

Erasmus Universiteit Rotterdam
Faculteit der Economische wetenschappen

Finance

Begeleider Simon Lansdorp

Jörquin Wirokarto

298083

Bachelorscriptie

2010

De Expense Ratio en het rendement:

Zijn dure beleggingsfondsen hun geld waard?

Samenvatting

In de vorige eeuw zijn onderzoeken gedaan naar de relatie tussen de expense ratio en het rendement. Dit onderzoek gaat de relatie testen op binnenlandse Amerikaanse Aandelenfondsen van 1991 tot en met 2007. Zowel voorgaande onderzoeken als dit onderzoek tonen een negatieve relatie tussen de expense ratio en het rendement. De hoogte van de expense ratio is medebepalend voor het behaalde rendement. Investeerders kunnen gebruik maken van dit gegeven door bij fondsvergelijken onder andere gebruik te maken van het geleverde bewijs.

Dankwoord

Graag wil ik met dit dankwoord enkele personen bedanken die hulp hebben geboden tijdens het schrijven van mijn scriptie.

** Scriptiebegeleider : De heer Simon Lansdorp, Hij heeft mij geholpen mijn scriptie te begeleiden. Uiteraard wil de heer Lansdorp ook nog eens extra bedanken voor het gebruik mogen maken van zijn dataset.*

** Mijn Vriendin : Yvette Kriellaars, vermogensadviseur Robeco. Ik wil haar bedanken voor alle steun in de vorm van informatie, hulp, motivatie en liefde gedurende de scriptieperiode.*

** IBEB student : Marius Vasilius, IBEB student. Marius wil ik graag bedanken voor alle hulp geboden betreft de statistieken en de bereidheid mij altijd te helpen.*

** Ouders : Uiteraard wil ik bij deze mijn ouders bedanken omdat zij het mogelijk hebben gemaakt om een scriptie te schrijven.*

Inhoudsopgave

1. Introductie	3
2. Theoretische achtergrond	5
2.1 De kosten	5
2.2 het CAPM model van Sharpe (1964) en Lintner (1965)	7
2.3 het 4-factor model van Carhart (1995)	9
3. Empirische achtergrond	11
3.1 Jensen (1968) ; The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964	11
3.2 Elton, Gruber en Blake (1996) ; The Persistence of Risk-adjusted Mutual Fund Performance	12
3.3 Malkiel (1995) ; Returns from Investing in Equity Mutual Funds	12
3.4 Carhart (1997) ; On Persistence in Mutual Fund Performance	13
3.5 Haas (2004) ; Mutual Funds Expense Ratio, How High is to High?	14
4. Methodologie	16
5. Data	20
6. Onderzoeksresultaten	28
7. Conclusie	31
8. Referenties	33
9. Bijlage	35

1 Introductie

In de 20^{ste} eeuw hebben onderzoekers de rendementen van beleggingsfondsen door middel van verschillende methodes als het CAPM model van Sharpe (1964) en Lintner (1965), 3-factor model van Fama en French (1996) of het 4-factor model van Carhart (1995) proberen te verklaren. Deze methodes zijn geëvolueerd in de loop van de tijd en het is te verwachten dat deze methodes in de toekomst zullen verbeteren omdat het (financieel) interessant blijft om toekomstige rendementen van beleggingsfondsen vooraf te kunnen bepalen. Uit bovengenoemde onderzoeken is gebleken dat het rendement mede beïnvloed wordt door kosten als de expense ratio en transactiekosten die elk beleggingsfonds met zich meedraagt. Daarnaast zijn de rendementen afhankelijk van risico, management beslissingen, beleggingsstrategieën en macro-economische factoren als crisissen, rampen en marktfluctuaties. Dit onderzoek zal zich met name richten op de relatie tussen de expense ratio en het rendement van beleggingsfondsen.

