevolg dat op dit niveau de fundamentele analyse geen aanleiding geeft tot het behalen van buitengewone opbrengsten. Dit is de analyse van een aandeel op basis van gegevens uit het jaarverslag, bedrijfsbezoeken, analistenrapporten en informatie over de branche (Den Boon, 2000). Volgens fundamentele analisten is bijvoorbeeld een lage *price-to-book* ratio³ een aanwijzing dat het desbetreffende aandeel ondergewaardeerd kan zijn (Chincarini en Kim, 2006). In een markt met een halfsterke vorm van efficiëntie, kunnen deze fundamentele analisten geen buitengewone opbrengsten behalen door gebruik te maken van dergelijke ratio's. Dit is immers publieke informatie en volgens de halfsterke vorm is de aandelenkoers reeds aangepast aan deze gegevens.

Volgens Fama is de fundamentele analyse dan ook een redelijk nutteloze procedure. Nochtans kunnen markten pas een zeker niveau van efficiëntie bereiken indien duizenden experts de koersen analyseren en de markten afschuimen op zoek naar tijdelijke inefficiënties (Huylenbroeck, 2007: 76-78).

2.4 De sterke vorm van de E.M.H.

Op het hoogste niveau van efficiëntie, de sterke vorm, reflecteren aandelenprijzen alle informatie die beschikbaar is, zowel publieke als private informatie (Fama, 1970: 383). Dit omvat dus zowel de zwakke als halfsterke vorm van efficiëntie en verwijst bovendien ook naar private informatie, of andere dan publiek beschikbare informatie. Een voorbeeld hiervan is de interne informatie waarvan een bedrijfsleider wel op de hoogte is, maar wat (nog) niet bekend is voor het grote publiek.

Fama concludeert in zijn onderzoek dat onder deze vorm van efficiëntie niemand in staat is om buitengewone rendementen te behalen, zelfs personen met voorkennis niet. In een perfect efficiënte markt kunnen beleggers geen abnormaal rendement behalen rekening houdend met het risico. Hogere rendementen zijn dan enkel mogelijk indien men ook bereid is om meer risico te nemen (Chincarini en Kim, 2006: 29).

³ Ratio's worden besproken in hoofdstuk 4

2.5 Empirische inzichten met betrekking tot marktefficiëntie

Dat de markten niet voldoen aan de sterke vorm van efficiëntie is makkelijk te begrijpen. De wet verbiedt immers het handelen in aandelen met voorkennis⁴. Indien deze wet zijn doel bereikt en personen met voorkennis zich hieraan houden, kan er per definitie niet voldaan zijn aan de sterke vorm van efficiëntie (Chincarini en Kim, 2006). Ook aan de halfsterke vorm van efficiëntie lijkt niet voldaan te zijn. Hoe kan een fundamentele belegger als Warren Buffett anders een gemiddelde jaarlijkse opbrengst behalen van 22,2 % tussen 1965 en 2003 terwijl de referentie-index S&P500 slechts 10,4 % haalt (Berkshire Hathaway, 2003).

Doorheen de jaren zijn er al tal van wetenschappelijke studies naar indicaties van marktinefficiënties geweest die bewijzen leveren tegen de sterke en halfsterke vorm van de Efficiënte Markt Hypothese.

2.5.1 Zwakke vorm

Typische testen m.b.t. de zwakke vorm trachten te bepalen indien historische koersen gebruikt kunnen worden om toekomstige koersen te voorspellen. Fama (1970: 394) vermeldt in zijn onderzoek dat slechts 0,36 % van de huidige koers kan afgeleid worden uit de historische koers van een aandeel. Dit is echter een te klein percentage om bepaalde regels te hanteren waaruit men beslissingen kan nemen door kennis van historische koersen. De zwakke vorm van de E.M.H. lijkt voor hem hiermee bewezen.

Ook vermelden Laveren et al. (2004: 305-306) verschillende onderzoeken die aantonen dat de financiële markten efficiënt zijn in de zwakke vorm: Cootner (1974) onderzocht de markt in de Verenigde Staten, Praetz (1972) in Australië, Griffiths (1970) in het Verenigd Koninkrijk, De Gooijer (1984) in Nederland, Solnik (1973) en Corhay (1989) in België.

Men zou kunnen besluiten dat op basis van de technische analyse geen abnormale rendementen kunnen worden behaald. Laveren et al. (2004: 306) vermelden echter tal van recente studies die aantonen dat er op basis van technische analyse toch abnormale rendementen behaald kunnen worden: Brock, Lakonishok en LeBaron (1992) en Bessembinder en Chan (1995).

⁴ Zie hiervoor Richtlijn 2003/6/EG van het Europees Parlement en de Raad van 28 januari 2003 betreffende handel met voorwetenschap en marktmanipulatie (marktmisbruik).

Ook zijn er tal van tijdspatronen in aandelenreturns onderzocht die de zwakke vorm van efficiëntie kunnen verwerpen. Laveren et al. (2004: 306-308) vermelden onder andere het onderzoek van French (1980), Gibbons en Hess (1981), Keim en Stambaugh (1984) en Harris (1986) die onderzoek deden naar het gekende *day-of-the-week effect*. Daarnaast vermelden zij ook onderzoeken naar het *januari-effect*: Rozeff en Kinney (1976), Ritter en Chopra (1989), Rogalski en Tinic (1986), Keim (1985) en Haugen en Jorion (1997).

2.5.2 Halfsterke vorm

De meeste studies met betrekking tot de halfsterke vorm hebben slechts betrekking op een bepaald deel van de publiek beschikbare informatie. Over het algemeen ondersteunen deze empirische studies de halfsterke vorm van de Efficiënte Markt Hypothese. Laveren et al. (2004: 309-310) vermelden onder andere onderzoeken naar de aankondiging van aandelensplits van Fama, Fisher, Jensen en Roll (1969), naar jaarlijkse winstaankondigingen (Ball en Brown, 1968), naar kwartaalberichten (Brown en Kennelly, 1972), naar dividendaankondigingen (Pettit, 1983) en naar blokkenhandel (Firth, 1975). Ook vermelden Laveren et al. (2004: 310) de Belgische studies naar onder andere dividendaankondigingen door Brehain (1980), naar de publicatie van verplichte financiële informatie door Hawawini en Michel (1981), en naar fusies en overnames door Gagnon et al. (1982).

Laveren et al. (2004) concluderen dat al deze studies een significante anticipatie van informatie bevestigen waarbij de informatie meestal reeds volledig in de prijzen gereflecteerd zijn op het moment dat ze wordt bekendgemaakt waardoor er na de bekendmaking nog zelden significante prijsaanpassingen zijn. Bijgevolg concluderen zij dat de Belgische markt als efficiënt mag beschouwd worden.

2.5.3 Sterke vorm

Volgens Laveren et al. (2004: 311) wordt de sterke vorm van de Efficiënte Markt Hypothese empirisch niet bevestigd. Het is dus mogelijk om op basis van niet-publieke informatie een abnormale return te halen. Zij vermelden hierbij enkele onderzoeken die deze stelling moet staven: Lorie en Niederhoffer (1968), Finnerty (1976), Givoly en Palman (1985), Seyhun (1986) en Heinkel en Kraus (1987) hebben aangetoond dat insiders een abnormaal rendement behalen.

Malkiel (2005) heeft echter recent nog een onderzoek gedaan naar de efficiëntie van de Amerikaanse markten. In zijn studie haalt hij meerdere argumenten aan waaruit volgens hem blijkt dat de markten efficiënt zijn. Eerst en vooral onderzocht hij de voorspelbaarheid van de aandelenprijzen door een onderzoek te doen naar de resultaten van professioneel beheerde investeringsfondsen. Hij stelde dat deze fondsen beter zouden moeten presteren dan passieve indexfondsen, indien de prijzen werkelijk voorspeld kunnen worden. Hij stelt dat in het jaar 2003 slechts een kwart van de *large capitalization equity* fondsen het beter deed dan de S&P500. Wanneer hij de tijdshorizon verlengt naar 20 jaar, blijven er slechts 10 % van de fondsen over die beter presteerden. Zijn onderzoek wijst dus uit dat de actief beheerde fondsen niet significant beter presteren dan de passief beheerde indexfondsen. Daarnaast keek hij naar de consistentie van goed presterende fondsen. Zo concludeerde hij dat de 10 beste fondsen uit de jaren 1960 die beter deden dan de index, het gedurende de jaren 1970 slechter deden dan de index. Hetzelfde geldt voor de beste fondsen van de jaren 1970 en 1980. In het volgende decennia presteerden zij telkens minder dan gemiddeld. Ook bekeek hij de prestaties van ratingbureaus. Hij onderzocht de prestaties van de fondsen die door Morningstar⁵ een 4 of 5 sterren waardering gekregen hadden. Hij concludeerde dat deze fondsen significant slechter presteerden dan de Wilshire 5000 index. Bijgevolg concludeert Malkiel dat dit voldoende bewijs is om aan te nemen dat de markten efficiënt zijn.

2.6 Anomalieën

We kunnen stellen dat er heel wat onderzoeken gebeurd zijn naar de efficiëntie van de markten in hun halfsterke en sterke vorm. De resultaten zijn echter niet eenduidig. Studies zoals deze van Malkiel (2005) bevestigen de sterke vorm van efficiënte markten. Andere studies wijzen echter uit dat er marktinefficiënties bestaan. Deze kunnen aangeduid worden als anomalieën en geven een indicatie van inefficiënte markten.

Het blijkt bijvoorbeeld mogelijk te zijn een abnormaal rendement te behalen op basis van een aantal ondernemingskarakteristieken. Laveren et al. (2004: 310) vermelden onderzoeken naar de grootte van de onderneming (Banz, 1981), naar de *price-to-book value* ratio (Fama en French, 1992), naar de *dividend yield* (Fama en French, 1988) en naar de *price-to-earnings* ratio (Keim en Westerfield, 1989).

⁵ Meer informatie over Morningstar op <url/http://www.morningstar.be/aboutus/default.aspx?lang=NL>

Hoewel deze anomalieën indicaties zijn van inefficiënte markten, hoeft dit niet noodzakelijk zo te zijn. Elton en Gruber geven enkele verklaringen hiervoor, waaronder de stelling dat het Capital Asset Pricing Model⁶ verkeerd wordt toegepast. De geobserveerde abnormale returns zijn in dat geval niet werkelijk abnormaal. Dit model zelf kan echter ook ongeschikt zijn om aandelenreturns te beschrijven. Ook kan de geobserveerde relatie in werkelijkheid niet bestaan en is ze het gevolg van *data-mining* (Elton en Gruber in Laveren et al., 2004: 311).

Doordat onderzoekers het bestaan van anomalieën niet volledig kunnen verklaren aan de hand van hun theorieën die veronderstellen dat beleggers rationeel handelen, is er de *Behavioral finance* theorie ontstaan. Behavioral finance tracht het bestaan van anomalieën te verklaren door het bestuderen van de psychologische effecten en irrationele gedragingen van beleggers bij hun investeringsbeslissingen (Chincarini en Kim, 2006).

2.7 Passief versus actief beleggen

Ten gevolge van het bestaan van deze Efficiënte Markt Hypothese kunnen we de beleggers indelen in twee groepen. Zij beleggen elk (onder andere) in aandelen maar vertrekken van een verschillende strategie.

Een passieve belegger gaat van de veronderstelling uit dat de Efficiënte Markt Hypothese klopt en dat alle informatie reeds in de marktprijzen vervat zitten. Bijgevolg is het niet mogelijk om abnormale rendementen te behalen door aandelenselectie en beleggen zij enkel in indexfondsen of stellen zij een eigen portefeuille samen die de samenstelling van de index benadert. Het doel is simpelweg het rendement van de index te evenaren. De passieve belegger kan hierdoor heel wat tijd en moeite uitsparen en zijn transactiekosten zijn lager doordat hij enkel transacties uitvoert om veranderingen in de index te kopiëren of om dividenden te herinvesteren (Chincarini en Kim, 2006). In de ogen van Graham (2006: 6) is dit een defensieve belegger die de klemtoon legt op het vermijden van risico's en verliezen.

⁶ Het CAP-Model wordt besproken in het volgende hoofdstuk 3.

Een actieve belegger daarentegen is ervan overtuigd dat hij een rendement kan behalen door aandelenselectie dat hoger ligt dan de index of een andere benchmark (Chincarini en Kim, 2006). Graham (2006: 6) noemt deze een agressieve belegger die op zoek is naar een extra rendement. Hij is echter bereid hiervoor een groot deel van zijn tijd op te offeren in zijn zoektocht naar aandelen met een verwacht rendement dat hoger ligt dan de benchmark.

2.8 Conclusie

Uit voorgaande empirische studies blijkt dat meestal de zwakke en de halfsterke vorm van de Efficiënte Markt Hypothese aanvaard kan worden. Dit lijkt erop te wijzen dat het zowel via de technische als fundamentele analyse niet mogelijk is om op een consistente wijze abnormale rendementen te behalen op de aandelenmarkten. Toch is het via talrijke studies naar marktinefficiënties en praktische voorbeelden zoals Warren Buffett duidelijk dat er mogelijkheden bestaan om op een systematische manier de markt te verslaan en een abnormaal rendement te behalen.

De sterke vorm van de Efficiënte Markt Hypothese wordt empirisch niet bevestigd. Dit betekent dat het mogelijk is om via niet-publieke informatie, *inside information*, abnormale rendementen te behalen. Enerzijds is een belegger meestal niet in het bezit van deze informatie en anderzijds is het beleggen op basis van voorkennis per wet verboden.

Het volgende hoofdstuk geeft een beschrijving van het Capital Asset Pricing Model dat theoretisch stelt dat het rendement van een aandeel enkel afhankelijk is van zijn risico ten opzichte van de markt en het rendement van een risicovrije belegging.

3. Het Capital Asset Pricing Model

*"Ik ontwaarde een geweldige mathematische schoonheid
in die notie van evenwicht van het CAPM-model"*

Fisher Black

(Huylensbroeck, 2007: 81)

3.1 Het CAP-Model

Het Capital Asset Pricing Model (CAPM) werd ontwikkeld door William Sharpe en John Lintner en is een evenwichtsmodel dat de relatie tussen verwacht rendement en risico beschrijft: beleggers zijn bereid meer risico te nemen op voorwaarde dat ze daar een gepaste extra vergoeding voor mogen verwachten. Het model gaat uit van een competitieve en efficiënte kapitaalmarkt die door rationele, opbrengstzoekende en risicoafkerige beleggers wordt gedomineerd (Laveren et al., 2004 en Ots, 2005).

Het CAP-Model maakt een onderscheid tussen twee soorten risico. Eerst en vooral is er het specifieke of niet-systematische risico, hetgeen het koersrisico is dat samenhangt met specifieke aandelen. Dit soort risico kan gereduceerd worden door middel van diversificatie, hetgeen betekent dat een belegger zijn vermogen dient te spreiden over verschillende effecten⁷. Daarnaast is er het marktrisico of systematische risico hetgeen de invloed van algemene factoren, zoals interest, inflatie, valutakoersen en de conjunctuur op de koersen van alle effecten omvat. Dit risico kan niet worden gereduceerd door middel van diversificatie. Het CAPM stelt dat de belegger enkel een risicopremie mag verwachten voor het marktrisico omdat dit een niet vermijdbaar risico is, terwijl het specifieke risico niet vergoed wordt om wille van het vermijdbaar karakter door middel van diversificatie (Laveren et al., 2004 en Ots, 2005).

⁷ Een voorwaarde voor risicoreductie via diversificatie is dat de rendementen op de individuele beleggingsobjecten die deel uitmaken van de portefeuille, niet perfect positief met elkaar gecorreleerd zijn (Laveren et al., 2004: 201)

In het CAP-Model wordt het marktrisico weergegeven door de betacoëfficiënt. Deze coëfficiënt geeft het risico van een aandeel relatief ten opzichte van het risico van de marktportefeuille weer. Het CAP-Model stelt dat er een lineaire relatie bestaat tussen het vereiste rendement van een belegging en de betacoëfficiënt. Deze relatie kan op de volgende manier mathematisch beschreven worden (Laveren et al., 2004):

$$E(R_i) = R_f + \beta_i (E(R_m) - R_f)$$

Waarbij:

- $E(R_i)$ = het vereiste rendement van aandeel i
- R_f = het rendement van een risicovrije belegging
- $E(R_m)$ = het verwachte rendement van de marktportefeuille

De betacoëfficiënt kan hierbij als volgt berekend worden:

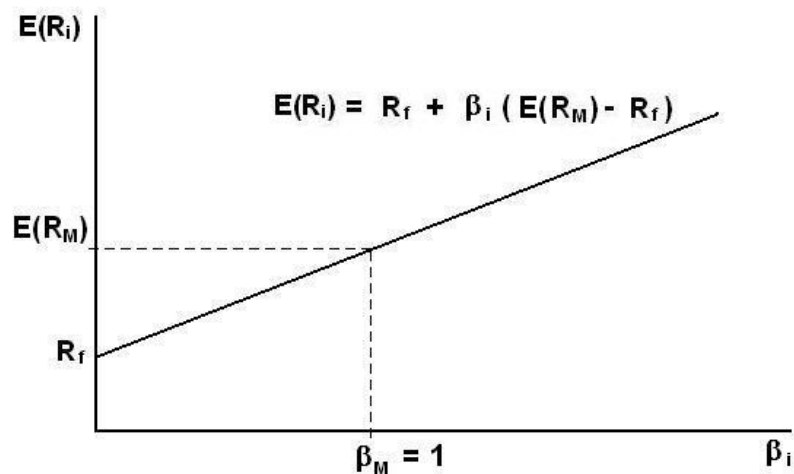
$$\beta_i = \frac{\text{cov}(R_i, R_M)}{\text{var}(R_M)}$$

Het vereiste rendement van een aandeel wordt volgens dit model beïnvloed door drie factoren. Eerst en vooral is er het rendement van een risicovrije belegging R_f . Daarnaast wordt het rendement ook bepaald door de marktprijs van het risico, uitgedrukt door het verschil te nemen tussen het verwachte marktrendement $E(R_m)$ en het rendement van de risicovrije belegging R_f . Een derde en laatste bepalende factor voor het vereiste rendement van een aandeel is het risico van het effect relatief ten opzichte van het risico van de marktportefeuille, zoals bepaald volgens de betacoëfficiënt β_i (Laveren et al., 2004).

Het CAP-Model stelt dus dat de betacoëfficiënt de enige parameter is die verschillen in het vereiste rendement van een belegging kan verklaren (Fama en French, 2004). In Figuur 3.1 wordt deze lineaire relatie grafisch weergegeven. Hieruit valt af te leiden dat het vereiste rendement van een effect, $E(R_i)$, stijgt bij een groter wordende betacoëfficiënt β_i . Ook is weergegeven dat een risicovrije belegging R_f een betacoëfficiënt van nul heeft, terwijl de betacoëfficiënt van de marktportefeuille gelijk is aan één. Indien de beta voor een bepaald aandeel kleiner is dan één, dan spreekt men van een defensief aandeel. Dit betekent dat wanneer het marktrendement afneemt, het rendement van het

desbetreffende aandeel minder dan proportioneel zal afnemen. Indien de betacoëfficiënt groter is dan één, spreekt men van een aggressief aandeel. De betacoëfficiënt geeft dus aan in welke mate het rendement van een effect reageert op wijzigingen in het marktrendement (Laveren et al., 2004).

Figuur 3.1: Het Capital Asset Pricing Model



Bron: Laveren et al. (2004: 217)

3.2 Empirische inzichten met betrekking tot het CAP-Model

Laveren et al. (2004: 238) vermelden dat de eerste studies naar het CAP-Model bevestigen dat enkel het systematisch risico vergoed wordt. Ze vermelden hierbij de studies van Black, Jensen & Scholes uit 1972, Fama & MacBeth uit 1973 en Fried & Blume uit 1973. Ook Fama en French (1992) vermelden de eerste twee studies en schrijven dat deze onderzoeken vastgesteld hebben dat er een positieve relatie is tussen het gemiddelde aandelenrendement en de betacoëfficiënten gedurende de periode vóór 1969.

Recentere studies hebben echter aangetoond dat de beta niet de enige variabele is die verklarend is voor de gemiddelde rendementen. In het vorige hoofdstuk werden reeds verschillende studies vermeld die empirische verbanden aantonen tussen een aantal ondernemingskarakteristieken en de mogelijkheid tot het behalen van abnormale rendementen (cfr. 2.6, Anomalieën). Fama en French (1992) vinden in hun onderzoek,

gebruik makend van data uit de Verenigde Staten, dat de relatie tussen de betacoëfficiënt en het gemiddelde rendement verdwijnt tijdens de onderzochte periode van 1963-1990. Hun studie steunt dus niet de hypothese van het CAP-Model dat stelt dat de gemiddelde aandelenrendementen positief gerelateerd zijn aan de betacoëfficiënten.

Daarnaast vermelden Fama en French (1992) nog andere studies die de theorie van het CAP-Model tegenspreken. Zo vermelden zij het onderzoek van Bhandari uit 1988 dat stelt dat de marktkapitalisatie van een onderneming een bijkomende verklaring geeft voor het gemiddelde rendement, naast de betacoëfficiënt van het CAPM. Daarnaast vermelden zij onder andere de studies van Stattman (1980) en Rosenberg, Reid, en Lanstein (1985) naar de boekwaarde van een onderneming als verklarende variabele voor het gemiddelde rendement. Laveren et al. (2004) vermelden nog de studie van Kothari en Shanken (1997) dat aantoont dat de dividend yield significant tot gemiddelde rendementen is gerelateerd.

3.3 Conclusie

Het Capital Asset Pricing Model stelt dus dat de verwachte opbrengsten van effecten een positieve lineaire functie zijn van hun betacoëfficiënt. Daarenboven is de betacoëfficiënt de enige variabele dat een verklarende kracht heeft op het verwachte rendement (Fama en French, 2004).

Sinds de jaren 1970 hebben onderzoekers tal van studies gedaan naar andere financiële variabelen zoals de marktkapitalisatie, verschillende prijsgerelateerde ratio's en het momentum. De empirische conclusies zijn dat er nog andere variabelen dan de beta zijn die een verklarende kracht hebben op het verwachte rendement van aandelen.

Dit betekent dat naast de betacoëfficiënt, er ook nog andere risicofactoren in beschouwing moeten worden genomen bij de verklaring van verwachte rendementen. Het uitgebreide CAP-Model zou er dan mathematisch als volgt kunnen uitzien (Laveren et al., 2004):

$$E(R_i) = R_f + b \beta_i + c (\text{variabele 1}) + d (\text{variabele 2}) + \dots$$

Waarbij:

$E(R_i)$ = het vereiste rendement van aandeel i

R_f = het rendement van een risicovrije belegging

b, c, d = reactiecoëfficiënten

In het volgende hoofdstuk 4, Financiële ratio's, gaan we via een literatuurstudie en een praktijkgericht onderzoek op zoek naar financiële ratio's die we kunnen gebruiken voor deze studie en voor de opbouw van ons eigen mathematisch model.

4. Financiële ratio's

*"What's needed is a sound intellectual framework for making decisions
and the ability to keep emotions from corroding that framework."*

Warren Buffett

(Graham, 2006, voorwoord)

4.1 Fundamentele ratio's

Fundamentele factoren beschrijven de financiële conditie van de onderneming. De meest gangbare fundamentele factoren zijn ratio's die rechtstreeks uit de resultatenrekening, de balans, en de gerapporteerde cash flow berekend kunnen worden. In deze paragraaf worden vijf fundamentele ratio's besproken die elk een uitdrukking geven aan de waarde van een aandeel. Ze ontstaan door de verhouding te nemen van een meting van hoe duur of goedkoop een aandeel is in vergelijking met een meting van winst of waarde van de onderneming. Het doel van deze ratio's is een vergelijking te maken van de kost van een aandeel ten opzichte van de voordelen van het in bezit hebben van dat aandeel.

4.1.1 Price-earnings ratio (PE-ratio)

De PE-ratio, of koerswinst verhouding, is waarschijnlijk een van de meest bestudeerde financiële ratio's binnen de Efficiënte Markt Hypothese en, dankzij zijn eenvoud, een van de meest gebruikte ratio's bij de waardering van een onderneming. De ratio vergelijkt de prijs van een aandeel met de winst per aandeel van het bedrijf. Het cijfer geeft aan hoeveel keer de winst van een bedrijf betaald wordt. Men redeneert dan dat hoe lager dit getal is, hoe goedkoper het aandeel is (Bakelants, 2007). Het relateert dus op een directe wijze de prijs van een aandeel met het gedeelte van de bedrijfswinst dat tot de eigenaar van het aandeel behoort (winst per aandeel of Earnings per Share (EPS)).

Vaak wordt de EPS vervangen door de *adjusted EPS*. Hierbij zullen eenmalige winsten niet in rekening gebracht worden aangezien ze het gevolg zijn van uitzonderlijke omstandigheden. Zo kunnen meerwaarden op de verkoop van activa het resultaat verbloemen, terwijl herstructureringskosten een verbeterde gang van zaken kunnen verhullen (Bakelants, 2007). Toch blijven er dan nog problemen hangen rond de winstbepaling. De gerapporteerde winst is immers ook afhankelijk van de gekozen boekhoudkundige methodes. Een wijziging in de afschrijvingsregels heeft een directe

invloed op de gerapporteerde winst, en bijgevolg een directe invloed op de ratio en (relatieve) waarde van de onderneming.

Indien men gebruik maakt van de winst van het afgelopen boekjaar, dan spreekt men van de *historische PE ratio*. Vaak gebruiken analisten echter de verwachte winsten voor het komende boekjaar. In dat geval spreekt men van de *prospective PE ratio*.

Volgens Anderson en Brooks (2005) is het eerste bekende onderzoek hiernaar dat van Nicholson uit 1960 en 1968. Hij zou toen al uit zijn onderzoek geconcludeerd hebben dat een aandelenbelegger beter op zoek kan gaan naar aandelen met een lage in plaats van hoge PE-ratio. Deze resultaten werden bevestigd door het onderzoek dat Basu in 1975 en 1977 uitvoerde (Anderson en Brooks, 2005).

Anderson en Brooks (2005) hebben zelf ook onderzoek gedaan naar de significantie van de PE ratio maar maakten daarbij gebruik van de winst per aandeel van de afgelopen acht jaren. Zij verantwoorden deze werkwijze door te stellen dat de winsten van ondernemingen gevoelig zijn voor conjunctuur. Bijgevolg dient er een soort afgevlakt gemiddelde genomen te worden. Zij hebben verschillende gewogen gemiddeldes genomen en bekomen de beste resultaten voor het optellen van de winst van het afgelopen jaar met de winst van acht jaar geleden en door abstractie te maken van de andere zes jaren. Zij concluderen dat deze PE ratio een meer significante voorspellingskracht heeft dan de gebruikelijke PE ratio die enkel gebruik maakt van de winst per aandeel van het afgelopen boekjaar.

Fama en French (1992) hebben de earnings to price (EP) ratio onderzocht in de Amerikaanse markt. Dit is simpelweg de inverse van de PE-ratio. Hiervoor maakten ze gebruik van alle niet-financiële aandelen die tussen 1962 en 1989 noteerden op de NYSE, AMEX en NASDAQ⁸. Voor deze Amerikaanse omgeving was er tijdens de onderzochte periode op het univariate niveau een sterke relatie tussen de EP-ratio en de gemiddelde opbrengst. Deze relatie is U-vormig: de gemiddelde opbrengst daalt van 1,46 % per maand voor portfolio's bestaande uit bedrijven met een negatieve EP tot 0,93 % voor portfolio's bestaande uit bedrijven met een lage doch positieve EP. Hierna stijgt de

⁸ NYSE = New York Stock Exchange; AMEX = American Stock Exchange; NASDAQ = National Association of Securities Dealers Automated Quotations

gemiddelde opbrengst tot 1,72 % per maand voor de portfolio met de hoogste E/P. Deze relatie geldt echter enkel voor de onderzochte Amerikaanse markt en periode.

Meer recent hebben Fama en French (1998) een internationaal onderzoek gedaan naar vier ratio's, waarbij ook de earnings to price (EP) ratio werd bestudeerd. Zij maakten gebruik van data van 1975 tot 1995 uit dertien verschillende landen verspreid over Europa, Australië, Azië en de Verenigde Staten. België kwam ook voor in de geselecteerde Europese landen. Er werden twee groepen van aandelen geconstrueerd. De ene groep bestond uit aandelen met een hoge EP ratio (of een lage PE). Deze groep werd de *value* of waarde-aandelen genoemd. De andere groep bestond uit aandelen met een lage EP ratio (of een hoge PE) en werden de *growth* of groei-aandelen genoemd. In hun onderzoek vermelden ze zowel de resultaten voor een portfolio van aandelen uit verschillende landen, als een portfolio van aandelen uit éénzelfde land. Uit hun resultaten bleek dat de waarde-aandelen een significant betere return behaalden dan de groeiaandelen. De internationale waarde portfolio behaalde op jaarbasis gemiddeld 4,06 % meer return dan de internationale marktportfolio en gemiddeld 6,82 % meer return dan de internationale groeiportfolio. Bekijken we enkel de resultaten voor België, dan behaalde de Belgische waarde portfolio gemiddeld 2,50 % meer return dan de Belgische marktportfolio en gemiddeld 2,22 % meer dan de Belgische groeiportfolio.

We kunnen dus besluiten dat uit onderzoek blijkt dat op termijn bedrijven met een lage PE ratio (hoge EP) een betere gemiddelde return behalen dan bedrijven met een hoge PE ratio (lage EP).

4.1.2 Price to book value (PB-ratio)

Deze ratio wordt berekend door de prijs van een aandeel te delen door de boekwaarde van dat aandeel. Deze ratio meet dus de verhouding tussen de marktwaarde en de boekwaarde van een onderneming. De boekwaarde is al het geld dat ooit door de aandeelhouders werd ingebracht, plus alle gereserveerde winsten, minus de verliezen (Bakelants, 2007). Anders gesteld, het is de totale som van het aandelenkapitaal en de door de onderneming gevormde reserves (Schöndorff, 2000).

Voor een matuur bedrijf geldt de boekwaarde als een absolute minimumwaarde (Bakelants, 2007). Het bedrijf heeft dankzij heel zijn opgebouwde infrastructuur,

knowhow, klantenbasis en merken immers een veel hogere economische waarde die niet in cijfers vervat zit. Indien zulk een bedrijf onder zijn boekwaarde noteert, dan wijst dit op een mogelijke onderwaardering.

Voor de Amerikaanse markt onderzochten de al eerder vermelde onderzoekers Fama en French (1992) de book-to-market (BM) ratio. Dit is de inverse van de market-to-book (MB) ratio, hetgeen een andere benaming voor de price-to-book-value (PB) ratio is. Ook voor deze ratio vonden zij een positief verband met de gemiddelde opbrengst voor de Amerikaanse markt tussen de periode 1962 tot 1989. De gemiddelde opbrengst per maand stijgt van 0,30 % voor de portfolio met de laagste BM-ratio tot 1,83 % voor de portfolio met de hoogste BM-ratio.

Voor de Europese markt kunnen conclusies getrokken worden uit de internationale studie van Fama en French (1998) waarbij ook de book-to-market (BM) ratio werd bestudeerd. Opnieuw werden hier twee groepen onderscheiden op basis van hun score op de BM ratio. Bedrijven met een hoge score op de BM ratio (lage PB) werd de groep van de waarde-aandelen genoemd. De bedrijven met een lage score op deze ratio (hoge PB) vormden de tweede groep, de groeiaandelen. De internationale waarde portfolio behaalde op jaarbasis gemiddeld 5,16 % meer return dan de internationale marktportfolio en gemiddeld 7,68 % meer dan de internationale groeiportfolio. Bekijken we enkel de resultaten voor België, dan behaalde de Belgische waarde portfolio gemiddeld 2,28 % meer return dan de Belgische marktportfolio en gemiddeld 4,39 % meer dan de Belgische groeiportfolio. Ze besloten dan ook dat aandelen geselecteerd op basis van hun hoge BM of lage PB ratio significant meer return behaalden dan aandelen met een lage BM of hoge PB ratio.

We kunnen dus besluiten dat uit empirische resultaten blijkt dat bedrijven die een lage PB ratio (hoge BM) hebben op termijn een betere return behalen dan bedrijven met een hoge PB ratio (lage BM).

4.1.3 Dividend Yield ratio (DP-ratio)

Een mogelijke indicatie van over- of onderwaardering van aandelen, is de dividend yield of het dividendrendement. Dit is de verhouding tussen het uitgekeerde dividend en de waarde van een aandeel (Den Boon, 2000). Dividenden worden gezien als stabielere

doorheen de tijd dan aandelenprijzen omdat bedrijven trachten een stabiele dividendpolitiek te handhaven. Een laag dividendrendement zou er dus op kunnen wijzen dat de aandelenprijzen te snel gestegen zijn en dus overgewaardeerd zijn. Op middellange termijn zullen de koersen van deze aandelen dus moeten dalen. Een hoog dividendrendement wijst dan op een onderwaardering en zouden gevolgd moeten worden door een stijging van de koersen.

Dehopere et al. (1997) hebben hiernaar onderzoek gedaan voor de Belgische beurs tussen 1940 en 1992. Zij vinden geen significante statistische bewijzen voor een dividend-yield-cycli in de Belgische beurs. Zij vermelden dat dit wel al bewezen is voor Amerikaanse aandelen. Naargelang er een langere beleggingshorizon gekozen wordt, blijkt meer en meer van de return over die beleggingsperiode voorspelbaar te zijn op basis van het initiële dividendrendement.