In de jaren '90 is er veel onderzoek gedaan naar de bepaling van het rendement van beleggingsfondsen. Onderzoeken van Carhart (1997), Malkiel (1995) en Elton, Gruber en Blake (1996) tonen allen een significante negatieve relatie tussen het rendement en de kosten. Dit geldt zowel voor de transactiekosten als de expense ratio. Onderzoek van Chalmers, Edelen en Kadlec (1999) heeft zich verdiept in enkel de transactiekosten. In enkel de expense ratio is nog niet in verdiept. Met behulp van een T-toets geïntroduceerd door Gosset (1908), het 3-factor model van Fama en French (1996), 4-factor model van Carhart (1995) en Fama-Macbeth Cross-Sectional Regression (1973) zal dit onderzoek zich verdiepen in de relatie tussen de expense ratio en het rendement. De expense ratio omvat onder andere management fee, administratiekosten en 12b-1 fee.

Het doel van dit onderzoek is de expense ratio te analyseren en te bepalen in hoeverre de expense ratio het rendement beïnvloed.

In hoofdstuk 2 wordt de theoretische achtergrond aan het licht gebracht. De kosten van beleggingsfondsen wordt in dit hoofdstuk uitgebreid besproken. Daarnaast wordt op het 4-factor model van Carhart (1997) en het CAPM model van Sharpe (1964) en Lintner (1965) ingegaan. De empirische achtergronden komen in hoofdstuk 3 aan bod. Hierbij worden onderzoeksresultaten van de relatie tussen de expense ratio en het rendement van

voorgaande onderzoeken gedaan door Jensen (1968), Elton, Gruber en Blake (1996), Malkiel (1995) en Carhart (1997) besproken. Ook zal het recente onderzoek van Haas (2004) besproken worden. Haas heeft een model gecreëerd waarbij bepaald kan worden wat de maximale hoogte van de expense ratio van een beleggingsfonds mag zijn voordat het desbetreffende fonds een rendabele toevoeging is binnen een beleggingsportefeuille. De methodologie om de relatie tussen de expense ratio en het rendement te bepalen, wordt in hoofdstuk 4 beschreven. In hoofdstuk 5 wordt de verkregen data van het onderzoek weergegeven. Om vervolgens in hoofdstuk 6 te worden besproken. De conclusie van dit onderzoek met daarbij het antwoord op de vraag in hoeverre de expense ratio invloed heeft op het rendement van een fonds, wordt in hoofdstuk 7 gegeven.

2 *Theoretische achtergrond*

In dit hoofdstuk worden de transactiekosten, de expense ratio, het CAPM model van Sharpe (1964) en Lintner (1965) en het 4-factor model van Carhart (1995) besproken. De kosten van beleggingsfondsen kunnen worden onderverdeeld in transactiekosten en expense ratio's. Dit hoofdstuk zal zich eerst over het verschil tussen deze twee kosten buigen zodat duidelijk wordt waar dit onderzoek de nadruk op legt, namelijk de expense ratio.

In het vervolg van dit hoofdstuk worden de bovengenoemde modellen geanalyseerd en wordt uitgelegd waarom voorgaande onderzoekers als Malkiel (1995) en Carhart (1997) gebruik hebben gemaakt van deze modellen. Uiteraard is dit van belang omdat dit onderzoek ook gebruik maakt van het 4-factor model van Carhart (1997) om de relatie tussen de expense ratio en het rendement te analyseren.

2.1 *De kosten*

De expense ratio kan worden geïnterpreteerd als kosten voor het beheren van een beleggingsfonds, terwijl transactiekosten geïnterpreteerd kunnen worden als kosten behorend bij implementeren van een bepaalde investeringsstrategie. Uit onderzoek van Chalmers, Edelen en Kadlec (1999) is gebleken dat de verklaringskracht van de relatie tussen de transactiekosten en het rendement sterker is dan die tussen de expense ratio en het rendement. Vandaar dat dit onderzoek zich verdiept in de andere zijde van fondskosten om te bepalen of de expense ratio wel degelijk verklaringskracht heeft met het oog op het te verwachten rendement.

De transactiekosten kan worden onderverdeeld in effectenmakelaar commissie (brokerage commission), spreidingskosten (spread costs) en kosten behorend bij kapitaalwinsten (capital gains), aldus Chalmers, Edelen en Kadlec (1999). De kosten hebben te maken hebben met het aan- en verkopen van fondsen binnen een beleggingsportefeuille. In dit onderzoek wordt de turnover als proxy gebruikt. De turnover wordt weergegeven in de vorm van een ratio voor de aan- en verkopen van fondsen binnen een portefeuille. Een stijging in de turnover gaat gepaard met hogere transactiekosten. Uit onderzoek van Chalmers, Edelen en Kadlec (1999) is gebleken dat er een positieve relatie is tussen de

turnover en de transactiekosten maar een negatieve relatie tussen de turnover en het rendement. Maar deze relatie is uiteraard zwakker dan de directe relatie tussen de transactiekosten en het rendement.

Uit hun onderzoek is gebleken dat jaarlijks gemiddeld 0,30% van het fondsvermogen de effectenmakelaar commissie (brokerage commission) bevat. De spreidingskosten zijn jaarlijks gemiddeld 0,47% van het fondsvermogen.

De expense ratio kan als operationele kosten gezien worden en wordt onderverdeeld in management fee, administration costs (onder andere service, mailing en telefoonkosten) en andere handelingskosten als audit fee en 12b-1 fee. De expense ratio wordt vooral gekenmerkt door de management fee, hier bestaat namelijk de expense ratio grotendeels uit. De 12b-1 fee kan beschouwd worden als marketingkosten. In het verleden werd geloofd dat marketing de waarde van activa van een beleggingsfonds kon verhogen. Critici hebben hun ongenoegen uitgesproken betreft deze fee. Zij geloven namelijk niet dat de marketingactiviteiten het rendement positief beïnvloedt.

De hoogte van de expense ratio verschilt per beleggingsfonds en wordt zelf bepaald door de fondsaanbieder. De methode van expense ratio opbouw kan achterhaald worden door middel van jaarverslagen. Hierin staat beschreven waar de expense ratio uit is opgebouwd en welke percentage moet worden betaald voor bepaalde fees. Dus indien een belegger goed onderzoek wilt doen betreft de kosten zou degene zich moeten verdiepen in jaarverslagen en per beleggingsfonds bekijken hoe de kosten zijn opgebouwd en waar precies voor wordt gerekend. Aan de opbouw zijn geen vereisten aan verbonden. Enige vereiste is dat de hoogte van de expense ratio duidelijk en helder moet worden vermeld¹.

De expense ratio wordt door beleggers niet direct geassocieerd met kapitaalwinstrealisatie zoals bij transactiekosten. De expense ratio wordt uitgedrukt als een percentage van het gemiddeld netto fondsvermogen. Het maakt niet uit of een beleggingsfonds een goed of slecht rendement heeft behaald want de expense ratio moet altijd worden betaald. Dit integendeel tot het variabele karakter van transactiekosten. Omdat expense ratio's een vast percentage zijn, kunnen beleggers dit percentage vooraf gebruiken bij vergelijken van beleggingsfondsen. Beleggers kunnen door middel van de

¹ http://en.wikipedia.org/wiki/Total_Expense_Ratio, 26-09-2010, 22.33

expense ratio vooraf calculeren wat de kosten zullen zijn bij het behalen van een bepaald rendement. De expense ratio heeft een gemiddeld percentage van 1%. Dit is in het geval bij actieve fondsen. Integendeel tot actieve fondsen is gemiddeld de expense ratio bij indexfondsen beduidend lager dan 1%.