Filbeck en Visscher (1997) onderzochten de dividend yield strategie in de Britse aandelenmarkt. Deze strategie bestaat erin een portfolio samen te stellen met aandelen uit een bepaalde index die het hoogste scoren op de DP-ratio. Zij onderzochten deze strategie op basis van gegevens van 1984 tot 1994 en maakten gebruik van die *Financial Times*-Stock Exchange 100 Index die bestaat uit de 100 grootste ondernemingen gemeten in marktkapitalisatie op 13 februari 1984. De prestaties van de 10 bedrijven uit deze index met de hoogste score op de DP ratio werden vergeleken met de index zelf, rekening houdend met het genomen risico. Zij concludeerden dat de hoge dividend yield strategie in de Britse markt geen betere resultaten behaalde over de periode 1984-1994. Slechts in 4 jaren presteerde de strategie beter dan zijn referentie.

Filbeck en Visscher (1997) geven echter wel een overzicht van de reeds ondernomen studies maar concluderen dat gedurende 50 jaar van onderzoek de resultaten gemengd blijven. Filbeck en Visscher vermelden onder andere de volgende studies die geen positief verband tussen dividend yield en aandelenreturns aangeven: Walter in 1956, Black en Scholes in 1974, Goetzmann en Jorion in 1993 en 1995. Daarnaast geven ze ook een aantal studies die wel een positief verband opleverden: Fama en French in 1988, Benjamin Graham in 1977, Grant in 1995.

In de meer recente en reeds eerder vermeldde internationale studie van Fama en French (1998) werd ook de DP ratio onderzocht. Ook hier werden er twee groepen gecreëerd. De

aandelen die hoog scoorden op de DP ratio werden de waarde-aandelen genoemd, terwijl de groei-aandelen laag op deze ratio scoorden. Opnieuw bleek uit hun resultaten dat de waarde-aandelen een significant betere return behaalden dan de groeiaandelen. De internationale waarde portfolio behaalde op jaarbasis gemiddeld 3,07 % meer return dan de internationale marktportfolio en gemiddeld 5,56 % meer dan de internationale groeiportfolio. Bekijken we enkel de resultaten voor België, dan behaalde de Belgische waarde portfolio gemiddeld 2,54 % meer return dan de Belgische marktportfolio en gemiddeld 2,91 % meer dan de Belgische groeiportfolio.

We kunnen dus besluiten dat de resultaten gemengd zijn, maar uit het meest recent beschreven onderzoek van Fama en French (1998) blijkt dat bedrijven met een hoge DP ratio op termijn een betere return behalen dan bedrijven met een lage DP ratio.

4.1.4 Price to cash flow ratio (PCF-ratio)

Deze PCF-ratio deelt eenvoudigweg de prijs van een aandeel door de cashflow per aandeel. In de paragraaf met betrekking tot de PE ratio (cfr. 4.1.1) werd reeds vermeld dat de gerapporteerde winst onder andere afhankelijk is van de gekozen boekhoudkundige methodes. Een manier om dit op te lossen is door te werken met de cash flow. De cash flow houdt immers geen rekening met niet-kaskosten zoals afschrijvingen en waarderverschillen. Ten gevolge van investeringen in nieuwe technologieën en bijkomende productiecapaciteit kunnen de boekhoudkundige afschrijvingen op deze investeringen immers de winstgroei drukken. Wanneer de winsten dankzij deze nieuwe investeringen flink aantrekken, zal dit niet tot uiting komen in de nettowinst ten gevolge van de zware afschrijvingen, maar zal dit wel te zien zijn aan hogere cashflows. (Bakelants, 2007).

De vierde ratio die Fama en French (1998) onderzocht hebben in hun internationale onderzoek is de cash flow to price (CFP) ratio. Dit is simpelweg de inverse van de PCF-ratio. In hun onderzoek hebben ze bedrijven met een hoge score op de CFP ratio (lage PCF) in één groep gestoken, de waarde-aandelen. De bedrijven met een lage score op deze ratio (hoge PCF) vormden de tweede groep, de groeiaandelen. De internationale waarde portfolio behaalde op jaarbasis gemiddeld 3,89 % meer return dan de internationale marktportfolio en gemiddeld 7,61 % meer dan de internationale groeiportfolio. Bekijken we enkel de resultaten voor België, dan behaalde de Belgische

waarde portfolio gemiddeld 3,84 % meer return dan de Belgische marktportfolio en gemiddeld 4,44 % meer dan de Belgische groeiportfolio.

We kunnen dus besluiten dat uit dit onderzoek blijkt dat bedrijven met een lage PCF ratio (hoge CFP) op termijn een betere return behalen dan bedrijven met een hoge PCF ratio (lage CFP).

4.1.5 Marktkapitalisatie

De marktkapitalisatie van een onderneming is de totale waarde van een onderneming, berekend door het uitstaande aantal aandelen te vermenigvuldigen met de beurskoers (Den Boon, 2000). Vaak wordt dit aangegeven met de Engelse benaming *Size*.

Tijdens het onderzoek van de Amerikaanse aandelenmarkt voor de periode 1962 tot 1989, hebben Fama en French (1992) het verband tussen de *size* van een onderneming en de gemiddelde return onderzocht. Uit hun resultaten blijkt dat ondernemingen met een lage marktkapitalisatie beter presteren dan ondernemingen met een hoge marktkapitalisatie. De gemiddelde opbrengst daalt van 1,64 % voor de portfolio met laagste *size* (met gemiddelde β van 1,44) tot 0,90 % per maand voor de portfolio met de hoogste *size* (met gemiddelde β van 0,90). Men zou kunnen beargumenteren dat deze kleine ondernemingen een hoger risico hebben (uitgedrukt in de CAPM- β) en dus een hogere risicopremie hebben. Bijgevolg lijkt het ook logisch dat deze kleine ondernemingen beter presteren dan de grote ondernemingen.

Fama en French (1992) hebben echter ook gezocht naar een verband tussen de β en de gemiddelde opbrengsten. Daarbij vonden zij géén verband: portfolio's opgebouwd uit aandelen met een lage β presteerden niet significant beter noch slechter dan portfolio's opgebouwd uit aandelen met een hoge β . Uit hun resultaten blijkt dat de portfolio met de laagste β (= 0,81) een gemiddelde opbrengst behaalde van 1,20 % per maand. De portfolio met de hoogste β (= 1,73) behaalde een gemiddelde opbrengst van 1,18 % per maand. Fama en French (1992) concluderen dan ook dat β niet bijdraagt tot de verklaring van gemiddelde opbrengsten voor de periode 1963-1990 op de Amerikaanse markt.

Deze resultaten druisen in tegen het Capital Asset Pricing Model (CAPM). Zoals reeds beschreven in het vorige hoofdstuk bestaat er volgens het CAP-Model een lineaire relatie tussen het vereiste rendement van een belegging en de betacoëfficiënt. Een hogere bèta zou moeten leiden tot een hoger rendement. De resultaten van Fama en French (1992) lijken dit dus tegen te spreken. Fama en French (1992: 438) bespreken enkele mogelijke verklaringen voor deze resultaten. Een mogelijke verklaring volgens hen is dat er een hoge correlatie kan zijn tussen andere verklarende variabelen en de werkelijke bèta's, waardoor een duidelijke relatie tussen de gemiddelde opbrengst en de gemeten bèta's verhinderd wordt. Een andere verklaring zou kunnen zijn dat de geschatte bèta's teveel hinder ondervinden van ruis waardoor de positieve relatie tussen bèta en gemiddelde opbrengst niet duidelijk naar voren komt.

Belangrijk om te onthouden is dus dat kleine ondernemingen beter lijken te presteren dan grote ondernemingen. Fama en French (1992) en Chincarini en Kim (2006) vermelden nog andere studies die tot diezelfde conclusie gekomen zijn: Banz (1981), Person en Harvey (1999), Kim en Moon (2002).

4.2 Technische ratio's

Er zijn zeer veel verschillende technische factoren die van elkaar onderscheiden kunnen worden. De meeste worden geconstrueerd op basis van aandelenprijzen en transactievolumes uit het verleden. Terwijl data voor de fundamentele factoren slechts per kwartaal beschikbaar zijn, hebben de technische factoren het voordeel dat ze continu kunnen worden geupdate. Een van de meest bestudeerde technische factoren is het Momentum.

4.2.1 Momentum

Het momentum gaat uit van de idee dat aandelen die het goed gedaan hebben in het verleden, het ook goed zullen doen in de toekomst, en vica versa. Het verleden kan gezien worden als het afgelopen jaar, de afgelopen 6 maanden, de afgelopen maand of week. Er wordt dus vanuit gegaan dat alle positieve of negatieve informatie van invloed op de koers nog niet volledig doorheen de beleggerswereld gereisd is en de koers zich nog in opwaartse of neerwaartse richting zal verder zetten eenmaal meerdere beleggers in het bezit zijn van de informatie.

Jegadeesh en Titman hebben in 1993 bij een onderzoek van Amerikaanse aandelen over de periode 1965 tot 1989 een momentum strategie gevonden die gemiddeld ongeveer één percent return per maand opleverde. Deze strategie koopt aandelen die bij de winnaars van de afgelopen zes maanden behoren en gaat short⁹ op aandelen die bij de verliezers van de afgelopen zes maanden behoren (Jegadeesh en Titman, 2001).

Ook Rouwenhorst (1998) vond gelijkaardige resultaten bij zijn onderzoek naar internationale momentum strategieën. Hij maakte gebruik van 2.190 aandelen uit 12 Europese landen, waaronder België, voor de periode van 1980 tot 1995. Alle aandelen werden gerangschikt volgens hun return van de afgelopen 3, 6, 9 en 12 maanden en in groepen van 10 verdeeld. Groep 1, bestaande uit aandelen met de laagste return in het verleden, werd de Verliezers genoemd. Groep 10, bestaande uit aandelen met de hoogste return in het verleden, werd de Winnaars genoemd. Deze portfolio's werden gedurende een periode van 3, 6, 9 en 12 maanden behouden waardoor hij uiteindelijk 16 verschillende portfolio's verkreeg die hij verder bestudeerde. Zijn conclusie was dat een internationaal gediversifieerde portefeuille bestaande uit Winnaars een betere return behaalde van ongeveer 1 percent per maand ten opzichte van een portefeuille bestaande uit Verliezers. Winnaar-portefeuilles die gebaseerd waren op de returns van de afgelopen 3, 6 of 9 maanden, hadden een hoogste toekomstige return wanneer deze gedurende 6 maanden werden behouden. Een Winnaar-portefeuille die gebaseerd was op de return van de afgelopen 12 maanden, had ten opzichte van de Verliezers-portefeuille, de beste toekomstige return wanneer men deze portefeuille slechts 3 maanden aanhield.

Het momentum effect is volgens Rouwenhorst (1998) trouwens aanwezig in alle landen uit de steekproef. Uit zijn resultaten¹⁰ valt af te leiden dat voor België de portefeuille van Winnaars het gemiddeld 1,10 percent per maand beter doet dan de Verliezers. Bij de samenstelling van deze portefeuilles werd gekeken naar de return van de aandelen over de afgelopen 6 maanden, en werden de aandelen 6 maanden in portefeuille behouden. België had in dit onderzoek na Spanje en Nederland het meest uitgesproken momentum effect. Verder concludeert Rouwenhorst dat dit momentum effect niet afhankelijk is van de grootte van de onderneming hoewel het effect sterker is voor kleinere ondernemingen. Winnaars uit het verleden presteren beter dan verliezers, onafhankelijk van de grootte van de onderneming.

⁹ Short gaan betekent dat men aandelen verkoopt die men eigenlijk niet in het bezit heeft. Men verwacht hierbij dat de koersen zullen dalen en men ze dan tegen een lagere koers kan terugkopen (Den Boon, 2000).

¹⁰ Rouwenhorst, G.K, (1998), Tabel 3: Returns of relative strength portfolios that control for country and size

Hong, Lim en Stein (2000) hebben ook een onderzoek gedaan naar momentum en hebben hierbij ook rekening gehouden met de grootte van de ondernemingen én het aantal analisten dat de aandelen volgen. Zij maken hiervoor gebruik van data van 1976 tot 1996 en maken bij hun onderzoek drie conclusies: eenmaal men voorbij de kleinste ondernemingen komt, daalt de winstgevendheid van momentum strategieën met de grootte van de onderneming. Voor de groep van ondernemingen met een gemiddelde marktkapitalisatie van 7 miljoen U.S. dollar was het momentum negatief. Het grootste momentumeffect was voor de derde groep met een gemiddelde marktkapitalisatie van 44 miljoen U.S. dollar. Het momentum daalde daarna telkens de groep van ondernemingen groter werd. Een tweede conclusie was dat indien men de grootte van de onderneming constant houdt, de momentum strategieën beter werken voor bedrijven met een laag aantal analisten dat het aandeel volgen. De grote kapitaalkrachtige fondsen en instellingen kunnen immers moeilijk in kleinere ondernemingen beleggen. Een klein percentage van hun financiële middelen is vaak groter dan een de totale marktwaarde van een kleine onderneming. Bijgevolg zullen ze geen tijd, energie en geld stoppen in het analyseren van deze kleine ondernemingen. Doordat er minder analisten het bedrijf opvolgen, zal informatie minder snel verspreid worden doorheen de financiële markten waardoor er een groter momentum ontstaat. Een laatste conclusie was dat dit effect van aantal analisten dat het aandeel volgen, groter is voor aandelen die het in het recente verleden slecht gedaan hebben dan voor aandelen die het goed gedaan hebben. Hong et al. (2000) vermelden dat managers eerder geneigd zijn om positief nieuws snel op de markt te brengen aangezien dit de koers doet stijgen. Indien het over negatief nieuws gaat, zullen managers minder snel deze informatie op de markt gooien. De marginale bijdrage van analisten in het naar buiten brengen van dit negatieve nieuws zal dus groter zijn. Zij concluderen dan ook dat slecht nieuws trager doorheen de markt reist dan goed nieuws.

We kunnen besluiten dat uit empirische onderzoeken blijkt dat een momentum strategie reeds significante resultaten opgeleverd heeft.

4.3 Ratio's uit de praktijk

Aan de hand van een stage bij KBC Securities is er, naast een literatuurstudie, ook een praktijkgericht onderzoek geweest. Via de stage zijn we in contact gekomen met professionele beursanalisten die zich uitsluitend bezighouden met het waarderen van

aandelen. Uit de opgedane praktijkervaring is gebleken dat professionele analisten ook nog gebruik maken van andere dan de zonet beschreven ratio's. In deze paragraaf bespreken we deze alternatieve ratio's zonder dieper in te gaan op mogelijke uitgevoerde wetenschappelijke studies met betrekking tot desbetreffende ratio's.

4.3.1 Earnings per Share growth (EPS growth)

Op lange termijn volgt de koers van een aandeel de winstevolutie van een bedrijf (Bakelants, 2007). Dit kan ook afgeleid worden uit het Gordon-Shapiro model, hetgeen een dividendwaarderingsmodel is dat een constante groei der dividenden veronderstelt. Het model kan geschreven worden als (Laveren et al., 2004):

$$P_0 = \frac{D_1}{k_e - g} \quad \text{met } -1 < g < k_e$$

Waarbij:

- P_0 = de huidige marktprijs van een aandeel waarbij $t = 0$
- D_1 = uitgekeerd dividend van het aandeel op ogenblik $t = 1$
- k_e = het vereiste rendement
- g = de groeivoet van het aandeel

Het model veronderstelt hierbij dat de dividenduitkeringen ieder jaar tegen een constant percentage g groeien. Indien men veronderstelt dat de aandelenmarkt in evenwicht is waarbij de huidige marktprijs P_0 gelijk is aan de fundamentele waarde van het aandeel, dan kan men het model herschrijven tot de volgende vergelijking (Laveren et al., 2004):

$$k_e = \frac{D_1}{P_0} + g$$

De verwachte opbrengstvoet, of het vereiste rendement k_e , is dan gelijk aan de som van de dividendopbrengstvoet (D_1/P_0) en een kapitaalwinstvoet (g). Er kan aangetoond worden dat de kapitaalwinstvoet gelijk is aan de groeivoet van het dividend, vermits de prijs van het aandeel de actuele waarde van de toekomstige dividenden is. Bijgevolg zal de prijs van het aandeel toenemen naarmate het dividendniveau stijgt (Laveren et al., 2004: 225).

Veel hangt dus af van de toekomstige winstgroei. Indien de winsten jaarlijks met een constante groeivoet g stijgen, zodat ook de dividenden jaarlijks met g kunnen toenemen, kan men stellen dat de aandelenprijs verwacht wordt ook met g te groeien. Beleggers zijn immers bereid meer te betalen voor bedrijven die sterker groeien. Een belegger kan nagaan of de winst per aandeel gedurende de afgelopen jaren stabiel gegroeid zijn. Een stabiele groei is immers een indicatie voor een stabiele groei gedurende de komende boekjaren.

Vaak worden de toekomstige winsten (per aandeel) van een onderneming geschat voor het volgende boekjaar. Dit kan een belegger zelf doen, of hij kan gebruik maken van de voorspelde EPS van financiële analisten. De belegger kan bijvoorbeeld een gemiddelde nemen van de verwachte winst per aandeel. In vergelijking met de EPS van het afgelopen boekjaar, of het huidige boekjaar, geeft de EPS groei dan ook een indicatie over de potentiële koersstijging.

4.3.2 Sales growth

Een ander belangrijk toekomstig gegeven is de groei van de omzet of de *sales growth*. Deze ratio hangt samen met de voorspelde winstgroei (cfr. supra). Immers, de twee onderliggende factoren van winstgroei zijn dalende kosten bij de huidige omzet, en een stijgende omzet bij de huidige operationele winstmarge. In de praktijk wordt deze ratio dus vaak gebruikt om een beeld te kunnen vormen voor de toekomst van de onderneming en zijn beurskoers.

Net als bij de EPS growth kan voor deze variabele gebruik gemaakt worden van groeicijfers uit het verleden of toekomstige geschatte groeiverwachtingen van analisten. Een stabiele omzetgroei in het verleden kan een indicatie zijn voor een voortgezette stabiele omzetgroei in de toekomst.

4.3.3 Return on Assets (ROA)

De *Return on Assets* (ROA), of de rendabiliteit van het totaal der activa, geeft de winstgevendheid van een onderneming in haar globaliteit. Deze ratio meet de bekwaamheid en de efficiëntie van het management in het gebruik van de activa die hun ter beschikking gesteld worden door de onderneming om winsten te genereren (Chincarini en Kim, 2006). De ratio geeft met andere woorden het resultaat weer dat per 100 euro geïnvesteerd vermogen wordt bekomen (Laveren et al., 2004).

De ROA deelt de totale nettowinst vermeerderd met de interestkosten door de totale activa (Laveren et al., 2004). In formulevorm wordt de ROA als volgt uitgedrukt:

$$ROA = \frac{\text{Nettowinst} + \text{Interestuitgaven}}{\text{Totaal der activa}}$$

Men kan zowel een brutorendabiliteit als een nettorendabiliteit van het totaal der activa berekenen. In het eerste geval worden de niet-kaskosten niet in vermindering gebracht van het brutoresultaat (Laveren et al., 2004). In beide gevallen wordt het resultaat voor belasting gebruikt.

4.3.4 Return on Equity (ROE)

Een andere benaming voor de *Return on Equity* (ROE) is de netto rentabiliteit van het eigen vermogen na belasting of de winst op het eigen vermogen. De ROE wordt als volgt berekend (Laveren et al., 2004):

$$ROE = \frac{\text{Nettowinst}}{\text{Eigen Vermogen}}$$

Hierbij is het Eigen Vermogen gelijk aan de som van het Kapitaal, de Uitgiftepremies, de Herwaarderingsmeerwaarden, de Reserves, de Overgedragen Winst of Verlies, en de Kapitaalsubsidies (Limère, 2004).

Deze ratio geeft het best het prestatieniveau van de onderneming weer en is een indicatie van hoe rendabel het bedrijf is. De voornaamste bestaansreden van de onderneming is de immers de winstgevendheid, zoals de aandeelhouders deze ervaren in verhouding tot hun inbreng (Limère, 2004). Laveren et al. (2004: 112) vermelden dat de ROE vanuit het standpunt van de aandeelhouder belangrijker is dan de ROA.

4.3.5 Net Income Margin

De *Net Income Margin* is de nettowinstmarge of de rendabiliteit van de ondernemingsactiviteit. Deze ratio geeft aan welk percentage van de omzet overblijft als winst en geeft aan hoe rendabel het bedrijf is. De ratio wordt in deze context gebruikt als een beschrijving van de operationele efficiëntie (Laveren et al., 2004). Immers, hoe efficiënter een onderneming werkt, hoe minder kosten er gemaakt moeten worden voor

het behalven van een bepaalde omzet. Dit resulteert in een hogere nettowinstmarge en dus een hogere nettowinst, ceteris paribus (Laveren et al., 2004).

De nettowinstmarge wordt als volgt berekend:

$$\text{Net Income Margin} = \frac{\text{Nettowinst}}{\text{Omzet}}$$

De nettowinstmarge geeft het percentage aan wat van de omzet overblijft nadat alle kosten, inclusief belastingen, rentelasten en dividend voor preferente aandelen zijn afgetrokken (Chincarini en Kim, 2006).

4.3.6 Debt to Equity ratio (DE-ratio)

Deze ratio wordt ook vaak gebruikt in de praktijk als uitdrukking van het financiële risico van de onderneming. De lange termijn schulden van de onderneming worden gedeeld door het eigen vermogen:

$$\text{Debt Equity ratio} = \frac{\text{Lange termijn schulden}}{\text{Eigen Vermogen}}$$

Deze ratio geeft aan in welke verhouding de onderneming haar vreemd vermogen en eigen vermogen gebruikt ter financiëring van haar activa. Een hoge Debt to Equity ratio betekent over het algemeen dat een onderneming op een agressieve wijze haar groei heeft gefinancierd met schulden (Investopedia, 2008). Veel managers zien een hoge DE ratio relatief ten opzichte van de rest als iets negatief (Chincarini en Kim, 2006).

De waarde van de DE ratio hangt af van de kapitaalintensiviteit van de sector. Voor kapitaalintensieve sectoren zoals de auto-industrie zal de ratio hoger zijn dan 2. Voor minder kapitaalintensieve ondernemingen kan deze zelfs lager zijn dan 0,5 (Investopedia, 2008).

4.4 Conclusie

In dit vierde hoofdstuk werd getracht de belangrijkste financiële ratio's te beschrijven. Deze ratio's werden bepaald aan de hand van een literatuurstudie en aan de hand van een praktijkgericht onderzoek, meer bepaald via een stage bij KBC Securities.

Financiële ratio's kunnen gebruikt worden om een uitdrukking te geven aan de waarde van een onderneming, de winstgevendheid, de operationele efficiëntie, de solvabiliteit, de liquiditeit, etc. Op basis van een kwantitatieve analyse van deze financiële ratio's, kan dan een bedrijf geselecteerd worden waarvan verwacht wordt dat het een grote toekomstige koerswinst zal opleveren.

De financiële ratio's die in dit hoofdstuk besproken werden, zijn:

- Price-to-earnings ratio
- Price-to-book value ratio
- Price-to-cash flow ratio
- Dividend Yield ratio
- Marktkapitalisatie
- Momentum
- EPS growth
- Sales growth
- ROA
- ROE
- Net Income Margin
- Debt to Equity ratio

Deze ratio's zullen gebruikt worden, naast de beta, in het onderzoek van deze eindverhandeling.

5. Analyse van de data

In dit vijfde hoofdstuk wordt het onderzoek van deze eindverhandeling beschreven. In paragraaf 5.1 worden de data besproken die gebruikt worden bij dit onderzoek. In de daaropvolgende paragraaf 5.2 wordt via een univariate regressie voor elke variabele bepaald welk zijn verklarende kracht is op het rendement. In paragraaf 5.3 worden de resultaten van de multivariate regressies besproken. Dit hoofdstuk sluit af met een conclusie in paragraaf 5.4.

5.1 De data

5.1.1 De verzameling van data

Dit onderzoek richt zich op alle bedrijven die genoteerd zijn op Euronext Brussel. Aangezien er een statistische analyse toegepast moet worden op de data, dienen we te beschikken over een grote hoeveelheid historische gegevens om de significantie ervan te verhogen. Aangezien het onmogelijk is om zelf zulk een database samen te stellen, werd contact opgenomen met Dexia Asset Management. Via de heer Bart Goosens, Global Head of Quantitative Equity Management, en de heer Wim Van Hyfte (PhD), Asset Manager, werd ons de gevraagde data ter beschikking gesteld.

Voor dit onderzoek wordt gebruik gemaakt van data over beursgenoteerde bedrijven op Euronext Brussel tijdens de jaren 1991 tot en met 2007. Er wordt voor gekozen om de data op te delen in twee groepen. De eerste groep bevat de data van 1991 tot en met 2005 en zal in dit onderzoek gebruikt worden voor de statistische analyse. De tweede groep zal gebruikt worden als out-of-sample data en bestaat uit de jaren 2006 en 2007.

Voor iedere onderneming werden de volgende maandelijkse gegevens verkregen:

- Naam onderneming
- Sector onderneming
- Sluitingsprijs aandeel op het einde van de maand
- Totaal rendement over één maand
- Price Earnings ratio (PE)
- Price Earnings updated ratio (PEupd)

- Price Book Value ratio (PB)
- Price Book Value updated ratio (PBupd)
- Price Cash Flow ratio (PCF)
- Price Cash Flow updated ratio (PCFupd)
- Dividend Yield (DivYield)
- Dividend Yield updated (DivYieldupd)
- EPS growth 1 Year
- EPS growth 3 Years
- EPS growth 5 Years
- Sales growth 1 Year
- Sales growth 3 Years
- Sales growth 5 Years
- Momentum 1 Year
- Momentum 6 Months
- Momentum 3 Months
- Momentum 1 Month
- Size
- ROE
- ROA
- Net Income Margin
- Debt Equity Ratio

Wat betreft de variabelen PE, PB, PCF en DivYield gaat het om de ratio's berekend op basis van de aandelenprijs en respectievelijk de Earnings per Share, Book Value, Cash Flow en Dividend zoals gekend op het einde van het desbetreffende kalenderjaar. Bij de variabelen PEupd, PBupd, PCFupd en DivYieldupd gaat het om de aandelenprijs en respectievelijk de Earnings per Share, Book Value, Cash Flow en Dividend zoals gekend op het einde van de desbetreffende maand waarin de ratio berekend wordt. Deze ratio's worden dus aangepast aan de meest recente informatie beschikbaar.

Eerst en vooral wordt naar analogie met het onderzoek van Fama en French (1992) de financiële bedrijven uit de data verwijderd. Zij vermelden hiervoor de volgende reden: "We exclude financial firms because the high leverage that is normal for these firms probably does not have the same meaning as for nonfinancial firms, where high leverage more likely indicates distress" (Fama en French, 1992: 429). Ook worden alle bedrijven

uit de data van jaar t verwijderd indien deze niet gedurende het hele jaar t beursgenoteerd zijn.

Voor ieder jaar beschikken we over de maandelijkse gegevens voor de desbetreffende ratio's. Voor de analyse van het rendement van een bedrijf in jaar t, wordt gebruik gemaakt van de bedrijfsgegevens zoals gekend in december van het jaar t-1. Het rendement over een bepaald jaar t, wordt berekend door de sluitingsprijs in december van dat jaar t te vergelijken met de sluitingsprijs in december van jaar t-1.

Vermits de beta niet verkregen werd via de data van Dexia Asset Management, dienen deze zelfstandig berekend te worden. De berekeningsmethode zal in paragraaf 5.1.2 nader besproken worden. Hieruit zal blijken dat voor de jaren 1991 tot en met 1995 geen betacoëfficiënt berekend kan worden. Bijgevolg wordt de verzameling van data voor de statistische analyse beperkt tot de jaren 1996 tot en met 2005. De statistische analyse zal dus gebeuren op basis van 10 jaar gegevens.

- Rendement in 1996, geanalyseerd o.b.v. ratiogegevens van december 1995
- ...
- Rendement in 2005, geanalyseerd o.b.v. ratiogegevens van december 2004

5.1.2 Het schatten van de beta's

Vooraleer er een statistische analyse kon gebeuren van de verklarende kracht van de ratio's op het rendement van de aandelen, dienen de beta's voor de bedrijven berekend te worden. Zoals eerder gezegd is de beta een risicomaatstaf die het risico van een effect relatief ten opzichte van het risico van de marktportefeuille bepaalt en wordt deze maatstaf berekend door de covariantie tussen het rendement van effect i en het marktrendement te delen door de variantie van het marktrendement (Laveren et al., 2004).

$$\beta_i = \frac{\text{cov}(R_i, R_M)}{\text{var}(R_M)}$$

Aangezien onze steekproef bestaat uit bedrijven noterend op Euronext Brussel, wordt geopteerd om de BEL-20 index te beschouwen als de marktportefeuille. Via

Yahoo Finance¹¹ worden de dagelijkse historische koersprijzen van de BEL-20 index van 9 april 1991 tot en met 31 december 2007 gedownload. Op basis hiervan kon het maandelijks rendement van de BEL-20 index bepaald worden van mei 1991 tot en met december 2007. Via de data van Dexia Asset Management zijn we in het bezit van de maandelijks rendementen van ieder bedrijf, zodat alle gegevens beschikbaar zijn om de beta te berekenen.

Er werd gekozen om de beta te berekenen op basis van gegevens over 5 jaar, en dus op basis van 60 maandelijks rendementsgegevens¹² (Laveren et al., 2004: 220). De β_{it} voor een bedrijf i in jaar t wordt dus berekend op basis van de maandelijks gegevens van het desbetreffende aandeel i en de BEL-20 index gedurende jaar $t-5$ tot en met jaar $t-1$.

- β_{it} in 1996, berekend op basis van maandelijks rendementen in 1991 - 1995
- ...
- β_{it} in 2005, berekend op basis van maandelijks rendementen in 2000 - 2004

Voor de jaren 2006 en 2007 worden de beta's ook berekend. Deze worden echter niet opgenomen in de gegevens voor de statistische analyse van 1996 – 2005, maar worden toegevoegd aan de out-of-sample data voor de desbetreffende jaren.

Doordat ervoor gekozen wordt om de beta op basis van 5 jaar rendementsgegevens te berekenen, is het niet mogelijk om voor jaar 1991 tot en met 1995 een beta te berekenen voor de desbetreffende ondernemingen. Omwille van deze reden wordt, zoals eerder vermeld, de verzameling van data voor statistische analyse beperkt tot de jaren 1996 tot en met 2005.

Er dient opgemerkt te worden dat er voor de bedrijven die voorkomen in de gegevens van jaar t enkel een beta berekend kan worden indien deze ondernemingen gedurende de 5 voorgaande jaren ook al beursgenoteerd waren. Sommige bedrijven in onze steekproef zijn in jaar t echter minder dan 5 jaar beursgenoteerd, en voor deze ondernemingen is het dus niet mogelijk een beta te berekenen op basis van 5 jaar rendementsgegevens. Bijgevolg ontstaan er voor deze variabele beta voor ieder jaar t

¹¹ <url/ <http://finance.yahoo.com/q?s=%5EBFX>>

¹² Enkel de beta's voor de bedrijven in jaar 1996 bestaan uit slechts 56 maandelijks gegevens vermits we slechts beschikken over maandelijks rendementen van de BEL-20 index vanaf mei 1991.

een aantal missing values. Een overzicht wordt gegeven in Tabel 5.1, Gegevens over de berekende beta's. Hier wordt voor de jaren 1996 tot en met 2005 aangegeven hoeveel bedrijven er voor het desbetreffende jaar in de steekproef opgenomen worden en voor hoeveel ondernemingen er daadwerkelijk een beta berekend is. Daarnaast wordt weergegeven wat de gemiddelde beta, het minimum, het maximum, en de standaarddeviatie is voor het desbetreffende jaar. De gemiddelde beta schommelt voor ieder jaar rond de 0,6 en de gemiddelde beta over alle jaren heen is 0,648. Hoewel er ook beta's in de steekproef opgenomen worden die hoger zijn dan 1, kunnen we besluiten dat gemiddeld genomen de bedrijven waarvoor een beta berekend kon worden, eerder een defensief karakter hebben. Uit de tabel valt af te leiden dat er voor deze variabele beta 36,3 % missing values zijn.

Tabel 5.1: Gegevens over de berekende beta's

jaar	aantal bedrijven opgenomen in de steekproef in jaar t	aantal bedrijven waarvoor een beta berekend kan worden	gemiddelde beta	Minimum	Maximum	Standaard- deviatie
1996	73	64	0,654	-0,343	1,447	0,437
1997	69	56	0,687	-0,334	1,424	0,405
1998	76	52	0,648	-0,448	1,340	0,419
1999	84	49	0,648	-0,600	1,392	0,413
2000	97	46	0,641	-0,522	1,541	0,412
2001	99	46	0,636	-0,285	1,441	0,398
2002	93	46	0,662	-0,010	1,496	0,379
2003	89	56	0,675	-0,020	1,441	0,382
2004	89	61	0,613	-0,172	1,524	0,363
2005	84	67	0,613	-0,103	1,678	0,358
Totaal	853	543				
Gemiddelde			0,648	-0,284	1,472	0,397
Missing Values :		36,3%				

Bron: eigen verwerking

5.1.3 Beschrijving van de onderzoeksmethode

De beschikbare data voor dit onderzoek valt in de categorie van panel of pooled data, hetgeen een combinatie is van cross-sectionele data en time series data. Cross-sectionele eenheden, in dit geval ondernemingen, worden voor verschillende variabelen geobserveerd over verschillende jaren heen. In Figuur 5.1 wordt dit voor dit onderzoek ter verduidelijking grafisch weergegeven: voor K variabelen of ratio's worden data verzameld bij N ondernemingen over T periodes, in dit geval voor de periodes 1996 tot en met 2005.

Figuur 5.1: Grafische uitleg over panel data

2005		ratio 1	ratio 2	...	ratio K
...	onderneming 1	$X_{1,1}$ $X_{K,1,2005}$			
1997		ratio 1	ratio 2	...	ratio K
1996		ratio 1	ratio 2	...	ratio K
onderneming 1		$X_{1,1,1996}$		...	$X_{K,1,1996}$
onderneming 2		$X_{1,2,1996}$			
...		...			
onderneming i		$X_{1,i,1996}$		...	$X_{K,i,1996}$
...		...			
onderneming N		$X_{1,N,1996}$			$X_{K,N,1996}$

Bron: eigen verwerking

Matyas en Sevestre (1996) merken op dat voor de analyse van panel data, waarbij de dubbele dimensie (cross section en time series) aanwezig is, het belangrijk is te weten hoe de verschillen variëren over de eenheden heen en/of doorheen de tijd. Het meest algemene model voor een panel data regressie dat door Matyas en Sevestre (1996: 23) wordt beschreven, is een lineaire regressie waarbij één variabele Y verklaard wordt door K onafhankelijke variabelen $X_1, \dots, X_K$ en waarbij er een willekeurige term μ is. Voor eenheid i op moment t kan dan geschreven worden:

$$Y_{it} = \beta_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \dots + \beta_{Kit}X_{Kit} + \mu_{it}$$

Deze vergelijking stelt dat iedere eenheid zijn eigen reactiecoëfficiënten heeft die specifiek zijn voor een bepaalde periode t. Matyas en Sevestre (1996) merken echter op

dat dit model niet bruikbaar is voor voorspelling en beschrijven op basis van een aantal assumpties zes andere modellen.

Voor de analyse van de panel data volgen wij in dit onderzoek het Ordinary Regression Model, zoals beschreven door Matyas en Sevestre (1996: 24) en Gujarati (2003: 641). Dit is het meest eenvoudige model en maakt abstractie van de ruimte- en tijdsdimensie in de panel data. De assumptie is dat er uniformiteit in gedrag heerst over de eenheden en doorheen de tijd, en dat alle observaties homogeen zijn. Matyas en Sevestre (1996: 24) beschrijven deze assumpties op de volgende statistische manier:

- Assumptie 1: $\beta_{kit} = \beta_k$ voor alle i en t
- Assumptie 2: $\mu_{it} \sim \text{i.i.d. } (0, \sigma^2)$

Bijgevolg bekomen we de volgende regressievergelijking:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_K X_{Ki} + \mu_i$$

De reactiecoëfficiënten $\beta_1, \dots, \beta_K$ kunnen nu geschat worden via de gewone OLS regressie (Gujarati, 2003: 641). Matyas en Sevestre (1996) melden dat er voldaan is aan alle assumpties voor OLS schatting.

Gujarati (2003) verduidelijkt deze methode door te stellen dat alle observaties over de T periodes onder elkaar geplaatst worden in één grote database. In dit onderzoek bekomen we op deze manier een database met 853 observaties¹³ die we via OLS regressies zullen analyseren. We zullen deze database van 853 observaties aanduiden met de benaming *globale database*.

5.1.4 Beschrijving van de globale database

In Tabel 5.2, Beschrijving van de variabelen in de globale database, valt voor iedere te bestuderen variabele af te lezen hoeveel ontbrekende cases er zijn. Voor de PE en de PEupd ratio ontbreekt er data voor 23 % respectievelijk 27 %, hetgeen aan de hoge kant is. Een oorzaak hiervan is dat alle negatieve ratio's geëlimineerd werden. Een negatieve Price-Earnings ratio is immers moeilijk te interpreteren en wordt in de praktijk niet gebruikt wegens het gebrek aan betekenis. Verder blijkt dat er voor de EPS growth 1Y,

¹³ Cfr. Tabel 5.1, Gegevens over de berekende beta's: hier valt uit af te leiden dat er een database bekomen wordt van 853 observaties door te sommeren over de verschillende jaren heen: $853 = 73 + 69 + 76 + 84 + 97 + 99 + 93 + 89 + 89 + 84$ voor respectievelijk 1996, ..., 2005.

3Y, 5Y, en voor de Sales growth 3Y en 5Y veel data ontbreken. Het is mogelijk dat er in de gegevens veel bedrijven opgenomen zijn die nog niet zo lang beursgenoteerd zijn en waarvoor er geen gegevens beschikbaar zijn over de historische winstgroei en omzetgroei over meerdere jaren.

Er werd voor gekozen om de ontbrekende data niet te vervangen door de gemiddelde waarde van de desbetreffende variabele, de mediaan of een ander gegeven. Dit zou immers tot foute informatie leiden omtrent het verband tussen het Rendement en de waarde van een variabele. Ook lijkt het onmogelijk enkel de bedrijven op te nemen in de steekproef die voor geen enkel van de 24 variabelen een missing value heeft, vermits hierdoor onze steekproef te klein zou worden. Indien deze methode in de loop van het onderzoek niet tot bevredigende resultaten leidt, zal er misschien voor geopteerd moeten worden om een wijziging aan te brengen in deze verwerking van de missing values.

Tabel 5.2: Beschrijving van de variabelen in de globale database

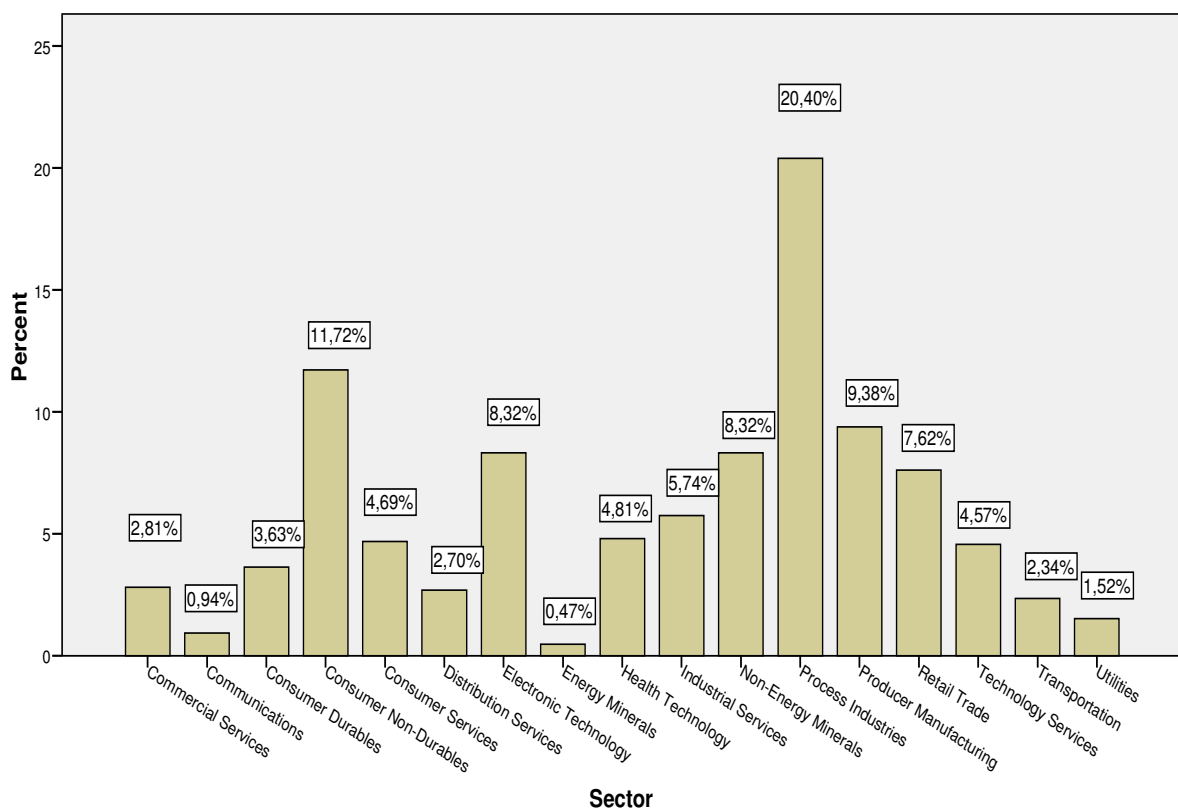
Variabele	aantal beschikbaar		aantal missing	
Beta	543	63,70%	310	36,30%
PE	624	73,20%	229	26,80%
PEupd	658	77,10%	195	22,90%
PB	786	92,10%	67	7,90%
PBupd	831	97,40%	22	2,60%
PCF	757	88,70%	96	11,30%
PCFupd	801	93,90%	52	6,10%
DivYield	774	90,70%	79	9,30%
DivYieldupd	823	96,50%	30	3,50%
Size	786	92,10%	67	7,90%
ROE	785	92,00%	68	8,00%
ROA	802	94,00%	51	6,00%
NetIncomeMargin	828	97,10%	25	2,90%
Debt Equity	829	97,20%	24	2,80%
Momentum 1Y	793	93,00%	60	7,00%
Momentum 6M	824	96,60%	29	3,40%
Momentum 3M	835	97,90%	18	2,10%
Momentum 1M	844	98,90%	9	1,10%
EPS growth 1Y	542	63,50%	311	36,50%
EPS growth 3Y	621	72,80%	232	27,20%
EPS growth 5Y	400	46,90%	453	53,10%
Sales growth 1Y	793	93,00%	60	7,00%
Sales growth 3Y	684	80,20%	169	19,80%
Sales growth 5Y	581	68,10%	272	31,90%

Bron: eigen verwerking

In bijlage 1, Beschrijving van de variabelen in de globale database, wordt voor iedere variabele het gemiddelde, de mediaan, het maximum, het minimum en de standaarddeviatie weergegeven.

Uit Figuur 5.2, De vertegenwoordiging van de sectoren in de globale database, blijkt dat voornamelijk bedrijven uit de *Process Industry* (20,4 %) en *Consumer Non-durables* (11,7 %) vertegenwoordigd zijn. De sectoren *Energy Minerals* (0,47 %) en *Communications* (0,94 %) zijn het minste aanwezig in de gebruikte globale database.

Figuur 5.2: De vertegenwoordiging van de sectoren in de globale database



Bron: SPSS output, eigen verwerking

In bijlage 2, De vertegenwoordiging van de sectoren in de database, vindt men een SPSS output terug die aangeeft hoeveel observaties er per sector opgenomen worden. In bijlage 3, Opgenomen bedrijven in de database, worden de bedrijven individueel weergegeven met hun sector waartoe ze behoren en het aantal maal ze opgenomen zijn in data van 1996 tot 2005.

5.2 Univariante regressies

Het doel van deze regressies is de identificatie van de meest significante variabelen op univariaat niveau. We beschikken immers over 24 variabelen¹⁴ die hoogstwaarschijnlijk niet allemaal een even grote verklarende kracht hebben wat betreft het toekomstige rendement. De variabelen die op univariaat niveau een significante relatie vertonen met het toekomstige rendement zullen opgenomen worden in de multivariate analyse van de data.

De analyse van de variabelen op univariaat niveau gebeurt in 3 stappen. Eerst wordt er onderzocht of de variabele via een lineaire regressie significant is, al dan niet door het weglaten van de constante term in de regressievergelijking¹⁵. Indien dit niet het geval is, wordt er een inverse regressie uitgevoerd en als laatste een logaritmische regressie¹⁶.

5.2.1 Univariante lineaire regressie

Voor alle 24 variabelen wordt er een univariate lineaire regressie uitgevoerd. De regressies zijn dus van de vorm:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \mu_i$$

Met uitzondering van de variabele beta bespreken we in deze paragraaf enkel de variabelen die tot significante resultaten leiden. De bijhorende SPSS-output kan teruggevonden worden in bijlage 4.

5.2.1.1 Beta

Deze beta is volgens het Capital Asset Pricing Model de enige variabele die nodig is om de toekomstige rendementen te bepalen. Een hogere beta betekent dat men een hoger gemiddeld rendement mag verwachten, gegeven een bepaald rendement van de marktindex. Wanneer we een regressie uitvoeren met als onafhankelijke variabele de

¹⁴ De 24 variabelen die geanalyseerd worden op univariaat niveau zijn: beta, PE, PEupd, PB, PBupd, PCF, PCFupd, DivYield, DivYieldupd, Size, ROE, ROA, Net Income Margin, Debt Equity ratio, Momentum 1Y, Momentum 6M, Momentum 3M, Momentum 1M, EPS growth 1Y, EPS growth 3Y, EPS growth 5Y, Sales growth 1Y, Sales growth 3Y, Sales growth 5Y.

¹⁵ Voor iedere regressie die in dit onderzoek wordt uitgevoerd, wordt er eerst een constante term opgenomen in de regressievergelijking. Wanneer deze insignificant blijkt te zijn, wordt een nieuwe regressie uitgevoerd zonder constante term.

¹⁶ Via de functie *Curve Estimation* in SPSS, werd voor iedere variabele onderzocht welke soort van regressie de beste benadering was van de gegeven data. Hieruit bleek dat naast de lineaire regressie, ook de inverse en de logaritmische regressies significante resultaten opleverden.

beta en met als afhankelijke variabele het rendement, verwachten we dus dat de parameter significant positief zal zijn¹⁷.

Uit de SPSS output blijkt echter dat er geen significant verband gevonden kan worden tussen de beta en het rendement, wanneer er een constante in de regressielijn opgenomen wordt. Uit de ANOVA tabel blijkt immers dat de P-waarde 0,325 bedraagt.

Wanneer de constante weggelaten wordt uit de regressievergelijking, is de regressie significant op een 1 % significantieniveau waarbij de parameter 0,153 bedraagt en een significante t-waarde van 6,523 heeft. We kunnen hier bij opmerken dat deze regressievergelijking dus niet meer overeenkomt met het theoretische CAP-Model, vermits er geen constante opgenomen wordt. Toch blijkt de regressie in dit geval significant te zijn.

5.2.1.2 Momentum 1Y, Momentum 6M en Momentum 3M

Het momentum gaat uit van de idee dat aandelen die het goed gedaan hebben in het verleden, het ook goed zullen doen in de toekomst¹⁸. Wanneer we een lineaire regressie uitvoeren met als onafhankelijke variabele Momentum 1Y, Momentum 6M of Momentum 3M, verwachten dus een positieve parameter.

Alle 3 de variabelen (Momentum 1Y, Momentum 6M en Momentum 3M) zijn significant bij een lineaire regressie met constante in de regressievergelijking. Dit blijkt uit de SPSS output dat aangeeft dat de p-waarde telkens 0,000 bedraagt. De waarde van de parameter is 0,001 voor Momentum 1Y, 0,003 voor Momentum 6M en 0,004 voor Momentum 3M. Deze positieve waarde ligt in de lijn met de verwachtingen.

De significantie van de parameter is het grootste bij Momentum 6M vermits de t-waarde ervan 5,231 bedraagt hetgeen hoger is dan de t-waarde voor de parameter van Momentum 1Y (3,514) en Momentum 3M (3,920).

Opvallend is dus dat er geen significant lineair verband gevonden werd tussen de variabele Momentum 1M en het Rendement.

¹⁷ Cfr. Hoofdstuk III: Capital Asset Pricing Model

¹⁸ Cfr. paragraaf 4.2.1: Momentum

5.2.1.3 EPS growth 5Y

In paragraaf 4.3.1, Earnings per Share Growth, werd uitgelegd waarom de aandelenprijs verwacht wordt te stijgen een positieve winstgroei. We verwachten dus een positieve significante parameter: een hogere groei van de winst per aandeel (Earnings per Share) zou moeten leiden tot sterker stijgende aandelenprijzen en dus hogere rendementen.

Uit de SPSS output blijkt echter dat de parameter gelijk is aan -0,001 (met een t-waarde van -2,303) waarbij de p-waarde gelijk is aan 0,022. Hieruit zouden we dus moeten afleiden dat het rendement daalt bij een hogere winstgroei op 5 jaar, hetgeen tegenstrijdig is met de verwachtingen uit de literatuur.

Opvallend is dat er geen significante resultaten gevonden worden bij een lineaire regressie met de variabelen EPS growth 1Y en EPS growth 3Y. Bovendien moet er ook opgemerkt worden dat er voor de variabele EPS growth 5Y veel ontbrekende data zijn¹⁹. We kunnen deze resultaten dus in twijfel trekken en daarom zal deze variabele niet verder bestudeerd worden in de rest van dit onderzoek.

Voor alle andere variabelen worden er op lineair niveau geen significante resultaten gevonden.

5.2.2 Univariate inverse regressie

Voor iedere variabele die geen significante resultaten opleverde na een univariate lineaire regressie, wordt een univariate inverse regressie uitgevoerd²⁰. Om een inverse regressie van de oorspronkelijke variabele uit te voeren, worden eerst nieuwe variabelen gecreëerd. Van iedere variabele wordt de inverse genomen:

$$X'_i = \frac{1}{X_i}$$

¹⁹ Voor de variabele EPS growth 5Y ontbreekt data voor 53,1 % van de observaties, cfr. Tabel 5.2, Beschrijving van de variabelen in de globale database.

²⁰ Via de functie *Curve Estimation* in SPSS, werd voor iedere variabele onderzocht welke soort van regressie de beste benadering was van de gegeven data. Hieruit bleek dat naast de lineaire regressie, ook de inverse en de logaritmische regressies significante resultaten opleverden. Met die reden kiezen we ervoor om voor iedere variabele die geen significante resultaten opleverde na een lineaire regressie, ook een inverse en logaritmische regressie uit te voeren.

Hierna wordt er een lineaire regressie uitgevoerd met als onafhankelijke variabele de gecreëerde variabele en als afhankelijke variabele Rendement. Indien we de regressievergelijking schrijven in functie van deze nieuw gecreëerde variabele X'_i , dan bekomen we de volgende vergelijking:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X'_i + \mu_i$$

Schrijven we de regressievergelijking in functie van de oorspronkelijke variabele X_i , dan bekomen we de beoogde univariate inverse regressie die er als volgt uitziet:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 \frac{1}{X_i} + \mu_i$$

We bespreken in deze paragraaf weer enkel de variabelen die tot significante resultaten leiden. De bijhorende SPSS output kan teruggevonden worden in bijlage 5.

5.2.2.1 Inverse PE en Inverse PEupd

Voor deze inverse regressies worden er eerst twee nieuwe variabelen gedefinieerd:

$$\text{Inverse PE} = \frac{1}{PE}$$

$$\text{Inverse PEupd} = \frac{1}{PEupd}$$

Daarna is het mogelijk om een lineaire regressie uit te voeren op deze nieuwe variabelen, waardoor we een inverse regressie bekomen van de oorspronkelijke variabelen. De verwachting is dat de parameters voor beide variabelen significant positief zullen zijn. Immers, uit de literatuurstudie bleek dat empirisch werd vastgesteld dat bedrijven met een lage PE ratio gemiddeld een hoger rendement behalen²¹. Aangezien er gewerkt wordt met de inverse PE verwachten we dat een hogere inverse PE waarde een hoger rendement zal hebben.

Uit de SPSS output blijkt dat zowel de Inverse PE als de Inverse PEupd significante waarden hebben. De p-waarde voor de regressie van de Inverse PE is 0,022 en de bijhorende parameter heeft een positieve waarde van 0,609 (t-waarde van 2,289). Een constante is toegevoegd aan deze regressie. De p-waarde voor de Inverse PEupd is

²¹ Cfr. paragraaf 4.1.1, Price-earnings ratio

0,000 en ook hier heeft de parameter een positieve waarde van 0,703 (t-waarde van 4,145). Voor deze regressie is er geen constante toegevoegd²².

5.2.2.2 Inverse PB en Inverse PBupd

Voor deze inverse regressies worden opnieuw twee nieuwe variabelen bepaald:

$$\text{Inverse PB} = \frac{1}{PB}$$

$$\text{Inverse PBupd} = \frac{1}{PBupd}$$

Uit de literatuurstudie bleek dat bedrijven met een lage PB ratio (hoge inverse PB) een hoger verwacht rendement hebben dan bedrijven met een hoge PB ratio (lage inverse PB)²³. Bijgevolg verwachten we opnieuw een positieve significante parameter voor de variabelen Inverse PB en Inverse PBupd.

Voor beide variabelen wordt er een regressie door de oorsprong gedaan, of met andere woorden, er wordt geen constante opgenomen²⁴. Uit de ANOVA tabel blijkt dat de regressies significant is tot op een significantieniveau van 1 %. De parameter heeft een positieve waarde van 0,095 met een t-waarde van 4,900 voor de variabele Inverse PB. Voor de variabele Inverse PBupd heeft de parameter een waarde van 0,057 met een t-waarde van 3,003. Dit betekent dat voor de beide regressies de parameters significant verschillend zijn van 0.

5.2.2.3 Inverse PCF en Inverse PCFupd

Ook voor deze inverse regressies worden twee nieuwe variabelen gecreëerd:

$$\text{Inverse PCF} = \frac{1}{PCF}$$

$$\text{Inverse PCFupd} = \frac{1}{PCFupd}$$

Ook voor deze twee variabelen verwachten we positieve parameters. Immers, zoals bleek uit de literatuurstudie²⁵, zouden bedrijven met een lage PCF ratio (hoge inverse PCF) een betere return behalen dan bedrijven met een hoge PCF ratio (lage inverse PCF). Met als gevolg dat de parameters voor de twee nieuwe variabelen positief moeten zijn.

Vermits voor deze regressie de constante termen significant blijken te zijn, blijven deze behouden. Beide regressies blijken ook significant te zijn op een 1 % significantieniveau:

²² Voor de regressie met een constante bleek deze immers insignificant te zijn.

²³ Cfr. Paragraaf 4.1.2, Price-to-book-value ratio

²⁴ Voor de regressie met een constante bleek deze immers insignificant te zijn.

²⁵ Cfr. Paragraaf 4.1.4, Price to cash flow ratio

de p-waarde bedraagt immers 0,002 zowel voor de Inverse PCF variabele als de Inverse PCFupd variabele. Ook de waardes van de parameters liggen in de lijn van de verwachtingen: 0,243 (met t-waarde van 3,068) voor de Inverse PCF regressie en 0,210 (met t-waarde van 3,112) voor de Inverse PCFupd regressie.

Voor de inverse regressies die toegepast werden op andere variabelen, werden er geen significante resultaten gevonden. In de volgende paragraaf worden er nog enkele logaritmische regressies gedaan op alle variabelen die geen significante resultaten opleverden op univariaat lineair niveau.

5.2.3 Univariete logaritmische regressie

Net zoals bij de inverse regressies, wordt voor iedere variabele die geen significante resultaten opleverde na een univariate lineaire regressie, een univariate logaritmische regressie uitgevoerd²⁶. Het logaritmische model minimaliseert daarenboven de impact van extreme waarden en verbetert de benadering van een normale verdeling (Abraham en Cox, 2007).

Wederom worden er eerst nieuwe variabelen gecreëerd om een logaritmische regressie te kunnen uitvoeren. Van iedere variabele wordt het natuurlijk logaritme genomen:

$$X'_i = \ln X_i$$

Hierna kan er een lineaire regressie uitgevoerd worden met als onafhankelijke variabele de nieuw gecreëerde variabele X'_i en als afhankelijke variabele Rendement. Indien we de regressievergelijking schrijven in functie van de nieuw gecreëerde variabele X'_i , dan bekomen we de vergelijking:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X'_i + \mu_i$$

²⁶ Via de functie *Curve Estimation* in SPSS, werd voor iedere variabele onderzocht welke soort van regressie de beste benadering was van de gegeven data. Hieruit bleek dat naast de lineaire regressie, ook de inverse en de logaritmische regressies significante resultaten opleverden. Met die reden kiezen we ervoor om voor iedere variabele die geen significante resultaten opleverde na een lineaire regressie, ook een inverse en logaritmische regressie uit te voeren

Schrijven we de regressievergelijking echter in functie van de oorspronkelijke variabele X_i , dan bekomen we de beoogde univariate logaritmische regressie die er als volgt uitziet:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 \ln X_i + \mu_i$$

We bespreken in deze paragraaf weer enkel de variabelen die tot significante resultaten leiden. De bijhorende SPSS output kan teruggevonden worden in bijlage 6.

5.2.3.1 Logaritmische PE en Logaritmische PEupd

Voor deze logaritmische regressies worden er twee nieuwe variabelen gedefinieerd:

$$\ln PE = \ln(PE)$$

$$\ln PEupd = \ln(PEupd)$$

Er wordt verwacht dat de parameters significant negatief zijn voor beide variabelen. Immers zoals reeds eerder vermeld werd, blijkt uit empirische studies dat bedrijven met een lage PE ratio gemiddeld een hoger rendement behalen. De logaritmische bewerking op de variabele PE wijzigt hier niets aan, enkel de interpretatie van de waarde van de parameter wijzigt ten gevolge van het natuurlijk logaritme. De parameter drukt nu immers een absolute verandering in de afhankelijke variabele uit ten opzichte van een relatieve verandering in de onafhankelijke variabele. De parameter dient gedeeld te worden door 100 om een juiste interpretatie ervan te kunnen verkrijgen²⁷.

Voor de variabele Ln PE is de logaritmische regressie met constante significant op een 1 % significantieniveau. De bijhorende parameter is zoals naar verwachting negatief (-0,070) en is significant (t-waarde is -3,616). Ook voor de variabele PEupd is de logaritmische regressie significant, maar ditmaal wordt er geen constante term opgenomen in de regressievergelijking²⁸. De p-waarde bedraagt ook hier 0,000. De parameter heeft hier echter een positieve waarde van 0,031 waarbij de significante t-waarde 4,988 bedraagt. Dit druist volledig in tegen de verwachtingen, immers dit zou betekenen dat het rendement stijgt bij een stijgende PEupd, hetgeen niet voorspeld werd vanuit de literatuurstudie. Daarenboven hadden de parameters bij de univariate inverse regressie van de variabelen Inverse PE en Inverse PEupd wél hetzelfde teken.

²⁷ Voor meer informatieve, zie Gujarati (2003: 181), the Lin-Log Model

²⁸ Voor de regressie met een constante bleek deze immers insignificant te zijn.

5.2.3.3 Logaritmische DivYield en Logaritmische DivYieldupd

Voor deze logaritmische regressies worden opnieuw twee nieuwe variabelen bepaald:

$$\text{Ln DivYield} = \ln(\text{DivYield})$$

$$\text{Ln DivYieldupd} = \ln(\text{DivYieldupd})$$

In de literatuurstudie werd vermeld dat uit studies bleek dat voornamelijk bedrijven met een hoge dividend yield een betere gemiddelde return behalen dan bedrijven met een lage dividend yield²⁹. Voor de nieuwe variabelen kan de lijn worden doorgetrokken waardoor onze verwachting is dat de parameter bij een logaritmische regressie voor de twee variabelen significant positief zal zijn.

Beide logaritmische regressies worden uitgevoerd zonder constante term³⁰ in de vergelijking op te nemen waardoor beide regressies een p-waarde verkrijgen van 0,000 en bijgevolg significant zijn. Voor de variabele Ln DivYield heeft de parameter een waarde van 0,107 waarbij de t-waarde (6,961) significant is. Ook voor de variabele Ln DivYieldupd is de waarde van de parameter (0,072) significant verschillend van nul vermits de t-waarde (4,614) significant is tot op het 1 % significantieniveau. Beide parameters zijn bovendien ook positief en voldoen dus aan onze verwachtingen.

5.2.3.5 Logaritmische Size

Ook voor deze logaritmische regressie wordt een nieuwe variabelen gecreëerd:

$$\text{Ln Size} = \ln(\text{Size})$$

De verwachting is dat de parameter in deze regressie negatief zal zijn. Immers kleine ondernemingen presteren gemiddeld genomen beter dan grote ondernemingen, zoals bleek uit de literatuurstudie³¹.

Wanneer we een regressie uitvoeren zonder constante³² dan blijkt deze significant te zijn, de ANOVA p-waarde is immers 0,000. De waarde van de parameter ligt echter niet in de lijn van de verwachtingen vermits deze positief is en 0,016 bedraagt waarbij de significante t-waarde 4,177 is.

²⁹ Cfr. 4.1.3 Dividend Yield ratio

³⁰ Voor de regressie met een constante bleek deze immers insignificant te zijn.

³¹ Cfr. 4.1.5 Marktkapitalisatie

³² Voor de regressie met een constante bleek deze immers insignificant te zijn.

5.2.3.6 Logaritmische ROA

Voor deze laatste logaritmische regressie wordt er opnieuw een nieuwe variabele gedefinieerd:

$$\text{Ln ROA} = \ln(\text{ROA})$$

Ook hierbij is de verwachting dat de waarde van de parameter positief is³³.

Uit de SPSS output blijkt dat de logaritmische regressie significant is tot op het 1 % significantieniveau. De waarde van de parameter bedraagt 0,053 en deze is significant verschillend van 0, hetgeen blijkt uit de t-waarde (5,292).

5.2.4 Overzicht van de resultaten

Tabel 5.3: Overzicht resultaten univariate regressies

	ANOVA tabel	waarde	t- waarde	Significantieniveau
Lineaire regressie	P-waarde	parameter	t- waarde	parameter
Beta (met constante)	0,325	0,0441	0,986	0,325
Beta (zonder constante)	0,000	0,1526	6,523	0,000
Momentum 1Y	0,000	0,0014	3,514	0,000
Momentum 6M	0,000	0,0034	5,231	0,000
Momentum 3M	0,000	0,0046	3,920	0,000
EPS growth 5Y	0,022	-0,0013	-2,303	0,022
Inverse regressie				
Inverse PE	0,022	0,6091	2,289	0,022
Inverse PEupd	0,000	0,7025	4,145	0,000
Inverse PB	0,000	0,0949	4,900	0,000
Inverse PBupd	0,003	0,0568	3,003	0,003
Inverse PCF	0,002	0,2431	3,068	0,002
Inverse PCFupd	0,002	0,2100	3,112	0,002
Logaritmische regressie				
ln PE	0,000	-0,0702	-3,616	0,000
ln Peupd	0,000	0,0311	4,988	0,000
ln Divyield	0,000	0,1068	6,961	0,000
ln Divyieldupd	0,000	0,0719	4,614	0,000
ln Size	0,000	0,0155	4,177	0,000
ln ROA	0,000	0,0526	5,292	0,000

Bron: eigen verwerking

De resultaten van de voorgaande univariate regressies worden ter samenvatting weergegeven in Tabel 5.3. Er blijken 5 variabelen significante resultaten op te leveren na

³³ Cfr. 4.3.3, Return on Assets

een lineaire regressie: beta, Momentum 1Y, Momentum 6M, Momentum 3M en EPS growth 5Y. De resultaten voor de variabele EPS growth 5Y worden echter in twijfel getrokken vanwege het grote aantal missing values. Er zijn 6 variabelen die na een inverse regressie significant bleken (Inverse PE, Inverse PEupd, Inverse PB, Inverse PBupd, Inverse PCF en Inverse PCFupd) en 6 variabelen die na een logaritmische regressie significant bleken (ln PE, ln PEupd, ln DivYield, ln DivYieldupd, ln Size en ln ROA). Deze 16 variabelen zullen gebruikt worden voor de multivariate analyse van de data, zoals beschreven verder in de onderzoek.

5.2.5 Assumpties van OLS regressies op univariaat niveau

In dit onderzoek hebben we tal van univariate regressies uitgevoerd met behulp van de Ordinary Least Squares (OLS) methode. Hier zijn echter een aantal voorwaarden aan verbonden die beschreven worden in het Classical Normal Linear Regression Model (CNLRM). We moeten trachten deze zo goed mogelijk te benaderen, willen we betrouwbare OLS resultaten bekomen. De assumpties zijn immers de theoretische basis voor de T-test en de F-test die gebruikt worden om te bepalen of de samenhang tussen X en Y significant is (Anderson et al., 2000). In dit gedeelte bespreken we kort de assumpties van OLS waar we rekening mee dienen te houden (Gujarati, 2003: 66)³⁴.

Assumptie 1: Het regressie-model is lineair in de parameters

Aan deze voorwaarde is voldaan aangezien er enkel gewerkt werd met lineaire ($Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \mu_i$), inverse ($Y_i = \beta_1 + \beta_2 / X_i + \mu_i$) en logaritmische ($Y_i = \beta_1 + \beta_2 \ln(X_i) + \mu_i$) regressies.

Assumptie 2: De X-waarden hebben vaste waarden

Ook hieraan is voldaan. De waardes van de variabelen zijn niet-stochastisch maar zijn vast bepaalde waarden.

Assumptie 3: Het aantal observaties n is groter dan het aantal te schatten parameters

Uit Tabel 5.2 bleek dat we voor iedere variabele over honderden observaties beschikken. Aan deze assumptie is voldaan.

Assumptie 4: Variabiliteit in de X-waarden

De observaties voor een variabele hebben in dit onderzoek niet allen dezelfde waarde waardoor er voldaan is aan deze assumptie.