De kosten in het algemeen behorend bij indexfondsen liggen lager dan bij actief beheerde fondsen. Dit geldt vooral voor de transactiekosten. Actieve fondsbeheerders proberen de benchmark te verslaan door middel van actief fondsbeleid. Maar een verhoogd aan- en verkoopgedrag zorgt voor een stijging van de turnover ratio die gepaard gaat met hogere transactiekosten. Dus de kosten behorend bij beleggingsfondsen zijn cruciaal bij analysering en vergelijken van fondsen. Grossman en Stiglitz (1980) suggereren dat een investeerder een actie, in de vorm van fonds of vermogenstitel in een portefeuille plaatsen of vervangen, pas zou uit moeten voeren indien de handeling een hoger verwachte waarde oplevert dan de te maken kosten. Dit is vooral van toepassing op de transactiekosten.

2.2 *Het CAPM model*

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

$$\beta_i = \frac{\text{cov}(R_i, R_m)}{\text{var}(R_m)} = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}$$

$$\text{Price of risk} = E(R_m - R_f)$$

Het CAPM model, ofwel Capital Asset Pricing Model, is een financiële beleggingstheorie om het minimale rendement op een activa te bepalen. Het model bestaat uit het risico vrije rendement en een marktrisico (systematisch risico). Het CAPM model kent zijn oorsprong van het Moderne Portefeuilletheorie (MPT) van Markowitz (1952). Deze theorie geeft aan dat het rendement gepaard gaat met een verhoogd risico. Indien een hoog

rendement behaald wilt worden, kan dit enkel geschieden door hoger risico te lopen. De MPT geeft de mogelijkheid om risico te reduceren door middel van diversificatie van beleggingsfondsen die niet (volledig) aan elkaar zijn gecorreleerd. Het CAPM model is in principe een aangepaste versie van de MPT. Het CAPM model van Sharpe (1964) en Lintner (1965) stelt dat het systematisch risico van een beleggingsfonds onvermijdbaar is en afhankelijk van marktfluctuaties. Maar de overige risico, zogeheten specifieke risico, kan wel worden vermeden door middel van diversificatie. Het specifieke risico heeft betrekking op de gevoeligheid van het rendement van een beleggingsobject voor factoren die betrekking hebben op het beleggingsfonds. De Bèta geeft aan hoe gevoelig het beleggingsobject is ten opzichte van marktfluctuaties. Dit is ook de enige factor die het CAPM model meet. Vandaar dat dit model ook wel de single factor model wordt genoemd.

Het onderzoek van Malkiel (1995) heeft gebruik gemaakt van het CAPM model. Malkiel heeft het CAPM model gebruikt om te bepalen of een beleggingsfonds boven de waarde verkregen uit het CAPM model heeft gepresteerd (excess return). Het CAPM heeft niet direct te maken met de expense ratio. Maar Malkiel heeft in zijn onderzoek de relatie tussen de expense ratio en het rendement op een andere manier geanalyseerd. Dit heeft hij gedaan met behulp van cross-sectional regressie tussen management expenses en fondsrendementen. Ondanks dat het CAPM model niet het meest geschikte model is om de relatie tussen de expense ratio en het rendement te bepalen, is dit model wel uitermate geschikt om de relatie tussen de Bèta en het rendement te bepalen. Onderzoek van Malkiel (1995) heeft uitgewezen dat de Bèta geen relatie heeft met het totale rendement (R^2 heeft een waarde van ongeveer 0 en Bèta coëfficiënt insignificant).