³⁴ Er wordt abstractie gemaakt van 2 assumpties vermits we hier op univariaat niveau werken. Met name gaat het om de assumpties dat er géén perfecte multicollineariteit mag bestaan tussen de onafhankelijke variabelen, en dat er geen autocorrelatie mag zijn tussen de storingstermen van de onafhankelijke variabelen.

Assumptie 5: Correcte specificatie van het regressiemodel

Uit de literatuurstudie werden in het verleden lineaire en inverse verbanden aangetoond tussen de variabelen en het rendement. We nemen via analogie aan dat de modellen in dit onderzoek correct gespecificeerd zijn. Daarenboven wordt iedere regressie eerst uitgevoerd met een constante term. Pas wanneer deze insignificant blijkt te zijn, wordt besloten een tweede regressie uit te voeren zonder constante term. Op deze manier verlagen we de kans op een specificatiefout (Gujarati, 2003: 168).

Assumptie 6: Normale verdeling van de resttermen

Het is belangrijk te voldoen aan deze assumptie aangezien dit nodig is om hypothesen te kunnen uitvoeren via t-testen en F-testen. Volgens de one-sample Kolmogorov-Smirnov Test wordt niet aanvaard dat de resttermen van de variabelen normaal verdeeld zijn³⁵. Wanneer de data echter grafisch onderzocht wordt via een PP-plot en histogrammen, kunnen we besluiten dat de resttermen een normale verdeling benaderen³⁶.

Assumptie 7: Homoscedasticiteit

De resttermen van de regressies worden getest om na te gaan of aangenomen mag worden of de varianties van de resttermen een constante waarde hebben. Hiervoor wordt er bij de univariate regressie een plot gemaakt van de gestandaardiseerde residuen op de Y-as en de gestandaardiseerde voorspelde waarden op de X-as³⁷. Vermits er geen noemenswaardige patronen te zien zijn in de grafische output, mag aangenomen worden dat er voldaan is aan de assumptie van homoscedasticiteit³⁸.

Assumptie 8: Geen covariantie tussen de storingsterm en de variabele

Gujarati (2003: 72-73) stelt dat aan deze voorwaarde automatisch voldaan is indien de X variabelen niet-stochastisch zijn en als voldaan is aan assumptie 6. Daarenboven is deze assumptie niet zeer kritisch voor de OLS-regressie. We gaan er dus van uit dat voor ons onderzoek voldaan is aan deze assumptie.

Assumptie 9: Het gemiddelde van de storingstermen is 0

Voor iedere lineaire, inverse en logaritmische regressie die uitgevoerd werd voor de 16 geselecteerde variabelen, worden de storingstermen via een One-Sample T

³⁵ Gujarati (2003: 338-339) vermeldt dat de OLS schatters BLUE zijn ongeacht de al dan niet normale verdeling van de resttermen. De normale verdeling van de resttermen is van groot belang wanneer statistische hypothesen getest worden aan de hand van de t en F test. Gujarati vermeldt echter dat deze testen geldig blijven in grote steekproeven.

³⁶ De SPSS output hiervan wordt niet opgenomen in dit onderzoek.

³⁷ UvT (2008)

³⁸ De SPSS output van deze test wordt niet opgenomen in het onderzoek.

test getest op hun gemiddelde waarde³⁹. In Tabel 5.4 is het resultaat hiervan te zien. We kunnen besluiten dat op een 5 % betrouwbaarheidsinterval er slechts 3 variabelen niet voldoen aan deze assumptie. Met name voor de variabelen Inverse PEupd, Inverse PBupd, en Ln DivYieldupd verwerpen we de nulhypothese die stelt dat het gemiddelde van de storingstermen voor deze variabelen gelijk is aan nul. De gevolgen hiervan zijn echter beperkt. Gujarati (2003: 338) vermeldt dat in dit geval de constante term in de regressie niet correct geschat kan worden, maar dat er weinig invloed is voor de parameter van de desbetreffende variabele. Vermits deze drie variabelen gebruikt werden in een regressie zonder constante, stelt er zich geen probleem.

Tabel 5.4: One-sample T test op de gemiddelde waarde van de univariate resttermen

One-Sample Test						
	Test Value = 0					
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
					Lower	Upper
Standardized Residual Beta	1,471	542	,142	,06300452	-,0211260	,1471351
Standardized Residual Momentum 1Y	,000	792	1,000	,00000000	-,0696629	,0696629
Standardized Residual Momentum 6M	,000	823	1,000	,00000000	-,0683376	,0683376
Standardized Residual Momentum 3M	,000	834	1,000	,00000000	-,0678852	,0678852
Standardized Residual Inverse PE	,000	623	1,000	,00000000	-,0785510	,0785510
Standardized Residual Inverse PEupd	3,144	657	,002	,12164848	,0456695	,1976275
Standardized Residual Inverse PB	1,357	785	,175	,04836131	-,0215742	,1182968
Standardized Residual Inverse PBupd	2,920	830	,004	,10076195	,0330192	,1685047
Standardized Residual Inverse PCF	,000	756	1,000	,00000000	-,0713031	,0713031
Standardized Residual Inverse PCFupd	,000	800	1,000	,00000000	-,0693135	,0693135
Standardized Residual Ln PE	,000	623	1,000	,00000000	-,0785510	,0785510
Standardized Residual Ln PEupd	1,081	657	,280	,04209756	-,0343828	,1185780
Standardized Residual Ln DivYield	,883	566	,378	,03705309	-,0453773	,1194835
Standardized Residual Ln DivYieldupd	2,675	582	,008	,11010500	,0292578	,1909522
Standardized Residual Ln Size	,787	785	,432	,02804316	-,0419468	,0980331
Standardized Residual Ln ROA	,983	675	,326	,03777981	-,0376848	,1132445

Bron: SPSS output, eigen verwerking

Vermits de data vrij goed voldoet aan de OLS voorwaarden, mogen we aannemen dat onze parameters BLUE zijn. Dit betekent dat de parameters de Best Linear Unbiased Estimators zijn, zoals het Gauss-Markov Theorem stelt (Gujarati, 2003). Ze zijn

³⁹ Deze test veronderstelt dat de data normaal verdeeld zijn. Cfr. assumptie 6 hiervoor.

unbiased, hebben een minimale variantie en zijn consistent, hetgeen betekent dat ze naar hun werkelijke waarde convergeren wanneer de steekproefgrootte grotere wordt.

5.2.6 Controle van de normale verdeling

Hoewel de normale verdeling van de variabelen niet een expliciete vereiste is voor een OLS-regressie, controleren we onze data hier toch op. Voor de controle van de normale verdeling van de variabelen, maken we gebruik van de one-sample Kolmogorov-Smirnov Test. Hierbij stelt de nul hypothese (H_0) dat een steekproef verdeeld is volgens de normale verdeling. We willen H_0 dus aanvaarden en hopen op een grote p-waarde.

In Tabel 5.5 is de SPSS output voor de beta variabele terug te vinden. We kunnen afleiden dat de P-waarde (0,991) ruim boven het significantieniveau van 5 % ligt, en we dus kunnen aannemen dat de beta variabele normaal verdeeld is.

Tabel 5.5: One-sample Kolmogorov-Smirnov Test voor Beta

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test		
		beta
N		543
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,64682935510599
	Std. Deviation	,394091786806231
Most Extreme Differences	Absolute	,019
	Positive	,018
	Negative	-,019
Kolmogorov-Smirnov Z		,438
Asymp. Sig. (2-tailed)		,991

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

Bron: SPSS output, eigen verwerking

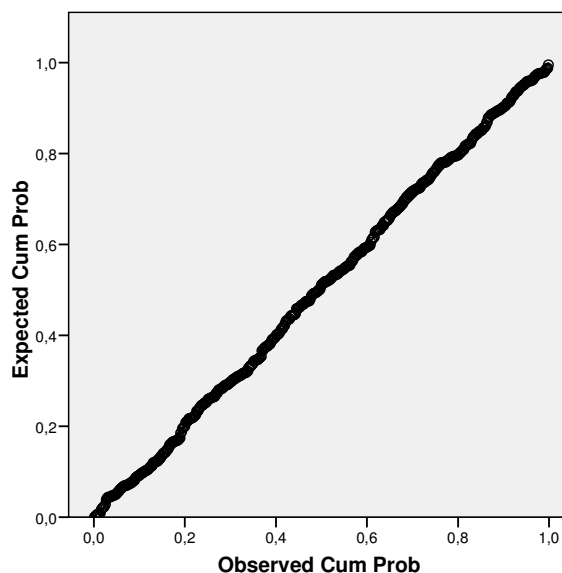
Ook voor de 23 andere oorspronkelijke variabelen⁴⁰ werd een one-sample Kolmogorov-Smirnov Test uitgevoerd. Hun P-waarde ligt echter onder het significantieniveau van 5 % waardoor de nulhypothese verworpen wordt. Volgens deze test blijken zij niet normaal verdeeld te zijn.

⁴⁰ PE, PEupd, PB, PBupd, PCF, PCFupd, DivYield, DivYieldupd, Size, ROE, ROA, Net Income Margin, Debt Equity ratio, Momentum 1Y, Momentum 6M, Momentum 3M, Momentum 1M, EPS growth 1Y, EPS growth 3Y, EPS growth 5Y, Sales growth 1Y, Sales growth 3Y, Sales growth 5Y

Indien we de 16 geselecteerde variabelen⁴¹ voor verder onderzoek, waaronder de 12 nieuw gedefinieerde variabelen, onderwerpen aan een one-sample Kolmogorov-Smirnov Test, blijken alle variabelen (met uitzondering van de variabele Beta) niet te voldoen aan de test. Hun p-waarde is telkens lager dan 0,05 waardoor de nulhypothese (H_0) verworpen dient te worden en kunnen we via deze test niet aannemen dat de variabelen normaal verdeeld zijn.

Het is echter mogelijk om via SPSS een grafische test uit te voeren. De proportion-proportion plot zet de gegevens van de te onderzoeken variabele uit in een grafiek ten opzichte van de gegevens zoals verwacht indien voldaan is aan de normale verdeling. In Figuur 5.3 wordt de PP-plot voor de variabele Beta weergegeven. De verdeling van de variabele wordt weergegeven in een dikkere zwarte lijn en de verwachte normale verdeling wordt weergegeven in een dunnere lijn. Hoe beter de twee lijnen samenvallen, hoe betrouwbaarder het is om aan te nemen dat de data voldoet aan de normale verdeling. Voor Beta is duidelijk te zien dat de twee lijnen samenvallen. Voor deze variabele werd immers al aangetoond via de one-sample Kolmogorov-Smirnov Test dat aangenomen mag worden dat deze normaal verdeeld is.

Figuur 5.3: PP-plot voor de variabele Beta



Bron: SPSS output, eigen verwerking

⁴¹ Beta, Momentum 1Y, Momentum 6M, Momentum 3M, Inverse PE, Inverse PEupd, Inverse PB, Inverse PBupd, Inverse PCF, Inverse PCFupd, Ln PE, Ln PEupd, Ln DivYield, Ln DivYieldupd, Ln Size, Ln ROA

In bijlage 7a, Grafische test op normale verdeling: PP-plot, wordt voor de 16 geselecteerde variabelen een PP-plot opgenomen. Voor deze variabelen is te zien dat de twee lijnen vrij nauw aansluiten bij elkaar. Voornamelijk de variabelen uit de logaritmische regressies (Ln PE, Ln PEupd, Ln DivYield, Ln DivYieldupd, Ln Size, Ln ROA) lijken een normale verdeling goed te benaderen. De variabelen uit de inverse regressies (Inverse PE, Inverse PEupd, Inverse PB, Inverse PBupd, Inverse PCF, Inverse PCFupd) lijken iets minder goed de normale verdeling te benaderen. Voornamelijk voor de variabelen Inverse PE, Inverse PEupd, Inverse PCF en Inverse PCFupd vallen de twee curves niet goed samen. Het lijkt dus aanvaardbaar om te stellen dat alle 16 geselecteerde variabelen een normale verdeling benaderen.

Om dit statement extra te staven werd in bijlage 7b, Grafische test op normale verdeling: histogram, voor elke variabele een histogram opgenomen dat een vergelijking maakt tussen de verwachte normale verdeling (weergegeven in een dunne lijn) en de werkelijke verdeling van de variabele. Hieruit valt opnieuw af te leiden dat voornamelijk de Inverse variabelen minder goed een normaal verdeeld benaderen.

5.3 Multivariate regressie

We zijn dit onderzoek gestart met verschillende variabelen die we op univariaat niveau onderzocht hebben, waaruit bleek dat 16 variabelen⁴² van significante invloed zijn op het toekomstige rendement. Belangrijk om weten is echter hoe een afhankelijke variabele Y samenhangt met twee of meer onafhankelijke variabelen. De gezamenlijke invloed van deze variabelen worden in deze paragraaf onderzocht.

5.3.1 De gezamenlijke invloed van alle variabelen

Omdat niet meteen duidelijk is welke onafhankelijke variabelen gecombineerd moeten worden in een multivariate regressie, laten we SPSS output genereren voor een regressie waarbij alle variabelen zijn opgenomen. In bijlage 8 is deze output weergegeven voor zowel de Enter methode, de Stepwise methode, de Backward methode en de Forward methode.

⁴² De 16 onderzochte variabelen in deze paragraaf zijn: Beta, Momentum 1Y, Momentum 6M, Momentum 3M, Inverse PE, Inverse PEupd, Inverse PB, Inverse PBupd, Inverse PCF, Inverse PCFupd, Ln PE, Ln PEupd, Ln DivYield, Ln DivYieldupd, Ln Size, Ln ROA.

Voor de Enter methode is er een significante samenhang tussen de afhankelijke variabele en de verzameling van alle onafhankelijke variabelen. De ANOVA p-waarde is immers 0,020. Doch blijken er weinig variabelen individueel significant. Volgens Gujarati (2003: 359) is dit een indicatie van multicollineariteit. Voor de Enter methode heeft enkel de variabele Momentum 6M een significante invloed (t-waarde is 2,201).

De Stepwise methode geeft 2 variabelen weer die significant zijn in een gezamenlijk model: de variabelen Momentum 6M (parameter van 0,004 en t-waarde van 4,425) en de variabele Inverse PBupd (parameter van 0,129 en t-waarde van 3,198). De ANOVA p-waarde van dit model is 0,000.

De Backward methode identificeert een model met 3 onafhankelijke variabelen waarvan er echter maar 2 significant zijn op een 5 % significantieniveau: Momentum 6M (parameter van 0,005 en t-waarde van 4,634) en Inverse PBupd (parameter van 0,146 en t-waarde van 3,529). De Inverse PE is niet significant op dit significantieniveau.

De Forward methode identificeert dezelfde onafhankelijke variabelen als de Stepwise methode: Momentum 6M en Inverse PBupd. De parameters en de t-waarden zijn hierbij identiek.

De belangrijkste variabelen die op het eerste zicht verschijnen zijn: Momentum 6M en Inverse PBupd. Ook opvallend is dat de 4 modellen weinig individueel significante variabelen identificeren, maar wel een significante samenhang tussen de variabelen aangeven, hetgeen kan wijzen op multicollineariteit. Daarom kan het nuttig zijn om te kijken naar de correlatiematrix om zo variabelen te identificeren met een lage onderlinge correlatie. Deze variabelen kunnen dan gecombineerd worden in een multivariate regressie.

5.3.2 De correlaties tussen de variabelen

In bijlage 9 is de correlatiematrix weergegeven voor alle variabelen. In deze matrix wordt aangegeven welke correlaties significant verschillend zijn van 0 op een 0,05 en een 0,01 significantieniveau. Uit deze matrix blijkt dat voornamelijk de volgende variabelen een lage onderlinge correlatie hebben:

- Momentum 6M: lage correlatie met Beta, Inverse PE, Inverse PB, Ln Size, Ln ROA

- Momentum 3M: lage correlatie met Inverse PE, Inverse PBupd, Inverse PCFupd, Ln PEupd, Ln Size, Ln ROA
- Ln Size: lage correlatie met Momentum 1Y, Momentum 6M, Momentum 3M, Inverse PCF, Inverse PCFupd, Ln PEupd
- Ln ROA: lage correlatie met Beta, Momentum 6M, Momentum 3M, Ln DivYield, Ln DivYieldupd

Op basis van deze constataties worden er modellen opgesteld die door middel van een *trial and error* aanpak geoptimaliseerd trachten te worden. Hierdoor voeren we meerdere multivariate regressies uit waarbij er gekeken wordt naar de significantie van het model, de significantie van de variabelen en de adjusted R^2 (de meervoudige determinatiecoëfficiënt aangepast voor het aantal onafhankelijke variabelen). Enkel de SPSS output van de meest relevante modellen zal worden opgenomen in de bijlage.

5.3.3 Multivariate modellen

Eerst en vooral dient er opgemerkt te worden dat er geen enkel significant model gevonden werd met meer dan drie onafhankelijke variabelen. Ondanks het feit dat de ANOVA p-waarde significant is, zijn de t-waarden van de variabelen insignificant. Zoals reeds eerder opgemerkt, zou dit erop kunnen wijzen dat er een sterk lineair verband is tussen de variabelen onderling en er dus een hoge graad van multicollineariteit in de data zit.

Via een trial and error aanpak worden er vier modellen gevonden die bevredigende resultaten opleveren. Deze modellen zijn als volgt opgebouwd:

Model 1: Momentum 6M, Inverse PB, Inverse PCFupd

Model 2: Momentum 6M, Inverse PEupd

Model 3: Momentum 6M, Ln DivYield

Model 4: Momentum 6M, Ln ROA

De SPSS output wordt weergegeven in bijlage 10, Multivariate modellen.

5.3.3.1 Model 1: Momentum 6M, Inverse PB, Inverse PCFupd

Voor het eerste model zijn de drie variabelen significant op een 5 % significantieniveau. Momentum 6M heeft een parameter van 0,003 en een significante t-waarde van 4,625. De variabele Inverse PB heeft een parameter van 0,052 met een significante t-waarde van 2,373 en de laatste variabele, Inverse PCFupd, heeft een parameter van 0,240 met

een significante t-waarde van 3,795. Er is geen constante opgenomen in het model⁴³, en de ANOVA p-waarde bedraagt 0,000.

De parameters hebben elk een positieve waarde, hetgeen in de lijn ligt van de verwachtingen⁴⁴. De waarde van de eerste parameter (0,003) is een schatting van de verwachte verandering in Rendement die overeenkomt met een verandering van één eenheid in Momentum 6M wanneer alle andere onafhankelijke variabelen constant gehouden worden. Een analoge redenering geldt voor de andere variabelen. Het rendement wordt verwacht te stijgen met 0,052 respectievelijk 0,240 indien er een verandering is van één eenheid in de variabele Inverse PB respectievelijk Inverse PCFupd, ceteris paribus.

Zoals reeds gezegd is de algehele samenhang van de drie onafhankelijke variabelen significant vermits de p-waarde 0,000 bedraagt. Het model heeft een meervoudige determinatiecoëfficiënt R^2 van 0,070. Dit betekent dat 7,0 % van de variatie in Rendement verklaard wordt door de geschatte regressievergelijking. Wanneer we de R^2 aanpassen voor het aantal onafhankelijke variabelen, kunnen we het model vergelijken met andere modellen. We zien dat voor dit model de Adjusted R^2 slechts 0,066 bedraagt. Deze waarden voor de R^2 en de adjusted R^2 zijn eerder aan de lage kant waardoor we dus op zoek moeten gaan naar een mogelijk beter model.

5.3.3.2 Model 2: Momentum 6M, Inverse PEupd

In het tweede model zijn er slechts twee onafhankelijke variabelen opgenomen. Deze blijken beide significant te zijn op een 5 % significantieniveau. De parameter voor de eerste variabele, Momentum 6M, bedraagt 0,006 en heeft een significante t-waarde van 7,761. De parameter voor Inverse PEupd bedraagt 0,478 waarbij de t-waarde 2,316 bedraagt, hetgeen significant is. In dit model werd er een constante opgenomen die een significante waarde heeft van 0,075. De ANOVA p-waarde bedraagt 0,000.

De parameters zijn positief en liggen in de lijn van de verwachtingen⁴⁵. We zien wel dat de parameter voor Momentum 6M groter is dan in model 1: 0,006 t.o.v. 0,003 waarbij de significantie ook gestegen is: 7,761 t.o.v. 4,625. De interpretatie van deze parameter gebeurt op dezelfde manier zoals beschreven voor model 1. Voor de tweede variabele

⁴³ Voor de regressie met een constante bleek deze immers insignificant te zijn.

⁴⁴ Cfr. paragraaf 5.2.1.2, 5.2.2.2, en 5.2.2.3

⁴⁵ Cfr. paragraaf 5.2.1.2 en 5.2.2.1

geldt dat het Rendement verwacht wordt te stijgen met 0,478 indien er een verandering is van één eenheid in de variabele Inverse PEupd, ceteris paribus.

De algehele samenhang van de onafhankelijke variabelen blijkt ook hier significant te zijn: de ANOVA p-waarde bedraagt 0,000. Wanneer we kijken naar de R^2 , dan zien we dat deze met een waarde van 0,087 aan de lage kant ligt. Ook de adjusted R^2 heeft slechts een waarde van 0,084. Dit model verklaart dus slechts iets meer dan 8 % van de variatie in de afhankelijke variabele⁴⁶.

5.3.3.3 Model 3: Momentum 6M, Ln DivYield

Ook het derde model is opgebouwd uit slechts twee variabelen. Opnieuw werd de variabele Momentum 6M opgenomen. Dit keer heeft deze variabele een significante parameter van 0,005 met een t-waarde van 6,310. De tweede variabele in dit model is Ln DivYield. Deze variabele blijkt significant te zijn (t-waarde is 2,905) waarbij de waarde van de parameter 0,063 bedraagt. In dit model werd er een constante opgenomen met een waarde van 0,053 en de algehele samenhang is significant (ANOVA p-waarde is 0,000).

De waarde van de parameters ligt opnieuw in de lijn van de verwachtingen⁴⁷. Voor Momentum 6M is de interpretatie van de parameter wederom analoog aan de vorige modellen. De interpretatie van de parameter voor de variabele Ln DivYield ligt iets moeilijker. De parameter drukt immers een absolute verandering in rendement uit ten opzichte van een relatieve verandering in DivYield. Indien we de parameter delen door 100, kan deze als volgt geïnterpreteerd worden: de verwachte absolute verandering in Rendement bedraagt 0,00063 wanneer er een verandering is van één eenheid in de variabele Ln DivYield, ceteris paribus.

Zoals reeds vermeld, blijkt dit model significant te zijn in zijn geheel. De ANOVA p-waarde bedraagt 0,000. Wanneer we de meervoudige determinatiecoëfficiënt R^2 bestuderen, zien we dat deze ligt gestegen is ten opzichte van het vorige model. Dit maal is een vergelijking met het vorige model wel mogelijk vermits beide modellen een constante opgenomen hebben in hun model. De R^2 bedraagt 0,091 en de adjusted R^2

⁴⁶ Er dient opgemerkt te worden dat een vergelijking van de waarde van R^2 voor model 1 en model 2 niet mogelijk is vermits het ene model opgebouwd is zonder constante en het andere met constante.

⁴⁷ Cfr. paragraaf 5.2.1.2 en 5.2.3.3

bedraagt 0,088. Dit betekent dat dit model ongeveer 9 % van de variatie in Rendement verklaart, hetgeen echter aan de lage kant blijft.

5.3.3.4 Model 4: Momentum 6M, Ln ROA

In dit vierde en laatste model zijn er opnieuw slechts twee onafhankelijke variabelen opgenomen. Deze blijken beide significant te zijn op een 1 % significantieniveau. De parameter voor de eerste variabele, Momentum 6M, bedraagt 0,005 en heeft een significante t-waarde van 7,493. De parameter voor Ln ROA bedraagt 0,052 waarbij de t-waarde 5,602 bedraagt, hetgeen significant is. In dit model werd er geen constante opgenomen, en de ANOVA p-waarde bedraagt 0,000.

De parameters zijn positief en liggen in de lijn van de verwachtingen⁴⁸. We zien dat de parameter voor Momentum 6M dezelfde waarde heeft als in model 3, maar de significantie ervan is gestegen: de t-waarde is gestegen van 6,310 tot 7,493. Men kan stellen dat het Rendement verwacht wordt te stijgen met 0,005 indien er een verandering optreedt van één eenheid in Momentum 6M waarbij alle andere onafhankelijke variabelen constant gehouden worden. De interpretatie van de parameter voor de variabele Ln ROA gebeurt op dezelfde manier zoals in model 3 voor de variabele Ln DivYield. De verwachte absolute verandering in Rendement bedraagt 0,00052 wanneer er een verandering is van één eenheid in de variabele Ln ROA, ceteris paribus.

Ondanks deze optisch kleine parameterwaarden, blijkt de algehele samenhang van de onafhankelijke variabelen significant te zijn: de ANOVA p-waarde bedraagt 0,000. Wanneer we kijken naar de R^2 , dan zien we dat deze met een waarde van 0,116 boven de R^2 waarde van model 1 ligt. Ook de adjusted R^2 ligt met een waarde van 0,114 ruim boven de adjusted R^2 van de model 1. Dit model verklaart dus ongeveer 11 % van de variatie in de afhankelijke variabele. Opvallend is dat de R^2 waarde gestegen is terwijl het aantal onafhankelijke variabelen gedaald is. Anderson et al. (2000: 362) verklaren immers dat R^2 in het algemeen toeneemt naarmate er meer onafhankelijke variabelen worden toegevoegd aan het model. Ook Gujarati (2003: 217) stelt dat " R^2 is a nondecreasing function of the number of explanatory variables or regressors present in the model; as the number of regressors increases, R^2 almost invariably increases and never decreases".

⁴⁸ Cfr. paragraaf 5.2.1.2 en 5.2.3.6

We onthouden dus dat we twee significante multivariate modellen gevonden hebben die opgebouwd zijn zonder constante (model 1 en model 4). Hiervan heeft model 4 het hoogste verklarend vermogen. Daarnaast hebben we twee significante multivariate modellen die opgebouwd zijn met een constante in de regressievergelijking (model 2 en model 3). Model 3 heeft een iets groter verklarend vermogen, maar het verschil is verwaarloosbaar.

5.3.4 Controle voor Beta

Naar analogie van het onderzoek van Fama en French (1992) controleren we onze modellen op de impact van de beta. Immers, uit het theoretische Capital Asset Pricing Model is gebleken dat de beta de enige variabele zou zijn die een verklarende kracht heeft ten opzichte van het toekomstige rendement. Een hogere beta_i zou leiden tot een hoger rendement_i omdat het aandeel_i blootgesteld is aan een groter marktrisico.

Voor ieder van de vier modellen wordt de variabele Beta toegevoegd aan de groep van onafhankelijke variabelen en wordt er een nieuwe multivariate regressie uitgevoerd. In bijlage 11 is de verkorte SPSS output gegeven voor ieder model met beta.

Er valt uit af te leiden dat voor geen enkel model de beta op een 5 % significantieniveau een verklarend vermogen heeft ten opzichte van de afhankelijke variabele Rendement. Voor model 1 is de p-waarde voor de t-test 0,120. Zelfs op een significantieniveau van 10 % zou deze variabele niet significant zijn. Voor Model 2 en Model 3 zijn de resultaten meer uitgesproken. De p-waardes voor de Beta bedragen respectievelijk 0,828 en 0,706. Voor het laatste model, Model 4, wordt de significantie van Beta nipt verworpen op een 5 % significantieniveau. De p-waarde voor de t-test bedraagt immers 0,068.

Uit deze resultaten zouden we kunnen afleiden dat de onafhankelijke variabele Beta geen verklarend vermogen in een multivariaat model heeft op het toekomstige rendement. De variabele werd immers steeds insignificant verklaard op een significantieniveau van 5 %. Deze resultaten liggen in de lijn van de conclusies van Fama en French (1992) die stellen dat hun testresultaten de basisassumptie van het CAPM niet ondersteunen. Volgens hun onderzoek is er geen relatie op univariaat én multivariaat niveau tussen de beta en het toekomstige rendement.

5.3.4.1 Model 5: Beta, Momentum 6M, Inverse PBupd

Bij de vorige modellen zijn we op zoek geweest naar een significant multivariaat model waarbij we nadien controleerden op de invloed van de onafhankelijke variabele Beta. Wanneer we echter een model opbouwen vertrekkende van Beta en op zoek gaan naar extra onafhankelijke variabelen zodat het multivariate model significant blijft, bekomen we het volgende model:

Model 5: Beta, Momentum 6M, Inverse PBupd

In bijlage 12 wordt de SPSS output weergegeven van Model 5. Uit deze resultaten valt af te leiden dat alle onafhankelijke variabelen significant zijn op een 5 % significantieniveau, en dus ook de Beta. De significante parameter van Beta bedraagt 0,078, hetgeen in de lijn met de voorspellingen uit het CAP-Model ligt: een grotere beta leidt tot een hoger rendement. De variabelen Momentum 6M en Inverse PBupd hebben een parameter van 0,004 respectievelijk 0,086. Ook deze parameters zijn zoals verwacht. De ANOVA p-waarde bedraagt 0,000 waardoor ook het model in zijn geheel significant blijkt te zijn.

Vergelijken we de adjusted R^2 met model 1 en model 4, dewelke ook zonder constante opgebouwd zijn, dan constateren we dat model 5 de hoogste adjusted R^2 waarde heeft: 0,130 ten opzichte van respectievelijk 0,066 en 0,114.

Hieruit kunnen we concluderen dat de beta wel degelijk een verklarend vermogen heeft ten opzichte van het toekomstige gemiddelde rendement. Belangrijke nuances die in deze conclusies gelegd dienen te worden zijn dat de beta slechts significant is in combinatie met bepaalde andere onafhankelijke variabelen⁴⁹ en dat het verklarend vermogen van het model desondanks laag blijft. Slechts 13 % van de variatie in rendement wordt verklaard door het model.

5.3.5 Assumpties van OLS regressies op multivariaat niveau

In paragraaf 5.2.5 werden reeds 9 assumpties van het Classical Normal Linear Regression Model (CNLRM) besproken voor een univariate regressie. Op multivariaat niveau blijven dezelfde assumpties gelden. Daarenboven komen er nog de twee assumpties bij die stellen dat er geen autocorrelatie bestaat tussen de storingstermen en

⁴⁹ De beta blijkt significant te zijn in combinatie met Momentum 6M en Inverse PBupd, maar niet significant in combinatie met (Momentum 6M, Inverse PB en Inverse PCFupd), (Momentum en Inverse PEupd), (Momentum 6M en Ln DivYield), en (Momentum 6M en Ln ROA).

dat er geen perfecte multicollineariteit bestaat tussen de onafhankelijke variabelen. Voor de assumpties 1 tot en met 5 en assumptie 8 is de argumentatie hetzelfde als op univariaat niveau. Deze veronderstellingen worden hier dus niet opnieuw opgenomen.

Assumptie 6: Normale verdeling van de resttermen

Voor deze assumptie bekomen we dezelfde resultaten als op univariaat niveau. De resttermen van deze vijf modellen blijken volgens de one-sample Kolmogorov-Smirnov Test niet normaal verdeeld te zijn. Wanneer de data echter grafisch onderzocht wordt via een PP-plot en histogrammen, kunnen we besluiten dat de resttermen wel een normale verdeling benaderen⁵⁰.

Assumptie 7: Homoscedasticiteit

De resttermen van deze 5 modellen worden ook hier getest om na te gaan of aangenomen mag worden de varianties van de resttermen een constante waarde heeft. Hiervoor wordt er bij de multivariate regressie van ieder model een plot gemaakt van de gestandaardiseerde residuen op de Y-as en de gestandaardiseerde voorspelde residuwaarden op de X-as⁵¹. Vermits er geen noemenswaardige patronen te zien zijn in de grafische output, mag aangenomen worden dat er voldaan is aan de assumptie van homoscedasticiteit⁵².

Assumptie 9: Het gemiddelde van de storingstermen is 0

Voor iedere multivariate regressie van deze vijf modellen worden de storingstermen via een One-Sample T test getest op hun gemiddelde waarde⁵³. In Tabel 5.6 zijn de resultaten van deze test te zien. Hieruit blijkt dat voor elk model op een 5 % significantieniveau mag aangenomen worden dat de gemiddelde waarde van de resttermen gelijk is aan nul.

⁵⁰ De SPSS output hiervan wordt niet opgenomen in dit onderzoek.

⁵¹ UVT (2008)

⁵² De SPSS output van deze test wordt niet opgenomen in het onderzoek.

⁵³ Deze test veronderstelt dat de data normaal verdeeld zijn. Zie hiervoor assumptie 6.