Dus het CAPM model heeft als doel het minimale rendement van beleggingsfondsen te bepalen. Zoals eerder aangegeven is het model ook geschikt om de relatie tussen Bèta en het rendement te bepalen. De expense ratio kan slechts achteraf bij het CAPM model betrokken worden, dit wordt gedaan door middel van de expense ratio achteraf van het behaalde rendement af te trekken. Onderzoek van Malkiel (1995) toont het verschil aan tussen het bruto behaalde rendement en het netto behaalde rendement na aftrek van de expense ratio. Hierdoor kon Malkiel bepalen of het rendement voor aftrek van de expense ratio hoog genoeg is om de (operationele) kosten te dekken. Maar binnen het CAPM model is er geen ruimte om de expense ratio direct met het rendement te betrekken. Daarvoor zou

het 3-factor model van Fama en French (1993) of 4-factor model van Carhart (1995) misschien beter bruikbaar zijn. Ook kan gebruik worden gemaakt van Fama-Macbeth Cross-Sectional Regression (1973) om de relatie tussen de expense ratio en het rendement te verduidelijken.

2.3 *Het 4-factor model*

Het 4-factor model is slechts een verlenging van het 3-factor model van Fama en French (1996). En de 3-factor model is op zijn beurt een verlenging van het CAPM model.

$$R_p - R_f = \alpha + \beta \cdot (R_m - R_f) + b_s \cdot SMB + b_v \cdot HML$$

Dit model stelt dat het rendement uiteindelijk wordt gecorrigeerd door 3 factoren. In eerste instantie wordt de Bèta meegenomen in de formule, dit is het eerste gedeelte van de formule. In tweede instantie wordt Small minus Big (SMB) als daarop volgende factor meegenomen in de formule. De factor High minus Low, sluit als derde factor de formule af. De coëfficiënten b_s en b_v kunnen door middel van lineair regressie bepaald worden.

De SMB en HML is aan het CAPM model toegevoegd door Fama en French omdat het CAPM model de complexe wereld te simpel benaderd. Uiteraard investeren beleggers met een bepaalde investeringsstrategie en om hiervoor te corrigeren hebben Fama en French (1996) twee factoren aan het CAPM model toegevoegd, namelijk SMB en HML. Fama en French zijn erachter gekomen dat twee bepaalde aandelen het altijd beter doen volgens het CAPM model dan de rest. Dat zijn de small stocks (ten opzichte van big stocks) en value stocks (ten opzichte van growth stocks). Door toevoeging van de twee factoren is hiervoor gecorrigeerd.

Nu de oorsprong van het 4-factor model duidelijk is geworden, wordt nu ingegaan op het 4-factor model gebruikt door Carhart (1997).

$$R_p - R_f = \alpha + \beta \cdot (R_m - R_f) + b_s \cdot SMB + b_v \cdot HML + b_m \cdot MOM$$

Carhart heeft naast het 3-factor model van Fama en French een vierde factor aan het model toegevoegd, namelijk het 1-jarige momentum (MOM), ook wel Winners minus Losers

(WML) genoemd, van Jagadeesh en Titman's (1993). De 1-jarige momentum geeft een bepaalde beleggingsstrategie aan, namelijk het aankopen van aandelen of fondsen die de afgelopen 3 tot 12 maanden buitengewoon goed hebben gepresteerd en het verkopen van aandelen of fondsen die slecht hebben gepresteerd. Deze beleggingsstrategie levert gemiddeld 1% per maand op voor de aankomende 3 tot 12 maanden volgens Jagadeesh en Titman's (1993). Carhart (1997) heeft in zijn onderzoek voor MOM gecorrigeerd.

3 *Empirische achtergrond*

De relatie tussen de expense ratio en het rendement is in voorgaande onderzoeken van onder andere Jensen (1968), Elton, Gruber en Blake (1996), Malkiel (1995) en Carhart (1997) aan het licht gekomen. Hierbij moet wel expliciet worden vermeld dat in alle onderzoeken de algehele bepaling van het rendement is onderzocht. Andere factoren als onder andere transactiekosten, risico, load fees, turnover ratio, TNA en fondsgrootte zijn zowel gecombineerd als afzonderlijk onderzocht om de hoogte van het rendement te bepalen.