Tabel 5.6: One-sample T test op de gemiddelde waarde van de multivariate resttermen

One-Sample Test						
	Test Value = 0					
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
					Lower	Upper
Standardized Residual Model 1	,625	750	,532	,02277441	-,0487471	,0942959
Standardized Residual Model 2	,000	644	1,000	,00000000	-,0771987	,0771987
Standardized Residual Model 3	,000	565	1,000	,00000000	-,0824140	,0824140
Standardized Residual Model 4	1,208	666	,228	,04667766	-,0292105	,1225658
Standardized Residual Model 5	,381	539	,704	,01634241	-,0680225	,1007073

Bron: SPSS output, eigen verwerking

Assumptie 10: Geen autocorrelatie tussen de storingstermen

De Durbin-Watson d Test kan gebruikt worden voor de controle op autocorrelatie. In de SPSS output in bijlage 10 en 12 wordt deze statistiek weergegeven. Indien we voor model 1 en model 5 op een 5 % significantieniveau de d_L en d_U bepalen⁵⁴ met $n = 200$ en $k' = 2$, dan is $d_L = 1,748$ en $d_U = 1,789$, valt hieruit af te leiden dat de d-waarde (= 1,770) voor model 1 hier net tussenin valt, hetgeen betekent dat er geen conclusie genomen kan worden omtrent de aanwezigheid van positieve autocorrelatie. Toch kunnen we opmerken dat de d-waarde zich aan de bovenkant van het interval bevindt, hetgeen dus overweegt naar de kant waarbij we H_0 kunnen aanvaarden dat stelt dat er geen autocorrelatie is. Voor model 5 is d_U kleiner dan de d-waarde (= 1,870) waardoor we de nulhypothese kunnen aanvaarden: er is géén autocorrelatie op het 5 % significantieniveau.

Voor model 2, model 3 en model 4 is op een 5 % significantieniveau $d_L = 1,758$ en $d_U = 1,778$ waarbij we gebruik maken van $n = 200$ en $k' = 1$. Voor model 2 mogen we stellen dat er geen autocorrelatie in het model zit. De d-waarde (= 1,801) ligt immers boven d_U . De d-waarde voor model 3 (= 1,719) en de d-waarde voor model 4 (= 1,694) zijn lager dan d_L waardoor we H_0 moeten verwerpen op een 5 % significantieniveau en aanvaarden dat er volgens de Durbin-Watson d Test positieve autocorrelatie in het model zit. Het gevolg

⁵⁴ Hierbij staat n voor het aantal observaties in de steekproef en k' voor het aantal onafhankelijke variabelen in de regressie. Voor de bepaling van d_L en d_U wordt gebruik gemaakt van Gujarati (2003), Appendix D, Table D.5A, Durbin-Watson d Statistic: significance points of d_L and d_U at 0.05 level of significance. De maximale waarde voor n in deze tabel is 200.

hiervan is dat de OLS schatters niet langer een minimum variantie hebben. Er bestaat de mogelijkheid dat ze niet langer BLUE zijn, waardoor het mogelijk is dat de t-test en F-test niet langer meer geldig zijn. Bijgevolg zijn de resultaten van model 3 en model 4 niet betrouwbaar en dienen we abstractie te maken van deze modellen.

Assumptie 11: Geen perfecte multicollineariteit

In de SPSS output, die men voor modellen 1, 2, 3 en 4 terugvindt in bijlage 10 en voor model 5 in bijlage 12, wordt de statistieken ter detectie van multicollineariteit weergegeven. We kunnen zien dat de Condition Index (CI) voor geen enkel model extreme waarden aanneemt. Het CI heeft een maximale waarde van 2,520 in model 3. Vermits dit ruim onder de 10 ligt, kan men aannemen dat het probleem van multicollineariteit zich in geen enkel model stelt (Gujarati, 2003: 362)⁵⁵. Ook de Tolerance en de Variance Inflation Factor (VIF) worden weergegeven in de SPSS-output⁵⁶. We zien dat voor ieder model de Tolerance dicht bij 1 aanleunt en de VIF ver onder de 10 blijft. Enkel voor model 5 is de Tolerance voor de variabelen Beta en Inverse PBupd niet zo hoog, maar de VIF blijft ver onder de 10. We kunnen dus concluderen dat dit alles indicaties zijn voor de afwezigheid van multicollineariteit.

Model 1, model 2 en model 5 lijken dus in voldoende mate te voldoen aan de OLS assumpties. Volgens de Durbin-Watson d Test zou er autocorrelatie zijn tussen de storingstermen voor model 3 en model 4. Bijgevolg dienen we abstractie te maken van van deze twee modellen.

5.4 Conclusie

In dit hoofdstuk zijn we op zoek gegaan naar financiële ratio's die een verklarende kracht hebben op het toekomstige rendement van aandelen. We hebben dit gedaan aan de hand van een statistische analyse van historische data van aandelen noterend op Euronext Brussel van 1996 tot en met 2005.

⁵⁵ Gujarati (2003: 362) stelt als vuistregel dat een CI tussen 10 en 30 een aanwijzing is voor middelmatige tot sterke multicollineariteit, en een CI groter dan 30 is een indicatie van zeer sterke multicollineariteit.

⁵⁶ Gujarati (2003: 362) stelt als vuistregel dat als de VIF van een variabele groter is dan 10, deze variabele sterk collineair is. Ook stelt hij dat hoe dichter de TOL bij 1 aanleunt, hoe sterker het bewijs is dat de variabele niet collineair is.

Op univariaat niveau was er geen significant verband te vinden tussen de betacoëfficiënt en het toekomstige rendement, wanneer we een regressie uitvoerden zoals het CAP-Model beschrijft ($E(R_i) = R_f + \beta_i (E(R_m) - R_f)$). Enkel wanneer de constante term uit de regressie weggelaten wordt, is de regressie significant. De resultaten komen dus niet volledig overeen met het theoretische CAP-Model.

Verder bleek op univariaat niveau dat er een significant positief verband is tussen het toekomstige rendement en de variabelen Momentum 1Y, Momentum 6M, Momentum 3M, Inverse PE, Inverse PEupd, Inverse PB, Inverse PBupd, Inverse PCF, Inverse PCFupd, InPEupd, In DivYield, In DivYieldupd, In Size en In ROA. Dit komt overeen met de empirische resultaten van andere studies zoals beschreven in hoofdstuk 4. De studie van Fama en French (1992) heeft een sterk univariaat positief verband gevonden voor de variabelen Earnings-to-Price (Inverse PE) en Book-to-Market Value (Inverse PB). Voor de variabele size was dit een negatief verband, terwijl in deze studie er een positief verband blijkt te zijn.

Wanneer we de variabelen trachten te combineren, bekomen we drie multivariate modellen waarvan uit onderzoek van historische data blijkt dat ze een statistisch significante verklarende kracht hebben op het toekomstige rendement van aandelen op Euronext Brussel. De drie modellen kunnen als volgt beschreven worden:

Model 1: Momentum 6M, Inverse PB, Inverse PCFupd

$$\text{Rendement}_i = 0,003 \text{ Momentum } 6M_i + 0,052 \text{ Inverse PB}_i + 0,240 \text{ Inverse PCFupd}_i$$

Model 2: Momentum 6M, Inverse PEupd

$$\text{Rendement}_i = 0,075 + 0,006 \text{ Momentum } 6M_i + 0,478 \text{ Inverse PEupd}_i$$

Model 5: Beta, Momentum 6M, Inverse PBupd

$$\text{Rendement}_i = 0,078 \text{ Beta}_i + 0,004 \text{ Momentum } 6M_i + 0,086 \text{ Inverse PBupd}_i$$

Uit deze resultaten blijkt dat de Beta-coëfficiënt, zoals beschreven in het Capital Asset Pricing Model, niet de enige verklarende variabele is op de Belgische aandelenmarkt. Deze beta komt enkel voor in model 5, maar wordt gecombineerd met de variabelen Momentum 6 Months en Inverse Price to Book Value Updated. In model 1 komt de CAPM-beta niet voor maar wel de variabelen Momentum 6 Months, Inverse Price to Book Value, en Inverse Price to Cash Flow Updated. Ook model 2 maakt gebruik van de variabele Momentum 6 Months in combinatie met de Inverse Price Earnings Updated en een constante term.

In het volgende hoofdstuk worden deze drie modellen getest door middel van een simulatie op basis van out-of-sample data.

6. Simulatie

In deze studie hebben we drie multivariate modellen beschreven waarvan uit de statistische analyse van historische data blijkt dat zij een significante verklarende kracht hebben op het toekomstige rendement van aandelen. In dit hoofdstuk voeren we een out-of-sample test uit waarbij we gebruik maken van data die niet gebruikt werd voor het opstellen van de modellen.

6.1 Beschrijving van de data en methode

Meer specifiek maken we gebruik van de verzamelde data voor de jaren 2006 en 2007. Zoals reeds eerder beschreven is deze data afkomstig van Dexia Asset Management⁵⁷. Voor het uitvoeren van deze simulatie maken we enkel gebruik van de ratio's die voorkomen in de drie modellen en wordt er abstractie gemaakt van de andere beschikbare data. Met name worden de volgende oorspronkelijke ratio's opgenomen in de simulatie:

- Price Earnings Updated (PEupd)
- Price Book Value (PB)
- Price Book Value Updated (PBupd)
- Price Cash Flow Updated (PCFupd)
- Momentum 6 Months

Eerder werd reeds aangegeven dat ook voor 2006 en 2007 een beta berekend werd⁵⁸. Aangezien model 5 gebruik maakt van deze betacoëfficiënt, wordt ook deze variabele opgenomen in de data voor de simulatie.

Vermits model 1 onder andere gebruik maakt van de variabelen Inverse PB en Inverse PCFupd, model 2 van de variabele Inverse PEupd, en model 5 van de variabele Inverse PBupd, worden eerst deze variabelen berekend zoals aangegeven in paragraaf 5.2.2, Univariate inverse regressie, alvorens verder te gaan met de simulatie.

⁵⁷ Cfr. Paragraaf 5.1, De data

⁵⁸ Cfr. Paragraaf 5.1.2, Het schatten van de beta's

Voor ieder model wordt een aparte simulatie uitgevoerd voor het jaar 2006 en 2007. Bijgevolg voeren we 6 simulaties uit. De resultaten van deze simulaties zijn terug te vinden in bijlage 13, bijlage 14 en bijlage 15 voor respectievelijk model 1, model 2 en model 5.

Bij elke simulatie wordt voor ieder opgenomen bedrijf in de out-of-sample data het toekomstige rendement geschat op basis van de multivariate regressievergelijking van het desbetreffende model, zoals beschreven in het vorige hoofdstuk. Deze ondernemingen worden dan geordend op basis van hun toekomstige geschatte rendementen. Daarna worden twee groepen bepaald die telkens bestaan uit 10 ondernemingen. De eerste groep bestaat uit de ondernemingen met het hoogste geschatte toekomstige rendement, en worden de *10 beste ondernemingen* genoemd. De andere groep bestaat uit de ondernemingen met het laagste geschatte toekomstige rendement, en worden de *10 slechtste ondernemingen* genoemd⁵⁹.

Daarna worden voor ieder van deze 20 geselecteerde ondernemingen het werkelijke rendement bepaald in het jaar 2006 en 2007. Dit gebeurt op een analoge wijze zoals besproken in paragraaf 5.1.1, De verzameling van data. Als laatste wordt er een gemiddelde genomen van het werkelijke rendement voor elk van de twee groepen. Een analyse van de kwaliteit van de modellen kan dan gebeuren op basis van het gemiddelde werkelijke rendement.

6.2 Bespreking van de resultaten

In Tabel 6.1, Samenvatting van de resultaten van de simulaties, wordt een overzicht gegeven van de resultaten van de simulaties. In de laatste kolom wordt het gemiddelde voorspeld rendement weergegeven voor de desbetreffende groep van het desbetreffende model. Op basis van het voorspelde rendement werd immers een onderscheid gemaakt tussen ondernemingen die tot de eerste groep en ondernemingen die tot de tweede groep behoren. In de middelste kolom wordt het gemiddelde werkelijk rendement weergegeven van de desbetreffende groep van het desbetreffende model.

⁵⁹ Er dient opgemerkt te worden dat voor Model 1 en Model 2 in 2006, en Model 2 in 2007 ook nog een groep gecreëerd werd met slechts 9 ondernemingen. Deze groepen ontstaan door abstractie te maken van de extreme waarde in desbetreffende groep van de *10 slechtste ondernemingen* en worden *9 slechtste ondernemingen* genoemd.

Een goed model wordt in dit onderzoek gedefinieerd als een model dat een onderscheid maakt tussen twee groepen van aandelen waarbij er een statistisch significant verschil bestaat in gemiddeld werkelijk rendement en waarbij de groep *10 beste ondernemingen* duidelijk een hoger gemiddeld werkelijk rendement behaalt dan de groep *10 slechtste ondernemingen*. De resultaten van ieder van de zes simulaties zullen hieronder in een aparte paragraaf besproken worden.

Tabel 6.1: Samenvatting van de resultaten van de simulaties

	Gemiddeld werkelijk rendement	Gemiddeld voorspeld rendement
2006		
Model 1 - 10 beste ondernemingen	6,90%	27,62%
Model 1 - 10 slechtste ondernemingen	43,72%	-8,73%
Model 1 - 9 slechtste ondernemingen	9,36%	-8,25%
Model 2 - 10 beste ondernemingen	23,50%	43,87%
Model 2 - 10 slechtste ondernemingen	37,83%	6,69%
Model 2 - 9 slechtste ondernemingen	8,37%	6,48%
Model 5 - 10 beste ondernemingen	33,82%	25,90%
Model 5 - 10 slechtste ondernemingen	9,42%	2,12%
2007		
Model 1 - 10 beste ondernemingen	29,06%	25,15%
Model 1 - 10 slechtste ondernemingen	-24,88%	-3,49%
Model 2 - 10 beste ondernemingen	34,18%	44,88%
Model 2 - 10 slechtste ondernemingen	9,89%	3,06%
Model 2 - 9 slechtste ondernemingen	8,37%	6,48%
Model 5 - 10 beste ondernemingen	25,11%	33,61%
Model 5 - 10 slechtste ondernemingen	-1,78%	3,60%

Bron: eigen verwerking

6.2.1 Simulatie met Model 1 in 2006 en 2007

Het eerste model werd in het vorige hoofdstuk als volgt beschreven:

$$\text{Rendement}_i = 0,003 \text{ Momentum } 6M_i + 0,052 \text{ Inverse PB}_i + 0,240 \text{ Inverse PCFup}_i$$

Op basis van deze drie ratio's wordt voor iedere onderneming opgenomen in de out-of-sample data het rendement voor 2006 en 2007 voorspeld. In een eerste groep worden

de 10 ondernemingen met het hoogste voorspelde rendement samengenomen, en in een tweede groep worden de 10 ondernemingen met het laagste voorspelde rendement gegroepeerd. Daarnaast wordt voor iedere onderneming het werkelijke rendement bepaald. De gemiddeldes voor beide groepen worden weergegeven in Tabel 6.1. In bijlage 13 wordt meer gedetailleerde informatie gegeven over de opgenomen bedrijven.

Voor 2006 is het gemiddelde voorspelde rendement voor de *10 beste ondernemingen* 27,62 % en -8,73 % voor de *10 slechtste ondernemingen*. Wanneer men in 2006 geïnvesteerd zou hebben in deze ondernemingen, dan zou de eerste (goede) groep een werkelijk rendement behaald hebben van 6,90 % terwijl de tweede (slechte) groep een rendement van 43,72 % zou behaald hebben. Dit ligt niet in de lijn van de verwachtingen en lijkt dan ook een slechte voorspelling van het model. De groep van de *10 beste ondernemingen* heeft immers in werkelijkheid slechter gepresteerd dan de groep van de *10 slechtste ondernemingen*. Zelfs indien men het uitzonderlijke resultaat van Hamon & Cie (cfr. Bijlage 13: + 352,99 % in 2006) weglaat, heeft de groep van de *9 slechtste ondernemingen* een rendement van 9,36 %, hetgeen nog altijd hoger is dan het werkelijke rendement van de andere groep. Wanneer we een t-test uitvoeren met als doel het statistisch vergelijken van de gemiddelde werkelijke rendementen van de groepen, dan kan men op een 5 % significantieniveau niet besluiten dat de gemiddeldes verschillend zijn van elkaar⁶⁰. In 2006 presteerde model 1 dus niet volgens de verwachtingen.

In 2007 presteerde model 1 echter heel wat beter. Het voorspelde rendement voor de *10 beste ondernemingen* was 25,15 % en -3,49 % voor de *10 slechtste ondernemingen*. In werkelijkheid waren de verschillen nog extremer: de eerste groep behaalde een werkelijk rendement van 29,06 % terwijl de tweede groep een werkelijk rendement behaalde van -24,88 %. We kunnen op een 5 % significantieniveau besluiten dat deze twee gemiddeldes statistisch significant zijn van elkaar. In bijlage 16 wordt hiervan de SPSS-output weergegeven. Dit betekent dat dit model 1 in 2007 een groep van 10 ondernemingen heeft kunnen identificeren die gemiddeld een beter rendement behaalden dan een tweede groep van 10 ondernemingen. Bijgevolg kunnen we besluiten dat dit model in 2007 een statistisch significante verklarende kracht heeft op het rendement van Belgische bedrijven.

⁶⁰ De SPSS output hiervoor wordt niet opgenomen in dit onderzoek.

6.2.2 Simulatie met Model 2 in 2006 en 2007

Het tweede model werd in het vorige hoofdstuk als volgt beschreven:

$$\text{Rendement}_i = 0,075 + 0,006 \text{ Momentum } 6M_i + 0,478 \text{ Inverse PEup}_i$$

Net als bij het vorige model 1 wordt op basis van deze twee ratio's voor iedere onderneming opgenomen in de out-of-sample data het rendement voor 2006 en 2007 voorspeld. In een eerste groep worden opnieuw de 10 ondernemingen met het hoogste voorspelde rendement samengenomen, en in een tweede groep worden de 10 ondernemingen met het laagste voorspelde rendement gegroepeerd. Daarnaast wordt voor iedere onderneming het werkelijke rendement bepaald. De gemiddeldes voor beide groepen werden reeds weergegeven in Tabel 6.1. In bijlage 14 wordt meer gedetailleerde informatie gegeven over de geselecteerde bedrijven.

Voor 2006 is het gemiddelde voorspelde rendement voor de groep *10 beste ondernemingen* 43,87 % terwijl het gemiddelde voorspelde rendement voor de andere groep, *10 slechtste ondernemingen*, slechts 6,69 % is. Wanneer we echter kijken naar het gemiddelde werkelijk behaalde rendement voor beide groepen, dan bedraagt deze 23,50 % respectievelijk 37,83 %. Opnieuw ligt dit niet in de lijn van de voorspellingen. Indien we het uitzonderlijke positieve resultaat van Reibel Belgium (+ 302,99 %) weglaten uit de tweede groep, dan bedraagt het gemiddelde werkelijke rendement van de *10 slechtste ondernemingen* 8,37 %, hetgeen lager is dan het gemiddelde werkelijke rendement van de eerste groep en dus in de lijn van de voorspellingen ligt. Toch kunnen we statistisch niet besluiten dat de gemiddeldes tussen de twee groepen significant verschillend zijn van elkaar op een 5 % significantieniveau⁶¹. Bijgevolg dienen we te besluiten dat model 2 in 2006 geen statistisch significante verklarende kracht heeft op het rendement van Belgische bedrijven.

Indien we een simulatie uitvoeren met model 2 in 2007, dan bedraagt het gemiddelde voorspelde rendement van de *10 beste ondernemingen* 44,88 % en bedraagt het gemiddelde voorspelde rendement voor de *10 slechtste ondernemingen* 3,06 %. In werkelijkheid behaalden beide groepen een gemiddeld rendement van 34,18 % respectievelijk 9,89 %. De eerste groep scoort gemiddeld dus beduidend beter dan de tweede groep. Toch kunnen we op een 5 % significantieniveau niet stellen dat de

⁶¹ De SPSS output hiervoor wordt niet opgenomen in dit onderzoek.

gemiddeldes significant verschillend zijn van elkaar⁶². Wanneer we echter abstractie maken van het hoge werkelijke rendement van IPTE (+ 134,04 %), dan bekommt de groep *9 slechtste ondernemingen* een gemiddeld werkelijk rendement van -1,35 %. Indien we nu de gemiddeldes vergelijken met elkaar, kunnen we stellen deze statistisch significant verschillend zijn van elkaar op een 10 % significantieniveau (p-waarde van 0,054). De bijhorende SPSS-output kan teruggevonden worden in bijlage 17.

We zouden dus kunnen besluiten dat dit model 2 in 2007 redelijk presteerde. Alhoewel de gemiddelde werkelijke rendementen tussen de *10 beste ondernemingen* en *10 slechtste ondernemingen* niet significant verschillend zijn van elkaar, kan men wel stellen dat er een statistisch verschil is wanneer men abstractie maakt van de uitzonderlijke waarde van IPTE. Hierbij scoort de groep *10 beste ondernemingen* significant beter dan de groep *9 beste ondernemingen*.

6.2.3 Simulatie met Model 5 in 2006 en 2007

Het laatste model 5 werd in het vorige hoofdstuk als volgt beschreven:

$$\text{Rendement}_i = 0,078 \text{ Beta}_i + 0,004 \text{ Momentum } 6M_i + 0,086 \text{ Inverse PBup}_i$$

Voor de simulaties in 2006 en 2007 op basis van dit model, wordt dezelfde methode toegepast als bij de vorige twee modellen. Deze keer worden op basis van drie ratio's het rendement voorspeld voor 2006 en 2007 voor iedere onderneming opgenomen in de out-of-sample data. In een eerste groep worden opnieuw de 10 ondernemingen met het hoogste voorspelde rendement samengenomen, en in een tweede groep worden de 10 ondernemingen met het laagste voorspelde rendement gegroepeerd. Daarnaast wordt voor iedere onderneming het werkelijke rendement bepaald. De gemiddeldes voor beide groepen worden reeds weergegeven in Tabel 6.1. In bijlage 15 wordt meer gedetailleerde informatie gegeven over de geselecteerde bedrijven.

In 2006 heeft de groep *10 beste ondernemingen* een gemiddeld voorspeld rendement van 25,90 % terwijl de groep *10 slechtste ondernemingen* een gemiddeld voorspeld rendement heeft van 2,12 %. In werkelijkheid bedragen de rendement 33,82 % respectievelijk 9,42 %. Ondanks het feit dat deze gemiddeldes optisch ruim verschillend

⁶² De SPSS output hiervoor wordt niet opgenomen in dit onderzoek.

zijn van elkaar, kan men op een significantieniveau van 5 % niet besluiten dat beide gemiddeldes significant verschillend zijn van elkaar⁶³.

Ook in 2007 doet zich hetzelfde voor. Het gemiddeld voorspeld rendement voor de groep *10 beste ondernemingen* bedraagt 33,61 % terwijl dit voor de groep *10 slechtste ondernemingen* 3,60 % bedraagt. In werkelijkheid is het rendement voor de eerste groep 25,11 % en voor de tweede groep -1,78 %. Alhoewel de eerste groep in werkelijkheid beter scoorde dan de tweede groep, kan men niet besluiten dat deze twee gemiddeldes significant verschillend zijn van elkaar op een 5 % significantieniveau⁶⁴.

Bijgevolg moeten we besluiten dat dit model 5 geen goede resultaten opleverde bij de out-of-sample simulatie. Zowel in 2006 en 2007 scoorde de groep *10 beste ondernemingen* gemiddeld beter dan de groep *10 slechtste ondernemingen*, toch mogen we niet besluiten dat dit model een goede voorspelling uitvoerde, vermits we niet kunnen besluiten dat beide gemiddeldes significant verschillend zijn van elkaar.

6.3 Conclusie

De out-of-sample simulatie levert gemengde resultaten op. Hoewel uit de analyse van historische data een significant verband is aangetoond voor ieder van de drie modellen en het toekomstig rendement, is er geen enkel model dat zowel in 2006 als 2007 een groep van aandelen voorspelt, de *10 beste ondernemingen*, die statistisch significant beter presteren dan een tweede groep van aandelen, de *10 slechtste ondernemingen*.

Enkel model 1 levert goede resultaten in 2007. Hierbij kan men stellen dat de *10 beste ondernemingen* significant beter presteren dan de *10 slechtste ondernemingen* op een 5 % significantieniveau. In 2007 hebben de variabelen Momentum 6M, Inverse PB en Inverse PCFupd dus op een statistisch significante wijze een verklarende invloed gehad op het beursrendement. Omdat dit echter niet het geval was voor 2006, kunnen we niet stellen dat deze drie variabelen op een consistente wijze een verklarende invloed in pacht hebben.

⁶³ De SPSS output hiervoor wordt niet opgenomen in dit onderzoek.

⁶⁴ De SPSS output hiervoor wordt niet opgenomen in dit onderzoek.

Zowel model 2 als model 3 konden niet op een significante wijze een groep van aandelen selecteren, de *10 beste ondernemingen*, die significant beter presteerden dan een andere groep aandelen, de *10 slechtste ondernemingen*. Enkel model 2 kan op een 10 % significantieniveau goede resultaten leveren wanneer de extreme waarde in de groep *10 slechtste ondernemingen* handmatig geëlimineerd werd, en de groep *9 slechtste ondernemingen* overblijft. Op deze manier was er een significant verschil tussen de twee groepen, de *10 beste ondernemingen* en de *9 slechtste ondernemingen*. Maar ondanks het aangetoonde verband op basis van historische data, kunnen we niet besluiten dat de financiële ratio's van deze twee modellen op een consistente wijze de toekomstige rendementen verklaren.

In het zevende en laatste hoofdstuk worden algemene conclusies getrokken uit dit onderzoek.

7. Conclusie

In dit onderzoek zijn we op zoek gegaan naar de verklarende kracht van 24 financiële ratio's⁶⁵ op het verwachte rendement van de beurskoersen van ondernemingen notierend op Euronext Brussel. Na een statistische analyse van historische data (1996 – 2005) op univariaat en multivariaat niveau, werden er drie multivariate modellen opgesteld. Hierbij mag statistisch aangenomen worden dat zij elk een verklarende kracht hebben op het verwachte rendement. Bij elk van de modellen wordt het rendement in jaar t voorspeld aan de hand van data zoals deze beschikbaar waren in december van het jaar t-1.

Het eerste model (Model 1) maakt gebruik van 3 financiële ratio's: Momentum 6 Months, Inverse Price to Book Value, Inverse Price Cash Flow Updated.

$$\text{Rendement}_i = 0,003 \text{ Momentum } 6M_i + 0,052 \text{ Inverse PB}_i + 0,240 \text{ Inverse PCFup}_i$$

Het tweede model (Model 2) maakt gebruik van 2 financiële ratio's: Momentum 6 Months en Inverse Price to Earnings Updated.

$$\text{Rendement}_i = 0,075 + 0,006 \text{ Momentum } 6M_i + 0,478 \text{ Inverse PEup}_i$$

Het laatste model (Model 5) maakt gebruik van 3 financiële ratio's, waaronder de betacoëfficiënt zoals deze gedefinieerd wordt in het CAP-Model. Daarnaast komen de variabelen Momentum 6 Months en Inverse Price to Book Value Updated voor in dit model.

$$\text{Rendement}_i = 0,078 \text{ Beta}_i + 0,004 \text{ Momentum } 6M_i + 0,086 \text{ Inverse PBup}_i$$

Hoewel uit de statistische analyse van historische data aangetoond wordt dat deze drie modellen een significante verklarende kracht hebben op het toekomstige rendement, blijkt dit niet meteen uit de resultaten van de out-of-sample simulatie. Geen enkel model kan zowel in 2006 en 2007 op een significante wijze het kaf van het koren scheiden.

⁶⁵ Concreet gaat het over de volgende ratio's: beta, Price to Earnings (PE), Price to Earnings Updated (PEup), Price to Book Value (PB), Price to Book Value Updated (PBup), Dividend Yield (DivYield), Dividend Yield Updated (DivYieldup), Size, Return on Equity, Return on Assets, Net Income Margin, Debt Equity, Momentum 1 Year, Momentum 6 Months, Momentum 3 Months, Momentum 1 Month, Earnings per Share growth 1 Year, Earnings per Share 3 Years, Earnings per Share 5 Years, Sales growth 1 Year, Sales growth 3 Years, en Sales growth 5 Years.

Hiermee wordt bedoeld dat geen enkel model erin slaagt in beide jaren een groep van aandelen te selecteren dat significant beter presteert dan een tweede groep van aandelen.

7.1 De onderzoeksresultaten en de Efficiënte Markt Hypothese

De Efficiënte Markt Hypothese (E.M.H.) gaat ervan uit dat alle informatie reeds in de aandelenkoers vervat zit waardoor een belegger geen abnormale returns kan behalen. Hoewel in deze studie niet onderzocht wordt of het al dan niet mogelijk is om abnormale rendementen te behalen, kunnen de onderzoeksresultaten toch gerelateerd worden aan de E.M.H.

Volgens de halfsterke vorm van efficiëntie bevatten de huidige aandelenprijzen alle informatie die publiek beschikbaar is (Fama, 1970: 383). In een markt met een halfsterke vorm van efficiëntie, kunnen fundamentele analisten geen buitengewone opbrengsten behalen door gebruik te maken van financiële ratio's. Dit is immers publieke informatie en volgens de halfsterke vorm is de aandelenkoers reeds aangepast aan deze gegevens. Onze onderzoeksresultaten geven echter blijk van marktinefficiënties op Euronext Brussel. Zo blijkt uit de analyse van historische data dat bepaalde financiële ratio's een significante verklarende kracht hebben op de toekomstige rendementen, zowel op univariaat als op multivariaat niveau. De belangrijkste resultaten zijn dat er voor de variabelen Inverse PEupd, Inverse PB, Inverse PBupd en Inverse PCFupd een positief significant verband bestaat met het toekomstige rendement. Bijgevolg zouden we kunnen stellen dat uit onderzoek van historische data blijkt dat op Euronext Brussel niet voldaan is aan de halfsterke vorm van de Efficiënte Markt Hypothese.

Op het laagste niveau van efficiëntie, de zwakke vorm, reflecteren aandelenprijzen alle informatie die beschikbaar is in historische aandelenprijzen, hetgeen betekent dat de technische analyse niet werkt. In deze studie werd er slechts één technische factor opgenomen: het momentum. Er zijn echter sterke aanwijzingen dat het Momentum wel degelijk een significante verklarende kracht heeft op het toekomstige rendement. Op univariaat niveau blijken het Momentum 1 Year, Momentum 6 Months en Momentum 3 Months significant te zijn, en op multivariaat niveau komt Momentum 6 Months in elk van de drie opgestelde modellen voor. Bijgevolg kunnen we stellen dat uit onderzoek van

historische data blijkt dat op Euronext Brussel niet voldaan is aan de zwakke vorm van de Efficiënte Markt Hypothese.

7.2 De onderzoeksresultaten en het Capital Asset Pricing Model

In hoofdstuk 3 werd het CAP-Model besproken dat stelt dat de betacoëfficiënt de enige parameter is die verschillen in het vereiste rendement van beleggingen kan verklaren. Het rendement van een effect stijgt bij een groter wordende betacoëfficiënt, hetgeen een uitdrukking is voor het risico van een aandeel relatief ten opzichte van het risico van de marktportefeuille. Recentere studies hebben echter aangetoond dat de beta niet de enige variabele is die verklarend is voor de gemiddelde rendementen. Fama en French (1992) vinden in hun onderzoek zelfs dat de relatie tussen de betacoëfficiënt en het gemiddelde rendement verdwijnt, gebruik makend van data uit de Verenigde Staten over de periode 1963-1990.

Uit onze onderzoeksresultaten blijkt na de statistische analyse van historische data (1996-2005) dat er op univariaat niveau geen significant verband is te vinden tussen de betacoëfficiënt en het toekomstige rendement, wanneer we een regressie uitvoeren zoals het CAP-Model beschrijft ($E(R_i) = R_f + \beta_i (E(R_m) - R_f)$). Enkel wanneer de constante term uit de regressie weggelaten wordt, is de regressie significant. Deze resultaten komen dus niet overeen met het theoretische CAP-Model.

Wanneer de betacoëfficiënt gecombineerd wordt met Momentum 6 Months en Inverse Price to Book Value Updated, dan blijkt er wel een significant multivariaat verband te bestaan tussen het toekomstige rendement en de betacoëfficiënt. Dit betekent dat er voor de onderzochte bedrijven op Euronext Brussel wel degelijk enig verband zou bestaan tussen de betacoëfficiënt en het toekomstige rendement in de onderzochte periode van 1996 tot en met 2005, doch is deze betacoëfficiënt niet de enige parameter met een verklarend vermogen.

Wanneer een out-of-sample simulatie wordt toegepast op model 5, waarin de betacoëfficiënt is opgenomen, worden er echter geen bevredigende resultaten gevonden. Zowel in 2006 als in 2007 is het model niet in staat om een groep van aandelen te selecteren dat significant beter presteert dan een tweede groep van aandelen.

Daarnaast werd er geen significant multivariaat verband gevonden tussen de betacoëfficiënt en het toekomstige rendement wanneer deze parameter gecombineerd werd met de variabelen uit het eerste model (Momentum 6 Months, Inverse Price to Book Value en Inverse Price to Cash Flow Updated) of wanneer deze gecombineerd werd met de variabelen uit het tweede model (Momentum 6 Months en Inverse Price to Earnings Updated).

7.3 De onderzoeksresultaten en andere studies

Zoals reeds beschreven in hoofdstuk 4, blijkt uit empirisch onderzoek dat over het algemeen de volgende verbanden verwacht mogen worden: aandelen met een hoge B/M (Inverse PB), E/P (Inverse PE), C/P (Inverse PCF) of D/P (Dividend Yield) hebben een hogere gemiddelde opbrengst hebben dan aandelen die laag scoren op deze financiële ratio's (Fama en French, 1998). Ook voor het Momentum wordt er een positief verband gevonden.

Een van de belangrijkste vergelijkbare onderzoeken is ongetwijfeld de studie⁶⁶ van Fama en French (1992) met betrekking tot alle niet-financiële aandelen de Amerikaanse markt tussen 1962 en 1989. Samengevat zijn de belangrijkste conclusies van deze studie dat er geen verband te vinden is tussen de CAPM betacoëfficiënt en de gemiddelde opbrengst. Daarnaast wordt er op univariaat niveau een sterke relatie gevonden tussen de gemiddelde opbrengst en de *size*, *leverage*, *Earnings-to-price* (Inverse PE), en *Book-to-Market Equity* (Inverse PB). Op multivariaat niveau blijft er een sterk verband bestaan tussen de gemiddelde opbrengst en de *size* en *Book-to-Market Equity* (Inverse PB).

In dit onderzoek werd er zowel op univariaat als op multivariaat niveau een positief verband gevonden tussen het toekomstige rendement en de variabelen Inverse PE_{upd}, Inverse PB, Inverse PB_{upd}, Inverse PCF_{upd} en Momentum 6M. Dit komt dus overeen met de resultaten van andere studies, zoals beschreven in hoofdstuk 4.

⁶⁶ In de literatuurstudie werd dit onderzoek reeds vermeld (cfr. Hoofdstuk 4)

7.4 Kritiek en aanzet tot verder onderzoek

Hoewel dit onderzoek voldoet aan alle statistische vereisten, kunnen er twee belangrijke opmerkingen gemaakt worden. Eerst en vooral werd er gebruik gemaakt van een zeer eenvoudige statistische methode voor de analyse van de panel data: het Ordinary Regression Model. Hierbij werd er abstractie gemaakt van de ruimte- en tijdsdimensie in de panel data. Zoals Gujarati vermeldt (2003: 641), is dit eerder een naïve aanpak. Er wordt verondersteld dat er uniformiteit in gedrag heerst over de eenheden en doorheen de tijd en dat alle observaties homogeen zijn. Deze sterke vereenvoudiging kan ervoor zorgen dat de bekomen resultaten niet optimaal zijn vermits de individuele kenmerken van elke cross-sectie eenheid niet in rekening gebracht worden.

Daarnaast werd er, door de eenvoud van het statistische model, één grote *globale* database gecreëerd bestaande uit 853 observaties. Uit bijlage 3 blijkt dat sommige ondernemingen 10 maal opgenomen worden in deze database doordat zij beursgenoteerd zijn gedurende de tien jaar van observatie: 1996 tot en met 2005. Andere ondernemingen worden minder dan 10 maal opgenomen doordat zij minder aantal jaren beursgenoteerd zijn tijdens de geobserveerde periode. Indien er voor een bepaalde onderneming een statistisch significant verband zou bestaan tussen het toekomstig rendement en een bepaalde variabele, dan zal dit verband zwaarder doorwegen op de resultaten wanneer de onderneming meerdere malen is opgenomen in de globale steekproef. Een analoge redenering kan gemaakt worden voor de sectoren. Uit figuur 5.2, De vertegenwoordiging van de sectoren in de globale database, blijkt dat sommige sectoren meer vertegenwoordigd zijn in de *globale* database dan andere sectoren. De invloed hiervan op de resultaten werd in dit onderzoek niet onderzocht. Bijgevolg is het mogelijk dat de resultaten enigszins een vertekend beeld geven.

Voor verder onderzoek zou men dus een nieuwe panel data analyse kunnen uitvoeren waarbij men gebruikt maakt van een statistisch model dat rekening houdt met de specifieke eigenschappen van panel data. Matyas en Sevestre (1996) vermelden nog vijf andere mogelijke modellen die men hiervoor kan gebruiken. Dit onderzoek zou mogelijk betere resultaten opleveren vermits er rekening gehouden wordt met de individuele eigenschappen van de cross-sectie eenheden over de tijd. Het onderzoek zou daarenboven ook rekening kunnen houden met mogelijke verschillen tussen sectoren, door de studie op te splitsen per sector.

Lijst van de geraadpleegde werken

Abraham, S. en Cox, P. (2007) Analysing the determinants of narrative risk information in UK FTSE 100 annual reports, *The British Accounting Review*, Vol. 39, pp. 227-248

Anderson, R., Sweeney, D., en Williams, T. (2000), *Statistiek voor economie en bedrijfskunde* (3^{de} oplage), Schoonhoven, Academic Service

Anderson, K., en Brooks, C. (2005) The long-term price-earnings ratio, *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 33, No. 7 & 8, pp. 1063 – 1086

Bakelants, G. (2007), *De beursbijbel* (2^{de} druk), Brussel, Mediafin

Berkshire Hathaway, (2003), *jaarverslag 2003*, Berkshire Hathaway
<[url/http://www.berkshirehathaway.com](http://www.berkshirehathaway.com)>

Chincarini, L. en Kim, D., (2006), *Quantitative equity portfolio management*, New York, McGraw-Hill

Dehopere, K., Kane, M., Sercu, P. en Vinaimont, T. (1997), De Belgische beurs 1940-1992, *Tijdschrift voor Economie en Management*, Vol. XLII, Nr. 3, pp. 279-294

Den Boon, T. (2000), *Zakwoordenboek Beurstaal*, Amsterdam/Antwerpen, L.J. Veen

Fama, E.F. (1970) Efficient Capital Markets: a review of theory and empirical work, *Journal of Finance*, Vol. 25, pp. 383-417

Fama, E.F., en French, K.R., (1992) The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2, pp. 427 - 465

Fama, E.F., en French, K.R., (1998) Value versus growth: the international evidence, *Journal of Finance*, Vol. 53, No. 6, pp. 1975-1999

Fama, E.F., en French, K.R., (2004) The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, No. 3, pp. 25-46

Filbeck, G., en Visscher, S., (1997) Dividend yield strategies in the British stock market, *The European Journal of Finance*, Vol. 3, pp. 277 – 289

Graham, B. (2006), *The intelligent investor: the definitive book on value investing + appendix by Warren Buffett (updated with new commentary by Jason Zweig)*, New York, HarperCollins Publishers

Gujarati, D. (2003), *Basic Econometrics* (4th edition), New York, McGraw-Hill

Huylenbroeck, P. (2007), *40 Meesterwerken uit de financiële geschiedenis*, Brussel, Mediafin

Hong, H., Lim, T. en Stein, J.C., (2000), Bad news travels slowly: size, analyst coverage, and the profitability of momentum strategies, *Journal of Finance*, Vol. 55, No. 1, pp. 265 – 295

Investopedia (2008), *Debt to Equity ratio*, Investopedia
<[url/http://www.investopedia.com/terms/d/debtequityratio.asp](http://www.investopedia.com/terms/d/debtequityratio.asp)>
(Geraadpleegd op 17 april 2008)

Jegadeesh, N., en Titman, S., (2001), Profitability of momentum strategies: an evaluation of alternative explanations, *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 2, pp. 699 - 720

Laveren, E., Engelen P-J., Limère A. en Vandemaele S., (2004), *Handboek Financieel beheer* (2^{de} druk), Antwerpen, Intersentia

Limère, A. (2004), *Financiële analyse. Een statistische analyse van de Belgische Jaarrekening*, (2^{de} druk), Antwerpen, De Boeck

Malkiel, B. (2005) Reflections on the efficient market hypothesis: 30 years later, *Financial Review*, Vol 40, pp. 1-9

Matyas, L., en Sevestre, P. (1996), *The Econometrics of Panel Data: a handbook of the theory with applications*, 2de editie, Nederland, Kluwer Academic Publishers

Ots, H.J., (2005), *Aandelen, obligaties en derivaten*, Amsterdam, Pearson Education Benelux

Rouwenhorst, G.K., (1998), International Momentum Strategies, *Journal of Finance*, Vol. 53, No. 1, pp. 267 - 284

Schöndorff, R. et al (red) (2000), *Economie: 1500 termen van A tot Z*, Utrecht, Spectrum

UvT (2008), Universiteit van Tilburg, *Statistische procedures – deel 2*,
<[url/http://spitswww.uvt.nl/web/fsw/mto/spss/spss-08.doc](http://spitswww.uvt.nl/web/fsw/mto/spss/spss-08.doc)>
(Geraadpleegd op 25 maart 2008)

Vandersanden, A. (2001), *Beleggingsstrategieën op basis van veranderingen in concensus-schattingen van analisten*, Diepenbeek, 2001-2002, Universiteit Hasselt

Lijst van tabellen

Tabel 5.1: Gegevens over de berekende beta's

Tabel 5.2: Beschrijving van de variabelen in de globale database

Tabel 5.3: Overzicht resultaten univariate regressies

Tabel 5.4: One-sample T test op de gemiddelde waarde van de univariate resttermen

Tabel 5.5: One-sample Kolmagorov-Smirnov Test voor Beta

Tabel 5.6: One-sample T test op de gemiddelde waarde van de multivariate resttermen

Tabel 6.1: Samenvatting van de resultaten van de simulaties

Lijst van figuren

Figuur 3.1: Het Capital Asset Pricing Model

Figuur 5.1: Grafische uitleg over panel data

Figuur 5.2: De vertegenwoordiging van de sectoren in de globale database

Figuur 5.3: PP-plot voor de variabele Beta

Bijlagen

- Bijlage 1: Beschrijving van de variabelen in de globale database
- Bijlage 2: De vertegenwoordiging van de sectoren in de globale database
- Bijlage 3: Opgenomen bedrijven in de globale database
- Bijlage 4: SPSS output voor de univariate lineaire regressies
- Bijlage 5: SPSS output voor de univariate inverse regressies
- Bijlage 6: SPSS output voor de univariate logaritmische regressies
- Bijlage 7a: Grafische test op normale verdeling: PP-Plot
- Bijlage 7b: Grafische test op normale verdeling: histogram
- Bijlage 8: Multivariate regressies met alle variabelen
- Bijlage 9: Correlaties tussen de variabelen
- Bijlage 10: Multivariate modellen
- Bijlage 11: Multivariate modellen met beta
- Bijlage 12: Multivariaat model voor beta
- Bijlage 13: Simulatie voor Model 1 in 2006 en 2007
- Bijlage 14: Simulatie voor Model 2 in 2006 en 2007
- Bijlage 15: Simulatie voor Model 2 in 2006 en 2007
- Bijlage 16: Statistische test van gemiddelden – Model 1 in 2007
- Bijlage 17: Statistische test van gemiddelden – Model 2 in 2007
- Bijlage 18: Stage-attest voor stage in functie van eindverhandeling

Bijlage 1: Beschrijving van de variabelen in de globale database

Variabele	gemiddelde	median	maximum	minimum	standaarddeviatie
Beta	0,647	0,658	1,678	-0,600	0,565
PE	43,920	16,461	2260,071	1,271	168,782
PEupd	48,136	17,217	3115,265	0,732	183,138
PB	2,307	1,641	204,448	-438,847	18,443
PBupd	3,285	1,585	216,495	-251,646	15,881
PCF	9,631	6,191	1268,537	-337,025	59,307
PCFupd	13,365	6,201	4157,783	-557,542	152,350
DivYield	2,419	1,771	65,032	0,000	4,028
DivYieldupd	2,371	1,692	68,108	0,000	4,247
Size	598,488	96,100	15865,200	1,000	1482,834
ROE	2,671	9,953	594,453	-1428,086	76,888
ROA	4,239	4,748	95,729	-91,195	11,307
NetIncomeMargin	664,929	2,938	60328,246	-28779,402	5449,951
Debt Equity	111,462	66,031	12870,456	-2796,221	512,462
Momentum 1Y	9,032	1,976	760,345	-87,136	56,117
Momentum 6M	-0,746	-2,083	244,444	-88,333	28,982
Momentum 3M	3,065	1,840	96,078	-86,538	18,695
Momentum 1M	1,509	0,422	111,864	-47,500	11,726
EPS growth 1Y	79,668	12,421	3385,000	3385,000	323,272
EPS growth 3Y	15,807	9,065	639,508	-745,033	72,986
EPS growth 5Y	11,888	8,442	336,318	-64,312	32,826
Sales growth 1Y	131,729	8,013	33644,445	-88,040	1730,587
Sales growth 3Y	17,819	7,399	600,221	-74,228	55,005
Sales growth 5Y	12,242	6,768	280,323	-57,883	29,162

Bron: eigen verwerking

Bijlage 2: De vertegenwoordiging van de sectoren in de globale database**sector**

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Commercial Services	24	2,8	2,8	2,8
	Communications	8	,9	,9	3,8
	Consumer Durables	31	3,6	3,6	7,4
	Consumer Non-Durables	100	11,7	11,7	19,1
	Consumer Services	40	4,7	4,7	23,8
	Distribution Services	23	2,7	2,7	26,5
	Electronic Technology	71	8,3	8,3	34,8
	Energy Minerals	4	,5	,5	35,3
	Health Technology	41	4,8	4,8	40,1
	Industrial Services	49	5,7	5,7	45,8
	Non-Energy Minerals	71	8,3	8,3	54,2
	Process Industries	174	20,4	20,4	74,6
	Producer Manufacturing	80	9,4	9,4	83,9
	Retail Trade	65	7,6	7,6	91,6
	Technology Services	39	4,6	4,6	96,1
	Transportation	20	2,3	2,3	98,5
	Utilities	13	1,5	1,5	100,0
	Total	853	100,0	100,0	

Bron: SPSS output, eigen verwerking

Bijlage 3: Opgenomen bedrijven in de globale database

Naam bedrijf	Sector	Aantal maal opgenomen
ACCENTIS SA	Industrial Services	6
AFRIFINA	Process Industries	8
AGFA GEVAERT NV	Electronic Technology	6
AGRICOM	Consumer Services	3
ARIANE GROUP	Commercial Services	1
ARINSO INTL	Technology Services	5
ARTWORK SYSTEMS	Electronic Technology	8
ASSOCD WEAVERS INT	Consumer Durables	8
ASTURIENNE MINES	Non-Energy Minerals	4
ATENOR GROUP	Distribution Services	10
BARCO	Electronic Technology	10
BEKAERT SA	Producer Manufacturing	10
BELCOFI	Commercial Services	3
BELGACOM SA	Communications	1
BERGINVEST	Process Industries	5
BEST OF INTERNET	Commercial Services	3
BETONS(SOC BELG)	Industrial Services	8
BLUEGATE OPTIMISAT	Electronic Technology	1
BMT	Producer Manufacturing	8
BRANTANO	Retail Trade	8
BRICSNET NV	Electronic Technology	3
BUREAU VAN DIJK CO	Technology Services	5
CAMPINE SA	Process Industries	10
CARESTEL GROUP	Commercial Services	6
CARRIERES PORPHYRE	Non-Energy Minerals	10
CATALA PAPETERIES	Process Industries	10
CBR (CIMENTERIES)	Non-Energy Minerals	4
CFE	Industrial Services	10
CHANIC(NOUVELLE)	Producer Manufacturing	1
CHARLEROI(GLACES)	Producer Manufacturing	1
CIMESCAUT	Non-Energy Minerals	10
CITY BIRD HOLDING	Transportation	3
CITY HOTELS	Consumer Services	10
CLABECQ(FORGES DE)	Non-Energy Minerals	1
CMB(CIE MARITIME)	Transportation	10
CO,BR,HAACHT	Consumer Non-Durables	1
COCKERILL SAMBRE	Non-Energy Minerals	3
COIL	Non-Energy Minerals	7
COLRUYT SA	Retail Trade	10
CREDICOM	Consumer Services	1
CS2	Electronic Technology	1
DECEUNINCK	Producer Manufacturing	10
DELHAIZE GROUP	Retail Trade	10
D'IETEREN TRADING	Retail Trade	10
DISTRIGAZ	Utilities	4
DOCPHARMA	Health Technology	3
DOLMEN COMPUTER AP	Electronic Technology	6
DUVEL MOORGAT NV	Consumer Non-Durables	6

EPIQ	Electronic Technology	1
EURONAV	Transportation	1
EVS BROADCAST EQUI	Producer Manufacturing	7
EXMAR	Transportation	2
FAB FER CHARLEROI	Producer Manufacturing	2
FARDIS	Process Industries	4
FIDELITY NET MARKE	Technology Services	3
FIMEUSE(SOC FIN DE	Industrial Services	1
FIN DE TUBIZE	Health Technology	10
FLORIDIENNE NV	Process Industries	10
FLUXYS	Industrial Services	4
FORD MOTOR (BELG)	Consumer Durables	4
FOUNTAIN S,A,	Producer Manufacturing	6
FRANKI SA	Industrial Services	2
GIB	Retail Trade	6
GLAVERBEL	Process Industries	6
HAMON & CIE	Producer Manufacturing	8
HERSEAUTOISE(LA)	Process Industries	1
IBA	Health Technology	7
ICOS VISION SYSTEM	Electronic Technology	2
IMPR DES BOIS	Producer Manufacturing	2
INBEV	Consumer Non-Durables	5
INNOGENETICS	Health Technology	3
INTL BRACHTHERAPY	Health Technology	8
IPTE	Electronic Technology	5
IRIS GROUP	Technology Services	5
JENSEN-GROUP N,V,	Producer Manufacturing	8
KINEPOLIS GROUP	Consumer Durables	7
KORAMIC	Non-Energy Minerals	9
LERNOUT & HAUSPIE	Technology Services	3
LINK SOFTWARE	Electronic Technology	3
LOTUS BAKERIES	Consumer Non-Durables	10
MECANIVER	Consumer Non-Durables	5
MERCANTILE BELIARD	Producer Manufacturing	3
MIKO	Consumer Non-Durables	2
MITISKA	Retail Trade	7
MOBISTAR	Communications	6
MOURY CONSTRUCT	Industrial Services	7
NEUHAUS	Consumer Non-Durables	9
NORD SUMATRA INVES	Process Industries	8
OMEGA PHARMA	Consumer Non-Durables	9
ONTEX NV	Consumer Non-Durables	7
ONTEX NV	Consumer Non-Durables	4
OPTION NV	Electronic Technology	2
ORIFLAME INTL SA	Consumer Non-Durables	3
PARC PARADISIO SA	Consumer Durables	6
PCB SA	Distribution Services	10
PETROFINA SA	Energy Minerals	3
PHOTO HALL	Distribution Services	3
PICANOL	Producer Manufacturing	10
PINGUIN	Consumer Non-Durables	6
POWERFIN SA	Utilities	1
PROMINTER	Transportation	4

PUNCH INTERNATIONAL	Consumer Durables	6
QUICK RESTAURANTS	Consumer Services	10
REAL SOFTWARE	Technology Services	8
RECTICEL	Process Industries	10
REMI CLAEYS ALUMIN	Non-Energy Minerals	4
RESILUX	Process Industries	8
ROSIER	Process Industries	10
ROTON	Energy Minerals	1
ROULARTA MEDIA GRP	Consumer Services	7
SABCA	Electronic Technology	10
SAPEC	Process Industries	10
SCF	Retail Trade	5
SCHEERDERS VK FAB	Non-Energy Minerals	9
SIBEKA	Producer Manufacturing	1
SIOEN INDUSTRIES	Process Industries	9
SIPEF(PLANT FIN)	Process Industries	10
SOC GEN DE BELGIQU	Utilities	2
SOCFIN	Process Industries	10
SOLVAC	Process Industries	10
SOLVAY SA	Process Industries	10
SOLVUS SA	Commercial Services	9
SPADEL	Consumer Non-Durables	10
SPECTOR	Retail Trade	10
SUN INTL NV	Consumer Services	2
SYSTEMAT	Technology Services	8
TER BEKE	Consumer Non-Durables	10
TESSENDERLO CHEMIE	Process Industries	10
THEMA VISION GROUP	Commercial Services	2
THINK-MEDIA	Consumer Services	5
TRACTEBEL	Utilities	6
TRUSTCAPITAL PARTN	Industrial Services	9
UBIZEN	Technology Services	2
UCB	Health Technology	10
UCO SA	Process Industries	1
UCO TEXTILES NV	Process Industries	4
UMICORE	Non-Energy Minerals	10
UNIBRA SA	Consumer Non-Durables	10
UNIWEAR	Producer Manufacturing	4
VAN DE VELDE	Consumer Non-Durables	8
VPK PACKAGING NV	Process Industries	6
WALIBI AG	Consumer Services	2
WITTOCK VAN LAND	Process Industries	3
ZENITEL	Electronic Technology	10
144	Totaal	853

Bron: eigen verwerking

Bijlage 4: SPSS output voor de univariate lineaire regressies

- **Beta: lineaire regressie met constante**

Variables Entered/Removed^a

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	beta ^a	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: rendement

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,042 ^a	,002	,000	,41019418666297

a. Predictors: (Constant), beta

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,164	1	,164	,972	,325 ^a
	Residual	91,028	541	,168		
	Total	91,192	542			

a. Predictors: (Constant), beta

b. Dependent Variable: rendement

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,096	,034		2,842	,005
	beta	,044	,045	,042	,986	,325

a. Dependent Variable: rendement

- **Beta: lineaire regressie zonder constante**

Variables Entered/Removed^{b,c}

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	beta ^a	.	Enter

- a. All requested variables entered.
- b. Dependent Variable: rendement
- c. Linear Regression through the Origin

Model Summary

Model	R	R Square ^a	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,270 ^b	,073	,071	,41286348415993

- a. For regression through the origin (the no-intercept model), R Square measures the proportion of the variability in the dependent variable about the origin explained by regression. This CANNOT be compared to R Square for models which include an intercept.
- b. Predictors: beta

ANOVA^{c,d}

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	7,253	1	7,253	42,548	,000 ^a
	Residual	92,387	542	,170		
	Total	99,640 ^b	543			

- a. Predictors: beta
- b. This total sum of squares is not corrected for the constant because the constant is zero for regression through the origin.
- c. Dependent Variable: rendement
- d. Linear Regression through the Origin

Coefficients^{a,b}

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	beta	,153	,023	,270	6,523	,000

- a. Dependent Variable: rendement
- b. Linear Regression through the Origin

- **Momentum 1Y: lineaire regressie met constante**

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	Momentum 1Y ^a	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: rendement

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,124 ^a	,015	,014	,517032919285031

a. Predictors: (Constant), Momentum 1Y

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	3,302	1	3,302	12,352	,000 ^a
	Residual	211,453	791	,267		
	Total	214,754	792			

a. Predictors: (Constant), Momentum 1Y

b. Dependent Variable: rendement

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,075	,019		4,029	,000
	Momentum 1Y	,001	,000	,124	3,514	,000

a. Dependent Variable: rendement

- **Momentum 6M: lineaire regressie met constante**

Variables Entered/Removed^a

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	Momentum 6M ^a	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: rendement

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,179 ^a	,032	,031	,53668234141130

a. Predictors: (Constant), Momentum 6M

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	7,880	1	7,880	27,359	,000 ^a
	Residual	236,759	822	,288		
	Total	244,639	823			

a. Predictors: (Constant), Momentum 6M

b. Dependent Variable: rendement

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,093	,019		4,991	,000
	Momentum 6M	,003	,001	,179	5,231	,000

a. Dependent Variable: rendement

- **Momentum 3M: lineaire regressie met constante**

Variables Entered/Removed^a

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	Momentum 3M ^b	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: rendement

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,135 ^a	,018	,017	,543911630095136

a. Predictors: (Constant), Momentum 3M

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	4,546	1	4,546	15,366	,000 ^a
	Residual	246,435	833	,296		
	Total	250,980	834			

a. Predictors: (Constant), Momentum 3M

b. Dependent Variable: rendement

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,080	,019		4,211	,000
	Momentum 3M	,004	,001	,135	3,920	,000

a. Dependent Variable: rendement

- **EPS growth 5Y: lineaire regressie met constante**

Variables Entered/Removed^a

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	EPSg 5Y ^a	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: rendement

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,115 ^a	,013	,011	,38035952614129

a. Predictors: (Constant), EPSg 5Y

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,767	1	,767	5,303	,022 ^a
	Residual	57,580	398	,145		
	Total	58,347	399			

a. Predictors: (Constant), EPSg 5Y

b. Dependent Variable: rendement

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,155	,020		7,668	,000
	EPSg 5Y	-,001	,001	-,115	-2,303	,022

a. Dependent Variable: rendement

Bijlage 5: SPSS output voor de univariate inverse regressies

- **Inverse PE: inverse regressie met constante**

Variables Entered/Removed^a

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	inverse PE ^a	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: rendement

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,091 ^a	,008	,007	,463692516983220

a. Predictors: (Constant), inverse PE

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1,126	1	1,126	5,238	,022 ^a
	Residual	133,737	622	,215		
	Total	134,863	623			

a. Predictors: (Constant), inverse PE

b. Dependent Variable: rendement

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,062	,027		2,289	,022
	inverse PE	,609	,266	,091	2,289	,022

a. Dependent Variable: rendement

- **Inverse PEupd: inverse regressie zonder constante**

Variables Entered/Removed^{b,c}

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	inverse PEupd ^a	.	Enter

- a. All requested variables entered.
b. Dependent Variable: rendement
c. Linear Regression through the Origin

Model Summary

Model	R	R Square ^a	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,160 ^b	,025	,024	,506945476343936

- a. For regression through the origin (the no-intercept model), R Square measures the proportion of the variability in the dependent variable about the origin explained by regression. This CANNOT be compared to R Square for models which include an intercept.
b. Predictors: inverse PEupd

ANOVA^{c,d}

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	4,416	1	4,416	17,184	,000 ^a
	Residual	168,845	657	,257		
	Total	173,261 ^b	658			

- a. Predictors: inverse PEupd
b. This total sum of squares is not corrected for the constant because the constant is zero for regression through the origin.
c. Dependent Variable: rendement
d. Linear Regression through the Origin

Coefficients^{a,b}

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	inverse PEupd	,703	,169	,160	4,145	,000

- a. Dependent Variable: rendement
b. Linear Regression through the Origin

- **Inverse PB: inverse regressie zonder constante**

Variables Entered/Removed^{b,c}

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	inverse PB ^a	.	Enter

- a. All requested variables entered.
b. Dependent Variable: rendement
c. Linear Regression through the Origin

Model Summary

Model	R	R Square ^a	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,172 ^b	,030	,028	,53490060401552

- a. For regression through the origin (the no-intercept model), R Square measures the proportion of the variability in the dependent variable about the origin explained by regression. This CANNOT be compared to R Square for models which include an intercept.
b. Predictors: inverse PB

ANOVA^{c,d}

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	6,869	1	6,869	24,008	,000 ^a
	Residual	224,603	785	,286		
	Total	231,472 ^b	786			

- a. Predictors: inverse PB
b. This total sum of squares is not corrected for the constant because the constant is zero for regression through the origin.
c. Dependent Variable: rendement
d. Linear Regression through the Origin

Coefficients^{a,b}

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	inverse PB	,095	,019	,172	4,900	,000

- a. Dependent Variable: rendement
b. Linear Regression through the Origin

- **Inverse PBupd: inverse regressie zonder constante**

Variables Entered/Removed^{b,c}

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	inverse PBupd ^a	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: rendement

c. Linear Regression through the Origin

Model Summary

Model	R	R Square ^a	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,104 ^b	,011	,010	,566077514512760

a. For regression through the origin (the no-intercept model), R Square measures the proportion of the variability in the dependent variable about the origin explained by regression. This CANNOT be compared to R Square for models which include an intercept.

b. Predictors: inverse PBupd

ANOVA^{c,d}

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	2,890	1	2,890	9,020	,003 ^a
	Residual	265,968	830	,320		
	Total	268,859 ^b	831			

a. Predictors: inverse PBupd

b. This total sum of squares is not corrected for the constant because the constant is zero for regression through the origin.

c. Dependent Variable: rendement

d. Linear Regression through the Origin

Coefficients^{a,b}

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	inverse PBupd	,057	,019	,104	3,003	,003

a. Dependent Variable: rendement

b. Linear Regression through the Origin

- **Inverse PCF: inverse regressie met constante**

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	inverse PCF ^a	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: rendement

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,111 ^a	,012	,011	,538136238089490

a. Predictors: (Constant), inverse PCF

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	2,726	1	2,726	9,414	,002 ^a
	Residual	218,641	755	,290		
	Total	221,367	756			

a. Predictors: (Constant), inverse PCF

b. Dependent Variable: rendement

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,049	,023		2,088	,037
	inverse PCF	,243	,079	,111	3,068	,002

a. Dependent Variable: rendement

- **Inverse PCFupd: inverse regressie met constante**

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	inverse PCFupd ^a	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: rendement

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,109 ^a	,012	,011	,564171227132772

a. Predictors: (Constant), inverse PCFupd

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	3,083	1	3,083	9,685	,002 ^a
	Residual	254,313	799	,318		
	Total	257,396	800			

a. Predictors: (Constant), inverse PCFupd

b. Dependent Variable: rendement

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,061	,023		2,684	,007
	inverse PCFupd	,210	,067	,109	3,112	,002

a. Dependent Variable: rendement

Bijlage 6: SPSS output voor de univariate logaritmische regressies

- **Ln PE: logaritmische regressie met constante**

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	ln PE ^a	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: rendement

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,143 ^a	,021	,019	,460822245206142

a. Predictors: (Constant), ln PE

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	2,777	1	2,777	13,076	,000 ^a
	Residual	132,086	622	,212		
	Total	134,863	623			

a. Predictors: (Constant), ln PE

b. Dependent Variable: rendement

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,314	,060		5,247	,000
	ln PE	-,070	,019	-,143	-3,616	,000

a. Dependent Variable: rendement

- **Ln PEupd: logaritmische regressie zonder constante**

Variables Entered/Removed^{b,c}

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	Ln PEupd ^a	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: rendement

c. Linear Regression through the Origin

Model Summary

Model	R	R Square ^a	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,191 ^b	,036	,035	,504076460245115

a. For regression through the origin (the no-intercept model), R Square measures the proportion of the variability in the dependent variable about the origin explained by regression. This CANNOT be compared to R Square for models which include an intercept.

b. Predictors: Ln PEupd

ANOVA^{c,d}

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	6,322	1	6,322	24,881	,000 ^a
	Residual	166,939	657	,254		
	Total	173,261 ^b	658			

a. Predictors: Ln PEupd

b. This total sum of squares is not corrected for the constant because the constant is zero for regression through the origin.

c. Dependent Variable: rendement

d. Linear Regression through the Origin

Coefficients^{a,b}

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	Ln PEupd	,031	,006	,191	4,988	,000

a. Dependent Variable: rendement

b. Linear Regression through the Origin

- **Ln DivYield: logaritmische regressie zonder constante**

Variables Entered/Removed^{b,c}

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	Ln DivYield ^a	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: rendement

c. Linear Regression through the Origin

Model Summary

Model	R	R Square ^a	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,281 ^b	,079	,077	,434097558461363

a. For regression through the origin (the no-intercept model), R Square measures the proportion of the variability in the dependent variable about the origin explained by regression. This CANNOT be compared to R Square for models which include an intercept.

b. Predictors: Ln DivYield

ANOVA^{c,d}

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	9,132	1	9,132	48,458	,000 ^a
	Residual	106,657	566	,188		
	Total	115,789 ^b	567			

a. Predictors: Ln DivYield

b. This total sum of squares is not corrected for the constant because the constant is zero for regression through the origin.

c. Dependent Variable: rendement

d. Linear Regression through the Origin

Coefficients^{a,b}

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	Ln DivYield	,107	,015	,281	6,961	,000

a. Dependent Variable: rendement

b. Linear Regression through the Origin

- **Ln DivYieldupd: logaritmische regressie zonder constante**

Variables Entered/Removed^{b,c}

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	Ln DivYieldupd ^a	.	Enter

- a. All requested variables entered.
- b. Dependent Variable: rendement
- c. Linear Regression through the Origin

Model Summary

Model	R	R Square ^a	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,188 ^b	,035	,034	,452526108582745

- a. For regression through the origin (the no-intercept model), R Square measures the proportion of the variability in the dependent variable about the origin explained by regression. This CANNOT be compared to R Square for models which include an intercept.
- b. Predictors: Ln DivYieldupd

ANOVA^{c,d}

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	4,360	1	4,360	21,292	,000 ^a
	Residual	119,182	582	,205		
	Total	123,542 ^b	583			

- a. Predictors: Ln DivYieldupd
- b. This total sum of squares is not corrected for the constant because the constant is zero for regression through the origin.
- c. Dependent Variable: rendement
- d. Linear Regression through the Origin

Coefficients^{a,b}

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	Ln DivYieldupd	,072	,016	,188	4,614	,000

- a. Dependent Variable: rendement
- b. Linear Regression through the Origin

- **Ln Size: logarithmische regressie zonder constante**

Variables Entered/Removed^{a,c}

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	Ln Size ^a	.	Enter

- a. All requested variables entered.
- b. Dependent Variable: rendement
- c. Linear Regression through the Origin

Model Summary

Model	R	R Square ^a	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,147 ^b	,022	,020	,537083383139562

- a. For regression through the origin (the no-intercept model), R Square measures the proportion of the variability in the dependent variable about the origin explained by regression. This CANNOT be compared to R Square for models which include an intercept.
- b. Predictors: Ln Size

ANOVA^{c,d}

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	5,032	1	5,032	17,445	,000 ^a
	Residual	226,440	785	,288		
	Total	231,472 ^b	786			

- a. Predictors: Ln Size
- b. This total sum of squares is not corrected for the constant because the constant is zero for regression through the origin.
- c. Dependent Variable: rendement
- d. Linear Regression through the Origin

Coefficients^{a,b}

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	Ln Size	,016	,004	,147	4,177	,000

- a. Dependent Variable: rendement
- b. Linear Regression through the Origin

- **Ln ROA: logaritmische regressie zonder constante**

Variables Entered/Removed^{a,c}

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	Ln ROA ^a	.	Enter

- a. All requested variables entered.
- b. Dependent Variable: rendement
- c. Linear Regression through the Origin

Model Summary

Model	R	R Square ^a	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,200 ^b	,040	,038	,479990363347114

- a. For regression through the origin (the no-intercept model), R Square measures the proportion of the variability in the dependent variable about the origin explained by regression. This CANNOT be compared to R Square for models which include an intercept.
- b. Predictors: Ln ROA

ANOVA^{a,d}

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	6,453	1	6,453	28,009	,000 ^a
	Residual	155,514	675	,230		
	Total	161,967 ^b	676			

- a. Predictors: Ln ROA
- b. This total sum of squares is not corrected for the constant because the constant is zero for regression through the origin.
- c. Dependent Variable: rendement
- d. Linear Regression through the Origin

Coefficients^{a,b}

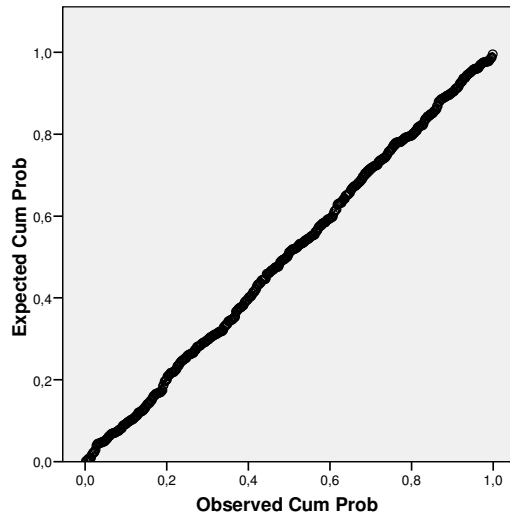
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	Ln ROA	,053	,010	,200	5,292	,000

- a. Dependent Variable: rendement
- b. Linear Regression through the Origin

Bijlage 7a: Grafische test op normale verdeling: PP-plot

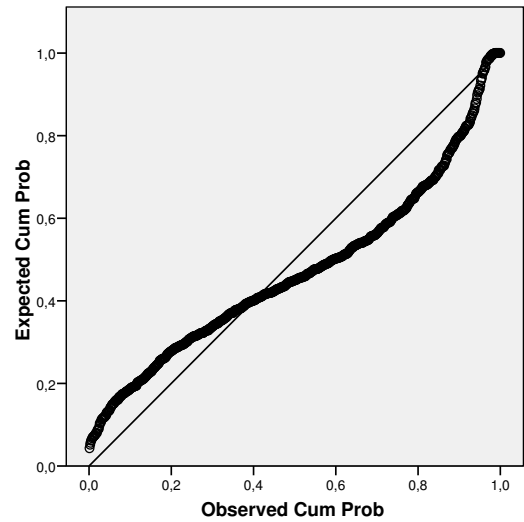
Beta

Normal P-P Plot of beta



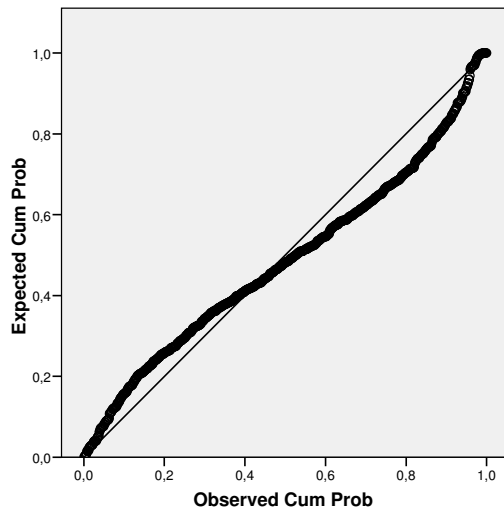
Momentum 1Y

Normal P-P Plot of Momentum 1Y



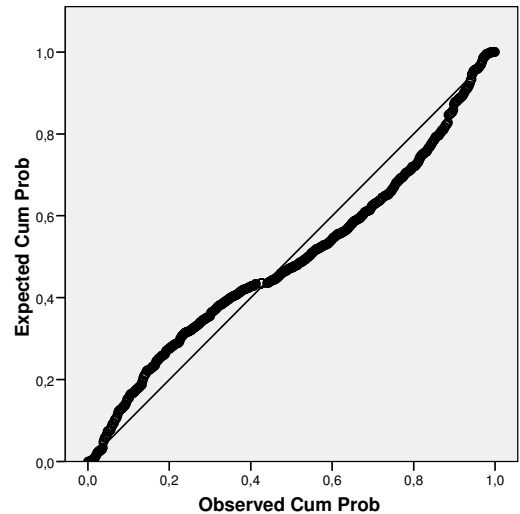
Momentum 6M

Normal P-P Plot of Momentum 6M



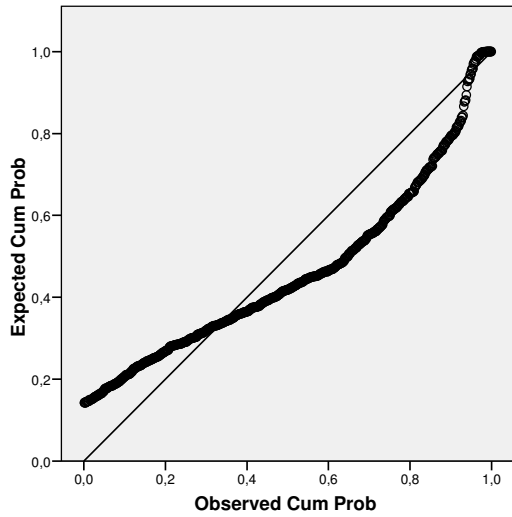
Momentum 3M

Normal P-P Plot of Momentum 3M



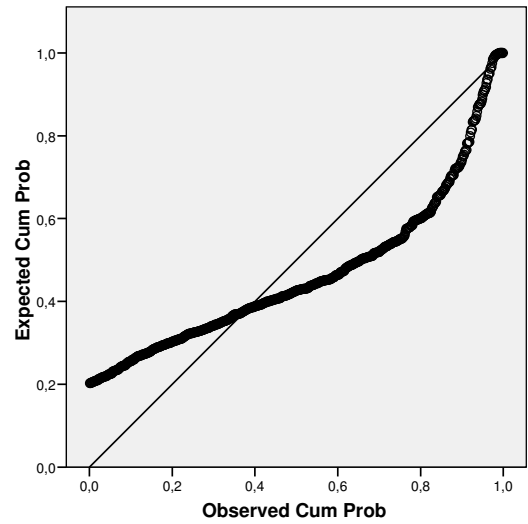
Inverse PE

Normal P-P Plot of inversePE



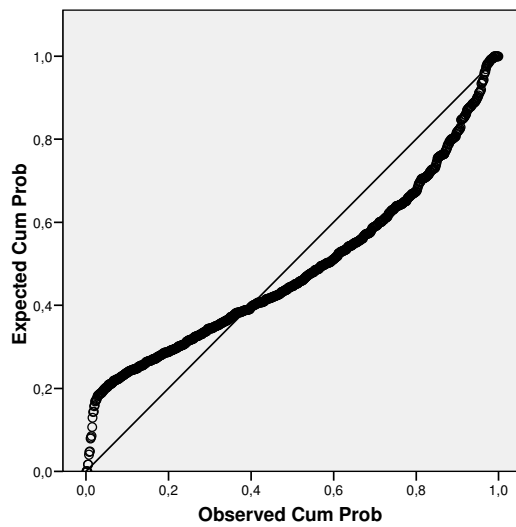
Inverse Peupd

Normal P-P Plot of inversePEupd



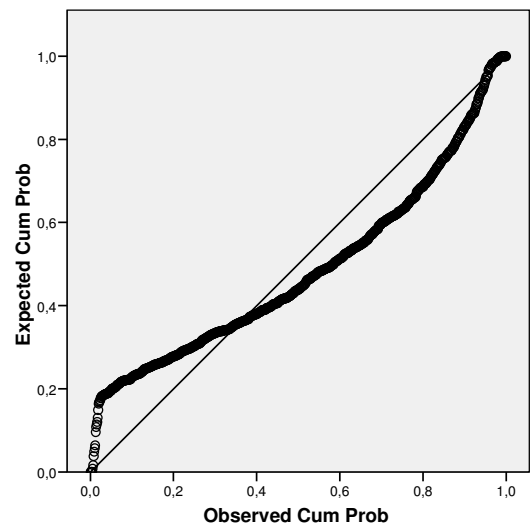
Inverse PB

Normal P-P Plot of inversePB



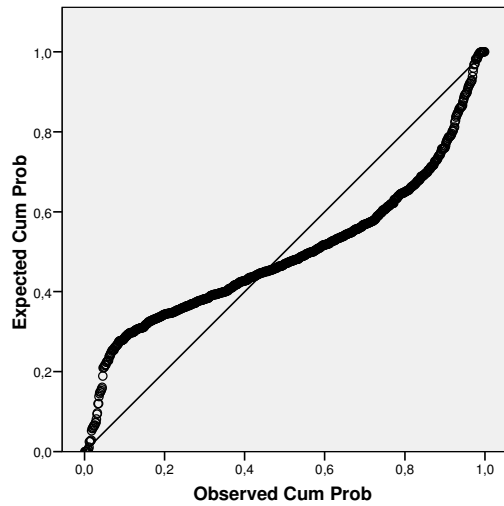
Inverse Pbupd

Normal P-P Plot of inversePBupd



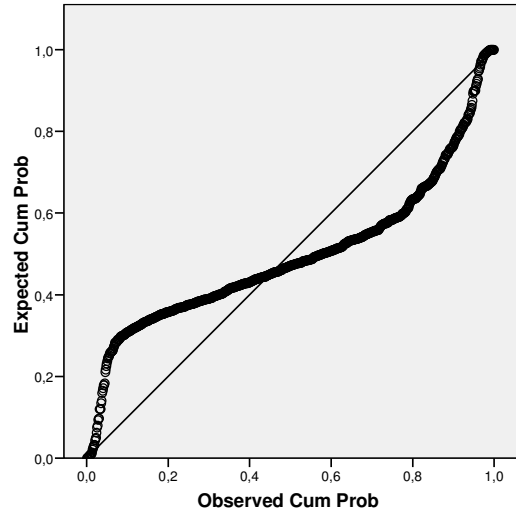
Inverse PCF

Normal P-P Plot of inversePCF



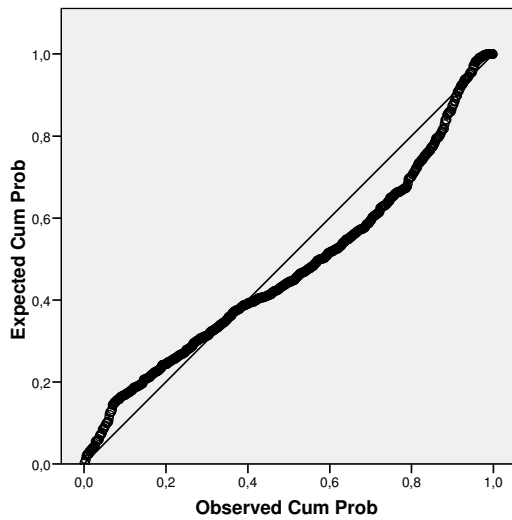
Inverse PCFupd

Normal P-P Plot of inversePCFupd



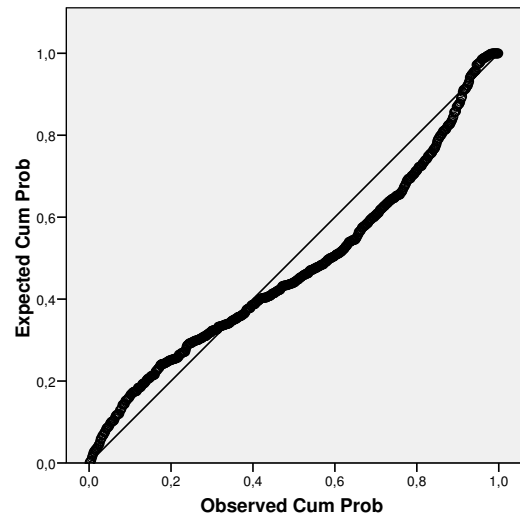
Logaritmische PE

Normal P-P Plot of ln PE



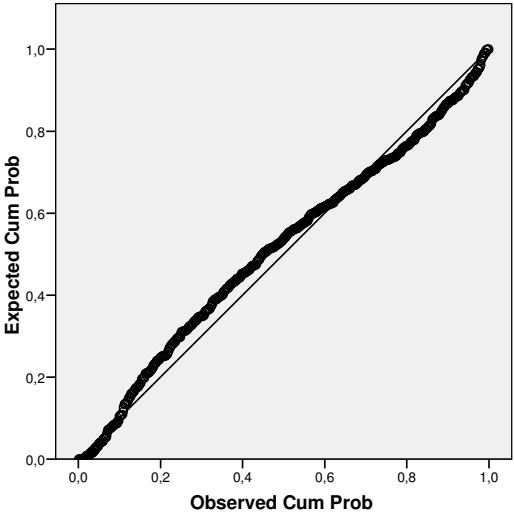
Logaritmische PEupd

Normal P-P Plot of ln PEupd



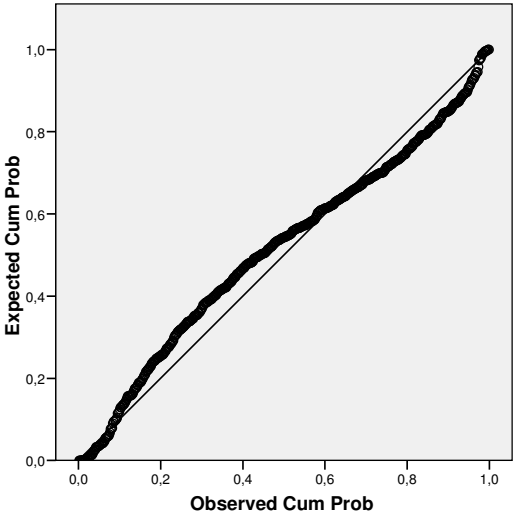
Logaritmische DivYield

Normal P-P Plot of ln DivYield



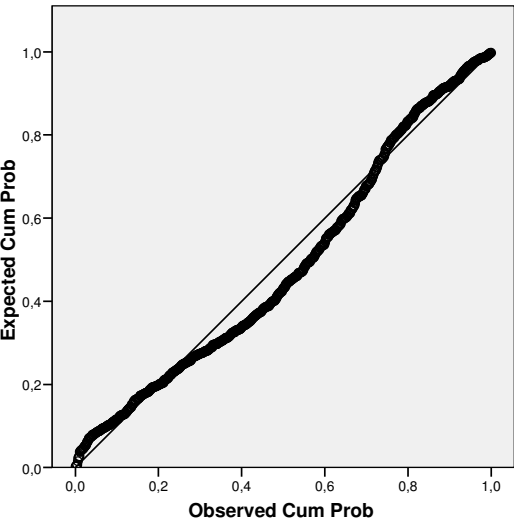
Logaritmische DivYieldupd

Normal P-P Plot of ln DivYieldupd



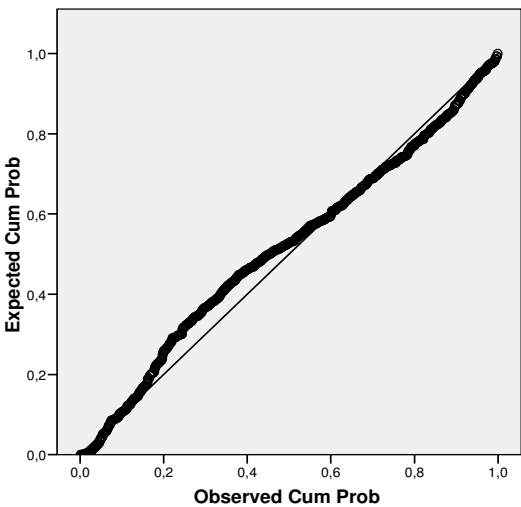
Logaritmische Size

Normal P-P Plot of ln Size



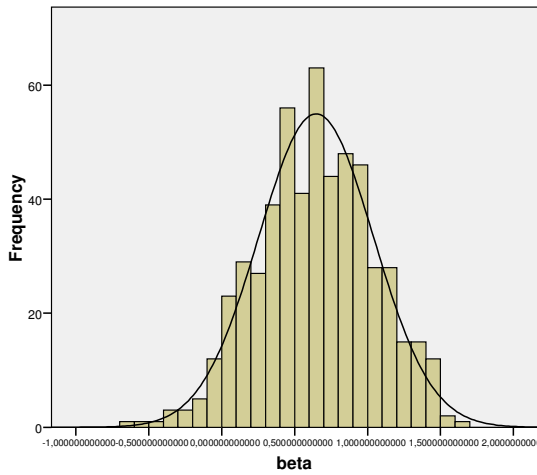
Logaritmische ROA

Normal P-P Plot of ln ROA

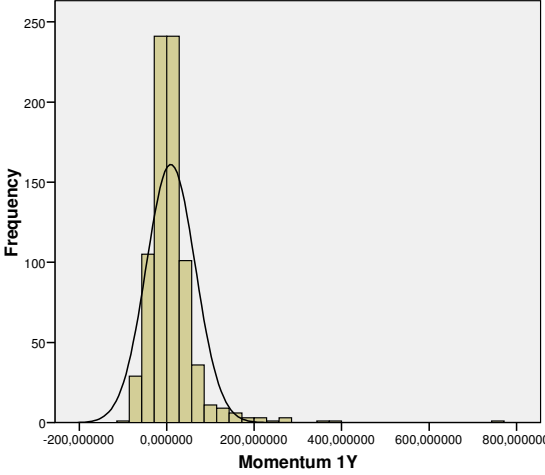


Bijlage 7b: Grafische test op normale verdeling: histogram

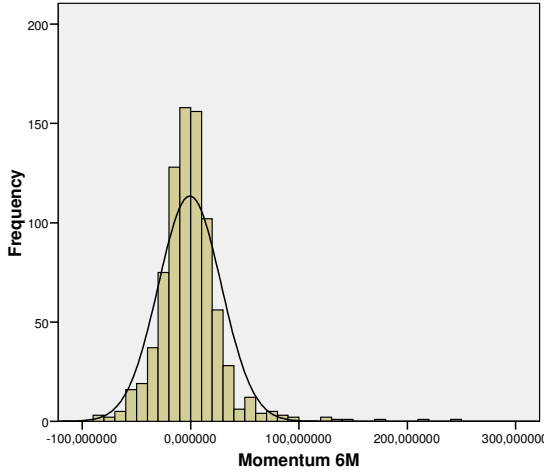
Beta



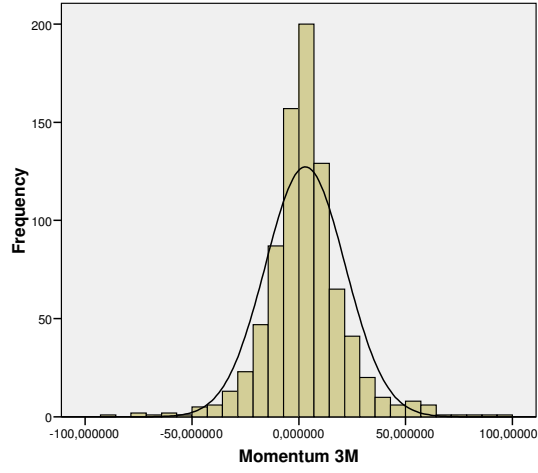
Momentum 1Y



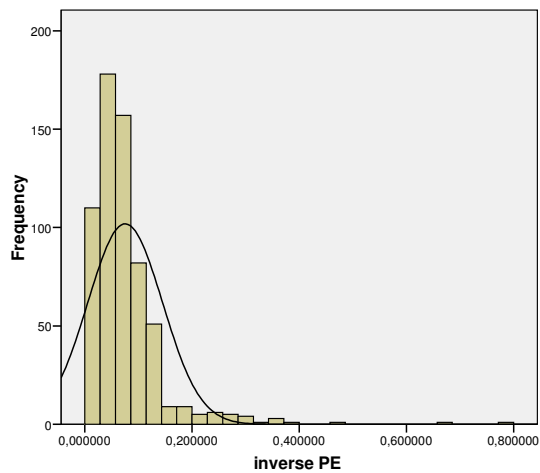
Momentum 6M



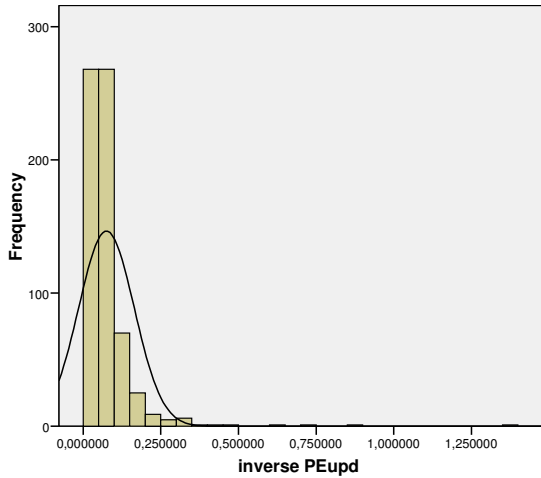
Momentum 3M



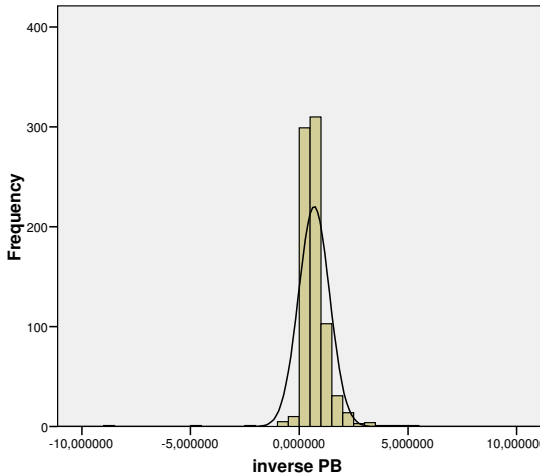
Inverse PE



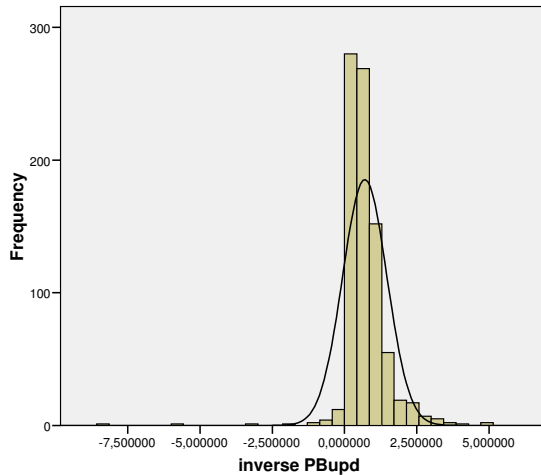
Inverse Peupd



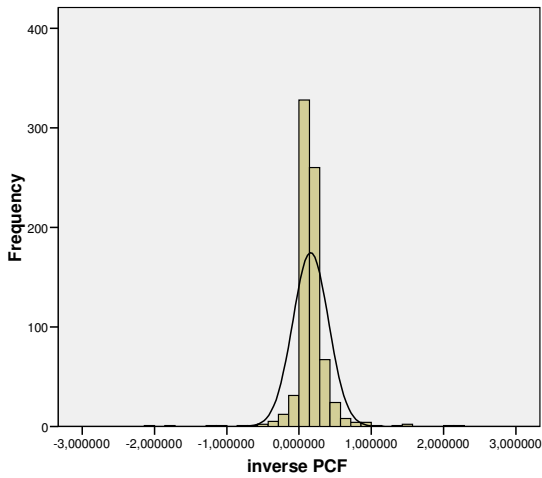
Inverse PB



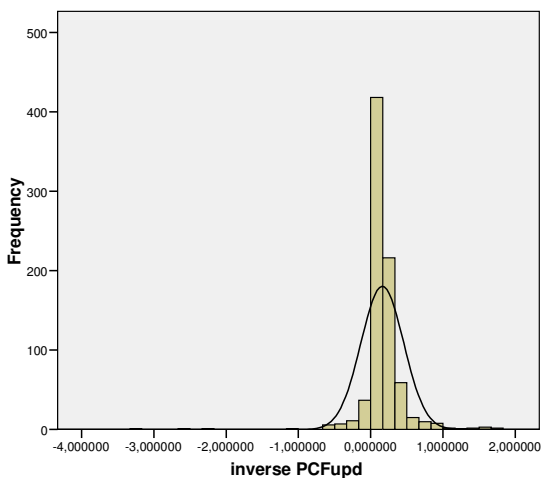
Inverse PBupd



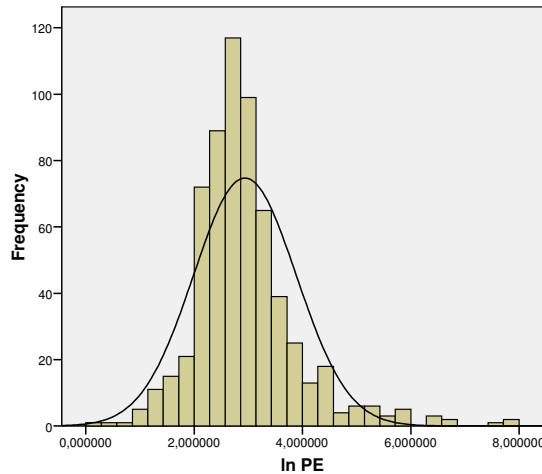
Inverse PCF



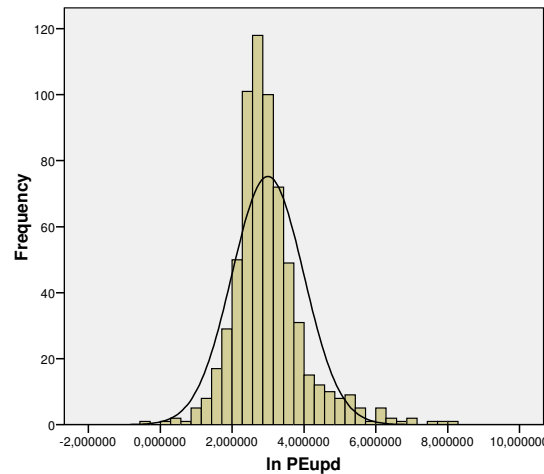
Inverse PCFupd



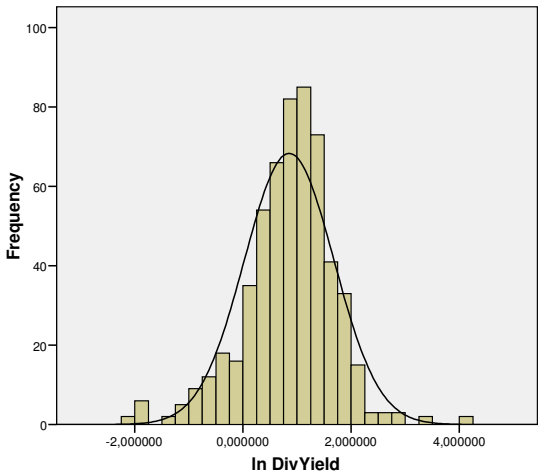
Logaritmische PE



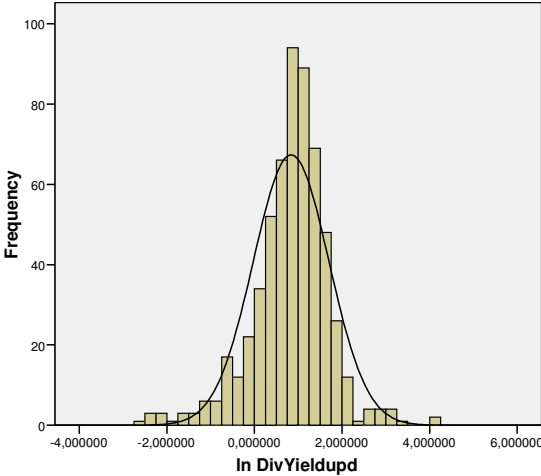
Logaritmische PEupd



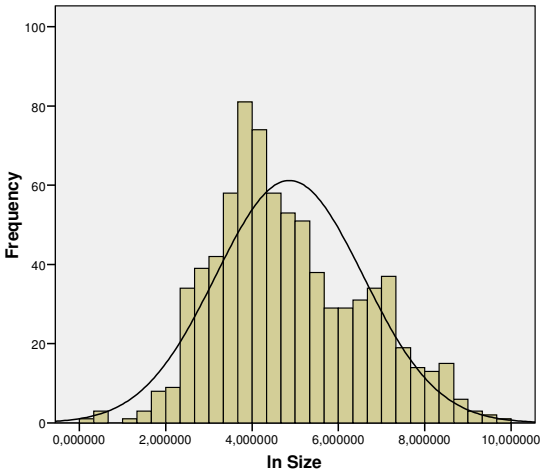
Logaritmische DivYield



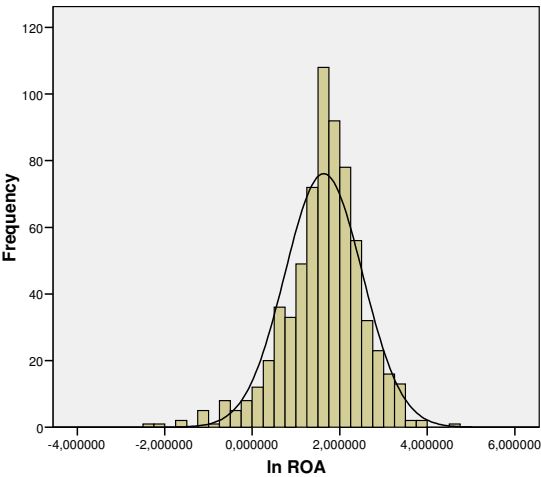
Logaritmische DivYieldupd



Logaritmische Size



Logaritmische ROA



Bijlage 8: Multivariate regressies met alle variabelen

- 16 variabelen – Enter Methode**

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	In ROA, Momentum 3M, In DivYield, beta, inverse PCFupd, inverse PB, Momentum 1Y, In PE, In Size, Momentum 6M, inverse PEupd, inverse PCF _a , inverse PBupd, inverse PE, In DivYieldupd, In PEupd	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: rendement

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,277 ^a	,077	,036	,409335509125410

a. Predictors: (Constant), In ROA, Momentum 3M, In DivYield, beta, inverse PCFupd, inverse PB, Momentum 1Y, In PE, In Size, Momentum 6M, inverse PEupd, inverse PCF, inverse PBupd, inverse PE, In DivYieldupd, In PEupd

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	5,084	16	,318	1,897	,020 ^a
	Residual	61,325	366	,168		
	Total	66,410	382			

a. Predictors: (Constant), In ROA, Momentum 3M, In DivYield, beta, inverse PCFupd, inverse PB, Momentum 1Y, In PE, In Size, Momentum 6M, inverse PEupd, inverse PCF, inverse PBupd, inverse PE, In DivYieldupd, In PEupd

b. Dependent Variable: rendement

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,169	,267		-,632	,528
	beta	,008	,079	,007	,101	,920
	Momentum 1Y	,001	,001	,116	,853	,394
	Momentum 6M	,004	,002	,212	2,201	,028
	Momentum 3M	4,58E-005	,002	,001	,021	,983
	inverse PE	-1,764	1,343	-,238	-1,313	,190
	inverse PEupd	1,260	1,117	,199	1,128	,260
	inverse PB	,042	,139	,048	,302	,763
	inverse PBupd	,125	,134	,167	,937	,349
	inverse PCF	,227	,468	,080	,485	,628
	inverse PCFupd	-,208	,403	-,101	-,515	,607
	In PE	,281	,260	,472	1,082	,280
	In PEupd	-,230	,251	-,399	-,916	,360
	In DivYield	,184	,131	,322	1,408	,160
	In DivYieldupd	-,178	,127	-,335	-1,400	,162
	In Size	-,001	,017	-,003	-,039	,969
	In ROA	,037	,047	,061	,776	,438

a. Dependent Variable: rendement

- **16 variabelen – Stepwise Methode**

Variables Entered/Removed^a

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	Momentum 6M	.	Stepwise (Criteria: Probability-of-F-to-enter <= ,050, Probability-of-F-to-remove >= ,100).
2	inverse PBupd	.	Stepwise (Criteria: Probability-of-F-to-enter <= ,050, Probability-of-F-to-remove >= ,100).

a. Dependent Variable: rendement

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,175 ^a	,030	,028	,411088423350937
2	,236 ^b	,056	,051	,406198649098403

a. Predictors: (Constant), Momentum 6M

b. Predictors: (Constant), Momentum 6M, inverse PBupd

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	2,023	1	2,023	11,972	,001 ^a
	Residual	64,387	381	,169		
	Total	66,410	382			
2	Regression	3,711	2	1,855	11,245	,000 ^b
	Residual	62,699	380	,165		
	Total	66,410	382			

a. Predictors: (Constant), Momentum 6M

b. Predictors: (Constant), Momentum 6M, inverse PBupd

c. Dependent Variable: rendement

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,137	,021		6,530	,000
	Momentum 6M	,003	,001	,175	3,460	,001
2	(Constant)	,042	,036		1,155	,249
	Momentum 6M	,004	,001	,237	4,425	,000
	inverse PBupd	,129	,040	,171	3,198	,001

a. Dependent Variable: rendement

Excluded Variables^c

Model	Beta In	t	Sig.	Partial Correlation	Collinearity Statistics
					Tolerance
2	,030 ^b	,595	,552	,031	,963
	,035 ^b	,415	,678	,021	,344
	,005 ^b	,077	,939	,004	,619
	-,089 ^b	-1,743	,082	-,089	,941
	-,060 ^b	-1,102	,271	-,057	,826
	-,045 ^b	-,473	,636	-,024	,281
	-,045 ^b	-,843	,400	-,043	,863
	-,026 ^b	-,420	,675	-,022	,660
	,077 ^b	1,536	,125	,079	,972
	,077 ^b	1,453	,147	,074	,886
	-,035 ^b	-,630	,529	-,032	,824
	-,048 ^b	-,841	,401	-,043	,755
	,027 ^b	,524	,601	,027	,909
	-,007 ^b	-,133	,895	-,007	,870

b. Predictors in the Model: (Constant), Momentum 6M, inverse PBupd

c. Dependent Variable: rendement

- **16 variabelen – Backward Methode**

Variables Entered/Removed^a

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	In ROA, Momentum 3M, In DivYield, beta, inverse PCFupd, inverse PB, Momentum 1Y, In PE, In Size Momentum 6M, inverse PEupd, inverse PCF, inverse PBupd, inverse PE, In DivYieldupd, In PEupd	.	Enter
2	.	Momentum 3M	Backward (criterion: Probability of F-to-remove >= ,100).
3	.	In Size	Backward (criterion: Probability of F-to-remove >= ,100).
4	.	beta	Backward (criterion: Probability of F-to-remove >= ,100).
5	.	inverse PB	Backward (criterion: Probability of F-to-remove >= ,100).
6	.	inverse PCF	Backward (criterion: Probability of F-to-remove >= ,100).
7	.	inverse PCFupd	Backward (criterion: Probability of F-to-remove >= ,100).
8	.	Momentum 1Y	Backward (criterion: Probability of F-to-remove >= ,100).
9	.	In PEupd	Backward (criterion: Probability of F-to-remove >= ,100).
10	.	In PE	Backward (criterion: Probability of F-to-remove >= ,100).
11	.	In ROA	Backward (criterion: Probability of F-to-remove >= ,100).
12	.	In DivYield	Backward (criterion: Probability of F-to-remove >= ,100).
13	.	In DivYieldupd	Backward (criterion: Probability of F-to-remove >= ,100).
14	.	inverse PEupd	Backward (criterion: Probability of F-to-remove >= ,100).

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: rendement

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
14	,252 ⁿ	,063	,056	,405113055797349

n. Predictors: (Constant), Momentum 6M, inverse PBupd, inverse PE

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
14	Regression	4,210	3	1,403	8,550	,000 ⁿ
	Residual	62,200	379	,164		
	Total	66,410	382			

n. Predictors: (Constant), Momentum 6M, inverse PBupd, inverse PE

o. Dependent Variable: rendement

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
14	(Constant)	,081	,043		1,901	,058
	Momentum 6M	,005	,001	,250	4,634	,000
	inverse PE	-,662	,380	-,089	-1,743	,082
	inverse PBupd	,146	,041	,194	3,529	,000

a. Dependent Variable: rendement

Excluded Variablesⁿ

					Partial	Collinearity
Model		Beta In	t	Sig.	Correlation	Statistics
						Tolerance
14	Momentum 3M	,009 ^m	,139	,889	,007	,619
	ln Size	,013 ^m	,242	,809	,012	,884
	beta	,017 ^m	,329	,742	,017	,940
	inverse PB	-,009 ^m	-,089	,929	-,005	,267
	inverse PCF	-,014 ^m	-,236	,813	-,012	,752
	inverse PCFupd	-,007 ^m	-,110	,912	-,006	,639
	Momentum 1Y	,058 ^m	,675	,500	,035	,337
	ln PEupd	,014 ^m	,168	,866	,009	,357
	ln PE	,015 ^m	,166	,868	,009	,305
	ln ROA	,048 ^m	,794	,428	,041	,672
	ln DivYield	,000 ^m	,001	,999	,000	,715
	ln DivYieldupd	-,023 ^m	-,392	,695	-,020	,701
	inverse PEupd	,092 ^m	,830	,407	,043	,202

m. Predictors in the Model: (Constant), Momentum 6M, inverse PBupd, inverse PE

n. Dependent Variable: rendement

- **16 variabelen – Forward Methode**

Variables Entered/Removed^a

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	Momentum 6M	.	Forward (Criterion: Probability-of-F-to-enter <= ,050)
2	inverse PBupd	.	Forward (Criterion: Probability-of-F-to-enter <= ,050)

a. Dependent Variable: rendement

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,175 ^a	,030	,028	,411088423350937
2	,236 ^b	,056	,051	,406198649098403

a. Predictors: (Constant), Momentum 6M

b. Predictors: (Constant), Momentum 6M, inverse PBupd

ANOVA^c

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
2	Regression	3,711	2	1,855	11,245	,000 ^b
	Residual	62,699	380	,165		
	Total	66,410	382			

b. Predictors: (Constant), Momentum 6M, inverse PBupd

c. Dependent Variable: rendement

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
2	(Constant)	,042	,036		1,155	,249
	Momentum 6M	,004	,001	,237	4,425	,000
	inverse PBupd	,129	,040	,171	3,198	,001

a. Dependent Variable: rendement

Excluded Variables^c

Model		Beta In	t	Sig.	Partial Correlation	Collinearity Statistics
						Tolerance
2	beta	,030 ^b	,595	,552	,031	,963
	Momentum 1Y	,035 ^b	,415	,678	,021	,344
	Momentum 3M	,005 ^b	,077	,939	,004	,619
	inverse PE	-,089 ^b	-1,743	,082	-,089	,941
	inverse PEupd	-,060 ^b	-1,102	,271	-,057	,826
	inverse PB	-,045 ^b	-,473	,636	-,024	,281
	inverse PCF	-,045 ^b	-,843	,400	-,043	,863
	inverse PCFupd	-,026 ^b	-,420	,675	-,022	,660
	ln PE	,077 ^b	1,536	,125	,079	,972
	ln PEupd	,077 ^b	1,453	,147	,074	,886
	ln DivYield	-,035 ^b	-,630	,529	-,032	,824
	ln DivYieldupd	-,048 ^b	-,841	,401	-,043	,755
	ln Size	,027 ^b	,524	,601	,027	,909
	ln ROA	-,007 ^b	-,133	,895	-,007	,870

b. Predictors in the Model: (Constant), Momentum 6M, inverse PBupd

c. Dependent Variable: rendement

Bijlage 9: Correlaties tussen de variabelen

Correlations															
	beta	MOM 1Y	MOM 6M	MOM 3M	inv PE upd	inv PB	inv PCF upd	inv PB	inv PCF upd	In PE	In PUpd	In Div Y	In Div Yupd	In Size	In ROA
beta	1	,084**	,041	,148**	-,184**	-,105**	-,097**	-,127**	-,109**	-,121**	-,108**	-,167**	-,132**	,598**	,033
Pearson Correlation Sig. (2-tailed)		,050	,345	,001	,000	,004	,015	,024	,004	,013	,022	,001	,006	,000	,469
N	543	543	543	543	453	539	540	522	523	453	429	453	429	539	478
Momentum 1Y	,084**	1	,684**	,466**	,076	-,198**	-,088**	-,224**	,091**	-,085**	,240**	,064	-,330**	-,013	,091**
Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	,050	,000	,000	,000	,059	,000	,015	,000	,013	,020	,000	,131	,000	,000	,021
N	543	793	793	793	619	622	776	779	747	750	622	565	574	776	649
Momentum 6M	,041	,684**	1	,661**	,062	-,202**	,011	-,198**	,099**	-,156**	,146**	,174**	-,182**	,011	,046
Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	,345	,000	,000	,000	,123	,000	,752	,000	,006	,015	,000	,000	,000	,757	,236
N	543	793	824	824	621	645	780	808	751	621	645	566	579	780	667
Momentum 3M	,148**	,466**	,661**	1	,023	-,144**	,100**	-,052	,169**	,039	,057	,124**	-,161**	,064	,037
Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	,001	,000	,000	,000	,564	,000	,005	,134	,000	,268	,001	,149	,003	,000	,337
N	543	793	824	835	621	648	781	818	752	788	621	648	566	781	670
Inverse PE	-,184**	,076	,062	,023	1	,864**	,300**	,229**	,473**	-,735**	-,683**	,469**	-,357**	-,185**	,403**
Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	,000	,059	,123	,564	,624	,624	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
N	452	619	621	621	624	622	622	622	598	624	624	530	536	622	610
Inverse PUpd	-,133**	-,198**	-,202**	-,144**	,864**	1	,196**	,353**	,365**	-,568**	-,659**	,370**	,458**	-,134**	,312**
Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	,004	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,001	,000
N	453	622	645	648	624	622	658	656	598	631	624	530	546	622	630
Inverse PB	-,105**	-,088**	,011	,100**	,300**	1	,800**	,358**	,251**	-,244**	-,195**	,373**	-,236**	-,331**	
Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	,015	,015	,752	,005	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
N	539	776	780	781	622	786	786	757	757	757	622	564	570	786	650
Inverse PBupd	-,097**	-,224**	-,198**	-,052	,229**	,800**	1	,266**	,336**	-,111**	-,292**	,303**	,466**	-,217**	-,320**
Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	,024	,000	,000	,134	,000	,000	,000	,000	,000	,006	,000	,000	,000	,000	,000
N	540	779	808	818	622	656	786	831	757	801	622	656	564	786	672
Inverse PCF	,127**	,091**	,099**	,169**	,473**	,365**	,358**	,266**	1	,840**	-,366**	-,321**	,390**	-,009	-,166**
Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	,004	,013	,006	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
N	522	747	751	752	598	598	757	757	757	598	598	543	545	757	625
Inverse PCFupd	,109**	-,085**	-,087**	,039	,385**	,517**	,251**	,336**	,840**	1	-,393**	,226**	,439**	,025	-,153**
Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	,013	,020	,015	,268	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
N	523	750	778	788	598	631	757	801	757	801	598	631	543	555	646
In PE	,121**	-,128**	-,156**	-,135**	-,735**	-,568**	-,244**	-,111**	-,366**	-,240**	1	,906**	-,581**	-,419**	-,478**
Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	,010	,001	,000	,001	,000	,000	,000	,006	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
N	452	619	621	621	624	622	622	622	598	624	624	530	536	622	610
In PEupd	,108**	,240**	,146**	,057	-,683**	-,659**	-,195**	-,292**	-,321**	,906**	1	-,493**	-,569**	,073	-,406**
Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	,022	,000	,000	,149	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
N	453	622	645	648	624	658	622	656	598	631	624	530	546	622	630
In DivYield	-,167**	,064	,174**	,124**	,469**	,370**	,446**	,303**	,390**	-,581**	-,493**	1	,871**	-,232**	-,026
Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	,001	,131	,000	,003	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,545
N	426	565	566	566	530	530	564	564	543	530	530	567	567	564	539
In DivYieldupd	-,132**	-,330**	-,182**	-,161**	,357**	,458**	,373**	,466**	,360**	-,419**	-,569**	,871**	1	-,188**	-,081
Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	,006	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,057
N	429	574	579	580	536	546	570	545	555	546	567	583	536	570	551
In Size	,598**	-,013	,011	,064	-,185**	-,134**	-,236**	-,217**	-,009	,025	,094**	,073	-,232**	1	,191**
Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	,000	,709	,757	,074	,000	,000	,000	,000	,810	,493	,019	,071	,000	,000	,000
N	539	776	780	787	622	786	786	786	757	757	622	564	570	786	650
In ROA	,033	,091**	,046	,037	,403**	,312**	-,331**	-,320**	-,166**	-,478**	-,406**	-,026	-,081	1	,191**
Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	,469	,021	,236	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
N	478	649	667	670	610	630	650	672	625	610	630	539	551	650	676

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Bijlage 10: Multivariate modellen

• **Model 1: Momentum 6M, Inverse PB, Inverse PCFupd**

Variables Entered/Removed^{a,c}

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	inverse PCFupd, Momentum 6M, inverse PB ^a	.	Enter

- a. All requested variables entered.
b. Dependent Variable: rendement
c. Linear Regression through the Origin

Model Summary^{c,d}

Model	R	R Square ^a	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,264 ^b	,070	,066	,51602661241253	1,770

- a. For regression through the origin (the no-intercept model), R Square measures the proportion of the variability in the dependent variable about the origin explained by regression. This CANNOT be compared to R Square for models which include an intercept.
b. Predictors: inverse PCFupd, Momentum 6M, inverse PB
c. Dependent Variable: rendement
d. Linear Regression through the Origin

ANOVA^{c,d}

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	14,981	3	4,994	18,754	,000 ^a
	Residual	199,180	748	,266		
	Total	214,161 ^b	751			

- a. Predictors: inverse PCFupd, Momentum 6M, inverse PB
b. This total sum of squares is not corrected for the constant because the constant is zero for regression through the origin.
c. Dependent Variable: rendement
d. Linear Regression through the Origin

Coefficients^{a,b}

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	Momentum 6M	,003	,001	,164	4,625	,000	,988	1,012
	inverse PB	,052	,022	,097	2,373	,018	,749	1,336
	inverse PCFupd	,240	,063	,155	3,795	,000	,741	1,349

- a. Dependent Variable: rendement
b. Linear Regression through the Origin

Collinearity Diagnostics^{a,b}

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions		
				Momentum 6M	inverse PB	inverse PCFupd
1	1	1,513	1,000	,02	,24	,24
	2	,995	1,233	,96	,03	,00
	3	,493	1,752	,03	,73	,76

a. Dependent Variable: rendement

b. Linear Regression through the Origin

- **Model 2: Momentum 6M, Inverse PEupd**

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	inverse PEupd ^a Momentum 6M	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: rendement

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,294 ^a	,087	,084	,462647230360959	1,801

a. Predictors: (Constant), inverse PEupd, Momentum 6M

b. Dependent Variable: rendement

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	13,017	2	6,509	30,408	,000 ^a
	Residual	137,415	642	,214		
	Total	150,432	644			

a. Predictors: (Constant), inverse PEupd, Momentum 6M

b. Dependent Variable: rendement

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	,075	,024		3,150	,002		
	Momentum 6M	,006	,001	,299	7,761	,000	,959	1,043
	inverse PEupd	,478	,206	,089	2,316	,021	,959	1,043

a. Dependent Variable: rendement

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions		
				(Constant)	Momentum 6M	inverse PEupd
1	1	1,668	1,000	,16	,02	,17
	2	,992	1,297	,04	,91	,00
	3	,340	2,215	,80	,07	,83

a. Dependent Variable: rendement

- **Model 3: Momentum 6M, Ln DivYield**

Variables Entered/Removed^d

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	In DivYield, Momentum 6M	.	Enter

- a. All requested variables entered.
b. Dependent Variable: rendement

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,302 ^a	,091	,088	,42003148054643	1,719

- a. Predictors: (Constant), In DivYield, Momentum 6M
b. Dependent Variable: rendement

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	9,943	2	4,972	28,180	,000 ^a
	Residual	99,328	563	,176		
	Total	109,271	565			

- a. Predictors: (Constant), In DivYield, Momentum 6M
b. Dependent Variable: rendement

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	,053	,026		2,093	,037		
	Momentum 6M	,005	,001	,258	6,310	,000	,970	1,031
	In DivYield	,063	,022	,119	2,905	,004	,970	1,031

- a. Dependent Variable: rendement

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions		
				(Constant)	Momentum 6M	In DivYield
1	1	1,728	1,000	,13	,01	,14
	2	1,000	1,315	,01	,94	,00
	3	,272	2,520	,85	,05	,86

- a. Dependent Variable: rendement

- **Model 4: Momentum 6M, Ln ROA**

Variables Entered/Removed^{b,c}

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	In ROA, Momentum 6M ^a	.	Enter

- a. All requested variables entered.
b. Dependent Variable: rendement
c. Linear Regression through the Origin

Model Summary^{c,d}

Model	R	R Square ^a	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,341 ^b	,116	,114	,444754085081370	1,694

- a. For regression through the origin (the no-intercept model), R Square measures the proportion of the variability in the dependent variable about the origin explained by regression. This CANNOT be compared to R Square for models which include an intercept.
b. Predictors: In ROA, Momentum 6M
c. Dependent Variable: rendement
d. Linear Regression through the Origin

ANOVA^{c,d}

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	17,296	2	8,648	43,720	,000 ^a
	Residual	131,541	665	,198		
	Total	148,837 ^b	667			

- a. Predictors: In ROA, Momentum 6M
b. This total sum of squares is not corrected for the constant because the constant is zero for regression through the origin.
c. Dependent Variable: rendement
d. Linear Regression through the Origin

Coefficients^{a,b}

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	Momentum 6M	,005	,001	,273	7,493	,000	1,000	1,000
	In ROA	,052	,009	,204	5,602	,000	1,000	1,000

- a. Dependent Variable: rendement
b. Linear Regression through the Origin

Collinearity Diagnostics^{a,b}

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions	
				Momentum 6M	ln ROA
1	1	1,001	1,000	,50	,50
	2	,999	1,001	,50	,50

a. Dependent Variable: rendement

b. Linear Regression through the Origin

Bijlage 11: Multivariate modellen met beta

- **Model 1 met beta**

Coefficients^{a,b}

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	Momentum 6M	,003	,001	,171	4,014	,000
	inverse PB	,066	,022	,162	2,970	,003
	inverse PCFupd	,089	,069	,070	1,281	,201
	beta	,069	,030	,123	2,325	,120

a. Dependent Variable: rendement

b. Linear Regression through the Origin

- **Model 2 met beta**

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,123	,045		2,757	,006
	Momentum 6M	,003	,001	,168	3,511	,000
	inverse PEupd	,138	,199	,034	,693	,489
	beta	,011	,052	,010	,218	,828

a. Dependent Variable: rendement

- **Model 3 met beta**

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,093	,052		1,797	,073
	Momentum 6M	,003	,001	,178	3,700	,000
	In DivYield	,034	,027	,061	1,252	,211
	beta	,020	,054	,018	,377	,706

a. Dependent Variable: rendement

- **Model 4 met beta**

Coefficients^{a,b}

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	Momentum 6M	,003	,001	,169	3,910	,000
	In ROA	,046	,016	,190	2,833	,005
	beta	,071	,039	,123	1,829	,068

a. Dependent Variable: rendement

b. Linear Regression through the Origin

Bijlage 12: Multivariaat model voor beta

• Model 5: Beta, Momentum 6M, Inverse PBupd

Variables Entered/Removed^{b,c}

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	inverse PBupd, Momentum 6M, beta ^a	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: rendement

c. Linear Regression through the Origin

Model Summary^{c,d}

Model	R	R Square ^a	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,367 ^b	,135	,130	,399912990376771	1,870

a. For regression through the origin (the no-intercept model), R Square measures the proportion of the variability in the dependent variable about the origin explained by regression. This CANNOT be compared to R Square for models which include an intercept.

b. Predictors: inverse PBupd, Momentum 6M, beta

c. Dependent Variable: rendement

d. Linear Regression through the Origin

ANOVA^{c,d}

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	13,363	3	4,454	27,852	,000 ^a
	Residual	85,883	537	,160		
	Total	99,246 ^b	540			

a. Predictors: inverse PBupd, Momentum 6M, beta

b. This total sum of squares is not corrected for the constant because the constant is zero for regression through the origin.

c. Dependent Variable: rendement

d. Linear Regression through the Origin

Coefficients^{a,b}

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	beta	,078	,027	,137	2,834	,005	,685	1,459
	Momentum 6M	,004	,001	,200	4,915	,000	,977	1,024
	inverse PBupd	,086	,019	,220	4,524	,000	,680	1,470

a. Dependent Variable: rendement

b. Linear Regression through the Origin

Collinearity Diagnostics^{a,b}

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions		
				beta	Momentum 6M	inverse PBupd
1	1	1,554	1,000	,22	,00	,22
	2	1,015	1,237	,02	,93	,00
	3	,430	1,901	,76	,07	,78

a. Dependent Variable: rendement

b. Linear Regression through the Origin

Bijlage 13: Simulatie voor Model 1 in 2006 en 2007**10 ondernemingen met hoogste voorspelde rendement - MODEL 1 - 2006**

COMPANY NAME	SECTOR	RENDEMENT 2006	Voorspeld rendement
SPECTOR	Retail Trade	-38,71%	44,29%
OPTION NV	Electronic Technology	-34,35%	37,89%
THINK-MEDIA	Consumer Services	40,00%	36,25%
CFE	Industrial Services	37,91%	34,79%
D'IETEREN TRADING	Retail Trade	16,00%	24,69%
UMICORE	Non-Energy Minerals	29,52%	22,30%
EXMAR	Transportation	39,78%	21,91%
ATENOR GROUP	Distribution Services	16,48%	19,42%
UNIBRA SA	Consumer Non-Durables	-9,44%	18,09%
SABCA	Electronic Technology	-28,24%	16,57%
	gemiddelde	6,90%	27,62%

10 ondernemingen met laagste voorspelde rendement - MODEL 1 - 2006

COMPANY NAME	SECTOR	RENDEMENT 2006	Voorspeld rendement
MOBISTAR	Communications	-3,51%	2,78%
PICANOL	Producer Manufacturing	-14,34%	0,05%
INNOGENETICS	Health Technology	-1,54%	-1,98%
PCB SA	Distribution Services	2,78%	-3,07%
AGFA GEVAERT NV	Electronic Technology	25,63%	-5,30%
REAL SOFTWARE	Technology Services	56,41%	-9,88%
MITISKA	Retail Trade	33,69%	-10,77%
HAMON & CIE	Producer Manufacturing	352,99%	-13,03%
ZENITEL	Electronic Technology	-2,22%	-22,35%
ACCENTIS SA	Industrial Services	-12,68%	-23,76%
	gemiddelde	43,72%	-8,73%
	Gemiddelde zonder Hamon & Cie	9,36%	-8,25%

Bron: eigen verwerking

10 ondernemingen met hoogste voorspelde rendement - MODEL 1 - 2007

COMPANY NAME	SECTOR	RENDEMENT 2007	Voorspeld rendement
HAMON & CIE	Producer Manufacturing	76,38%	54,73%
SPECTOR	Retail Trade	21,05%	31,28%
CATALA PAPETERIES	Process Industries	-46,87%	25,62%
CAMPINE SA	Process Industries	-14,84%	23,71%
COIL	Non-Energy Minerals	-23,29%	20,45%
IBA	Health Technology	3,49%	19,78%
CMB(CIE MARITIME)	Transportation	81,69%	19,45%
CIMESCAUT	Non-Energy Minerals	82,00%	19,11%
SCHEERDERS VK FAB	Non-Energy Minerals	27,69%	18,75%
JENSEN-GROUP N.V.	Producer Manufacturing	83,33%	18,58%
	gemiddelde	29,06%	25,15%

10 ondernemingen met laagste voorspelde rendement - MODEL 1 - 2007

COMPANY NAME	SECTOR	RENDEMENT 2007	Voorspeld rendement
EXMAR	Transportation	-13,45%	1,01%
EMAKI	Technology Services	21,05%	0,33%
PCB SA	Distribution Services	-45,95%	0,22%
ICOS VISION SYSTEM	Electronic Technology	-4,87%	0,19%
INNOGENETICS	Health Technology	-37,72%	-0,73%
REIBEL BELGIUM	Transportation	-20,37%	-0,95%
ACCENTIS SA	Industrial Services	-46,77%	-2,12%
ZENITEL	Electronic Technology	-19,16%	-7,02%
OPTION NV	Electronic Technology	-45,53%	-9,99%
REAL SOFTWARE	Technology Services	-36,07%	-15,82%
	gemiddelde	-24,88%	-3,49%

Bron: eigen verwerking

Bijlage 14: Simulatie voor Model 2 in 2006 en 2007

<u>10 ondernemingen met hoogste voorspelde rendement - MODEL 2 - 2006</u>			
COMPANY NAME	SECTOR	RENDEMENT 2006	Voorspeld rendement
OPTION NV	Electronic Technology	-34,35%	80,64%
THINK-MEDIA	Consumer Services	40,00%	63,58%
CFE	Industrial Services	37,91%	62,19%
EXMAR	Transportation	39,78%	42,67%
UMICORE	Non-Energy Minerals	29,52%	40,70%
DISTRIGAZ	Utilities	12,12%	30,95%
D'IETEREN TRADING	Retail Trade	16,00%	30,73%
ICOS VISION SYSTEM	Electronic Technology	7,78%	30,00%
QUICK RESTAURANTS	Consumer Services	66,25%	28,85%
BEKAERT SA	Producer Manufacturing	19,95%	28,41%
	gemiddelde	23,50%	43,87%
<u>10 ondernemingen met laagste voorspelde rendement - MODEL 2 -2006</u>			
COMPANY NAME	SECTOR	RENDEMENT 2006	Voorspeld rendement
BRANTANO	Retail Trade	-19,49%	9,18%
VPK PACKAGING NV	Process Industries	35,62%	8,87%
TER BEKE	Consumer Non-Durables	-0,68%	8,79%
REIBEL BELGIUM	Transportation	302,99%	8,65%
MOBISTAR	Communications	-3,51%	8,59%
FOUNTAIN S,A,	Producer Manufacturing	-15,82%	8,51%
ROULARTA MEDIA GRP	Consumer Services	14,77%	7,35%
RECTICEL	Process Industries	28,00%	6,83%
PCB SA	Distribution Services	2,78%	4,12%
MITISKA	Retail Trade	33,69%	-3,95%
	Gemiddelde	37,83%	6,69%
	Gemiddelde zonder Reibel Belgium	8,37%	6,48%

Bron: eigen verwerking

10 ondernemingen met hoogste voorspelde rendement - MODEL 2 - 2007

COMPANY NAME	SECTOR	RENDEMENT 2007	Voorspeld rendement
HAMON & CIE	Producer Manufacturing	76,38%	131,13%
CAMPINE SA	Process Industries	-14,84%	45,56%
CMB(CIE MARITIME)	Transportation	81,69%	42,67%
IBA	Health Technology	3,49%	40,07%
CIMESCAUT	Non-Energy Minerals	82,00%	33,81%
SIPEF(PLANT FIN)	Process Industries	61,47%	32,81%
FIN DE TUBIZE	Health Technology	-41,49%	31,62%
COLRUYT SA	Retail Trade	-0,48%	31,09%
THINK-MEDIA	Consumer Services	92,50%	30,14%
BELGACOM SA	Communications	1,11%	29,87%
	gemiddelde	34,18%	44,88%

10 ondernemingen met laagste voorspelde rendement - MODEL 2 - 2007

COMPANY NAME	SECTOR	RENDEMENT 2007	Voorspeld rendement
BARCO	Electronic Technology	-24,35%	8,13%
IPTE	Electronic Technology	134,04%	7,95%
EMAKI	Technology Services	21,05%	7,75%
EXMAR	Transportation	-13,45%	7,06%
ICOS VISION SYSTEM	Electronic Technology	-4,87%	4,63%
ZETES INDUSTRIES	Technology Services	-15,79%	4,07%
REIBEL BELGIUM	Transportation	-20,37%	2,52%
SABCA	Electronic Technology	27,92%	1,86%
BRANTANO	Retail Trade	40,26%	1,60%
OPTION NV	Electronic Technology	-45,53%	-14,96%
	gemiddelde	9,89%	3,06%
	gemiddelde zonder IPTE	-1,35%	1,79%

Bron: eigen verwerking

Bijlage 15: Simulatie voor Model 5 in 2006 en 2007**10 ondernemingen met hoogste voorspelde rendement - MODEL 5 - 2006**

COMPANY NAME	SECTOR	RENDEMENT 2006	Voorspeld rendement
CFE	Industrial Services	37,91%	37,47%
IBA	Health Technology	140,00%	30,00%
UMICORE	Non-Energy Minerals	29,52%	28,29%
ATENOR GROUP	Distribution Services	16,48%	25,46%
D'IETEREN TRADING	Retail Trade	16,00%	24,86%
THINK-MEDIA	Consumer Services	40,00%	23,74%
IRIS GROUP	Technology Services	15,65%	23,73%
BEKAERT SA	Producer Manufacturing	19,95%	22,42%
IPTE	Electronic Technology	8,29%	21,78%
DELHAIZE GROUP	Retail Trade	14,40%	21,21%
	gemiddelde	33,82%	25,90%

10 ondernemingen met laagste voorspelde rendement - MODEL 5 - 2006

COMPANY NAME	SECTOR	RENDEMENT 2006	Voorspeld rendement
RESILUX	Process Industries	9,73%	6,93%
TER BEKE	Consumer Non-Durables	-0,68%	6,78%
ZENITEL	Electronic Technology	-2,22%	4,94%
PINGUIN	Consumer Non-Durables	-2,88%	4,83%
COLRUYT SA	Retail Trade	38,77%	4,70%
MOBISTAR	Communications	-3,51%	4,38%
PICANOL	Producer Manufacturing	-14,34%	3,86%
REAL SOFTWARE	Technology Services	56,41%	-1,62%
AGFA GEVAERT NV	Electronic Technology	25,63%	-2,09%
ACCENTIS SA	Industrial Services	-12,68%	-11,50%
	gemiddelde	9,42%	2,12%

10 ondernemingen met hoogste voorspelde rendement - MODEL 5 - 2007

COMPANY NAME	SECTOR	RENDEMENT 2007	Voorspeld rendement
HAMON & CIE	Producer Manufacturing	76,38%	75,29%
IBA	Health Technology	3,49%	35,67%
CATALA PAPETERIES	Process Industries	-46,87%	33,15%
CAMPINE SA	Process Industries	-14,84%	31,03%
COIL	Non-Energy Minerals	-23,29%	30,15%
JENSEN-GROUP N.V.	Producer Manufacturing	83,33%	27,67%
MITISKA	Retail Trade	75,60%	26,77%
CMB(CIE MARITIME)	Transportation	81,69%	26,18%
SYSTEMAT	Technology Services	-12,12%	25,26%
SCHEERDERS VK FAB	Non-Energy Minerals	27,69%	24,97%
	gemiddelde	25,11%	33,61%

10 ondernemingen met laagste voorspelde rendement - MODEL 5 - 2007

COMPANY NAME	SECTOR	RENDEMENT 2007	Voorspeld rendement
AGFA GEVAERT NV	Electronic Technology	-45,82%	8,20%
ZENITEL	Electronic Technology	-19,16%	6,92%
MOBISTAR	Communications	-3,71%	6,16%
SPECTOR	Retail Trade	21,05%	5,81%
SABCA	Electronic Technology	27,92%	5,74%
TER BEKE	Consumer Non-Durables	-18,90%	5,22%
SPADEL	Consumer Non-Durables	11,19%	3,52%
ACCENTIS SA	Industrial Services	-46,77%	-0,28%
REAL SOFTWARE	Technology Services	-36,07%	-0,79%
THINK-MEDIA	Consumer Services	92,50%	-4,48%
	gemiddelde	-1,78%	3,60%

Bijlage 16: Statistische test van gemiddelden - Model 1 in 2007

Group Statistics

	Voorspeld rendement	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
RENDEMENT 2007	>= 10,000000000000%	10	29,06386219091180%	49,340515265892400%	15,602840916652850%
	< 10,000000000000%	10	-24,88389919799274%	21,943410312164050%	6,939115621806480%

Independent Samples Test

	Levene's Test for Equality of Variances	t-test for Equality of Means					
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference
RENDEMENT 2007	Equal variances assumed	8,560	,009	3,159	18	,005	53,947761388904500%
	Equal variances not assumed			3,159	12,426	,008	53,947761388904500%
				Std. Error Difference		95% Confidence Interval of the Difference	
				17,0762984947902%		Lower Upper	
						18,071789515465880% 89,823733262343100%	
						16,882731335576350% 91,012791442232700%	

Bijlage 17: Statistische test van gemiddelden - Model 2 in 2007

Group Statistics

	Voorspeld rendement	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
RENDEMENT 2007	>= 10,000000000000000%	10	34,18335449727722%	49,256777773311900%	15,576360796442280%
	< 10,000000000000000%	9	-3,90276276469053%	27,932998803619610%	9,310999601206530%

Independent Samples Test

	Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means							
	F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference		
								Lower	Upper	
RENDEMENT 2007	Equal variances assumed	10,909	,004	2,040	17	,057	38,08611726197%	18,6730303314630%	-1,310539310637931%	77,48277383457%
	Equal variances not assumed			2,099	14,498	,054	38,08611726197%	18,147113523495%	-,710423184900015%	76,88265770884%

Bijlage 18: Stage-attest voor stage in functie van eindverhandeling

STAGE-ATTEST VOOR STAGE IN FUNCTIE VAN EINDVERHANDELING Academiejaar 2006-2007

De ondergetekende Dier Saels
handelend in de hoedanigheid van NBC Securiteit
bij de onderneming, firma, instelling

verklaart aan de decaan van de faculteit TEW van de Universiteit Hasselt, dat de student(e)
..... S. VEU VANDEWIELE

gedurende 10 werkdagen een stage heeft volbracht in functie van zijn/haar eindverhandeling.

De stage werd volbracht

- ononderbroken van 3-9 tot 19-9
- tussen de periode van tot

Zijn/haar prestaties worden als volgt beoordeeld:

.....
.....
.....
.....
.....

Te Brukel op 19-9
Handtekening,