Een vrij recente studie gedaan door Haas (2004) wordt in dit hoofdstuk meegenomen omdat deze relevant is voor uitsluitend de expense ratio. Haas (2004) heeft in zijn onderzoek een model opgesteld waarbij kan worden bepaald hoe hoog de expense ratio van een fonds maximaal zou moeten zijn alvorens deze in een beleggingsportefeuille genomen dient te worden.

3.1 Jensen (1968) ; The performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964

Jensen (1968) heeft in zijn onderzoek gebruik gemaakt van het CAPM model om het rendement op 115 beleggingsfondsen te bepalen. Volgens zijn onderzoek zijn managers niet voldoende succesvol in hun handelingen (trading) om alleen al hun eigen brokerage uitgaven te dekken. Jensen (1968) onderzocht of managers in staat waren om hogere rendementen te behalen door toekomstige rendementen succesvol te voorspellen. Daarnaast werd in zijn onderzoek geanalyseerd of het specifieke risico door optimale diversificatie door managers kon worden geminimaliseerd.

3.2 *Elton, Gruber en Blake (1996) ; The Persistence of Risk-Adjusted Mutual Fund Performance*

Volgens Elton, Gruber en Blake (1996) is er overweldigend bewijs dat na aftrek van de fondskosten, portefeuillemanagers gemiddeld onderpresteren in vergelijking met passieve portefeuilles met vergelijkbare risico. Deze conclusie getrokken is vergelijkbaar met die van Jensen (1968). Elton concludeert in zijn onderzoek dat indexfondsen het simpelweg beter doen dan actieve fondsen omdat de bijbehorende kosten lager zijn. Zijn onderzoek richt zich op hetgeen veel beleggers zich afvragen, namelijk waarom beleggers toch kiezen voor actief beheerde fondsen? Elton refereert in zijn onderzoek naar het onderzoek van Hendricks, Patel en Zeckhauser (1993), "Hot hands". Hot hands is een term gebruikt in de beleggingswereld om aan te tonen dat actieve managers in staat zijn om toekomstrendementen te voorspellen.

Om terug te komen op de relatie tussen de expense ratio en het rendement heeft Elton de beleggingsfondsen van zijn dataset in decielen onderverdeeld. De laagste deciel, hierbij behoren beleggingsfondsen die het slechtst hebben gepresteerd volgens Elton, heeft slecht gepresteerd wegens de hoge kosten. De overige decielen bevatten een expense ratio van ongeveer dezelfde hoogte. Elton vermeld uitdrukkelijk in zijn onderzoek dat het verschil tussen de top en bottom decielen gedeeltelijk verklaarbaar is door verschil in fondsselectie skills en gedeeltelijk door verschil in expenses. Tenslotte stelt Elton in zijn onderzoek dat het verwacht rendement redelijk voorspelbaar is door te kijken naar historisch behaalde rendementen.

3.3 *Malkiel (1995) ; Return from Investing in Equity Mutual Funds 1971-1991*

Malkiel (1995) heeft in zijn onderzoek de relatie tussen de Bèta en het rendement door middel van 3 methodes geanalyseerd, namelijk de regressie methode, Fama-French methode(1992) en Fama-Macbeth (1973) Cross-Sectional regression methode. Alle 3 methodes wijzen erop uit dat er geen relatie is tussen de Bèta en het rendement. Wat betreft de relatie tussen de expense ratio en het uiteindelijke rendement heeft Malkiel dit onderzocht door middel van cross-sectie regressie. Dit onderzoek toont aan dat er een

sterke significante negatieve relatie is tussen de expense ratio en het rendement. Malkiel is een stap verder gegaan in zijn onderzoek door een multiple regressie uit te voeren, door regressie tussen het rendement en non-advisory en advisory expense ratio's uit te voeren. Na de regressie te hebben uitgevoerd, is gebleken dat er een negatieve relatie is tussen non-advisory expense ratio's en het rendement. Terwijl advisory expense ratio's een positieve relatie met het rendement vertoont. Dit zou inhouden dat een verhoging in kosten voor beleggingsadviezen gepaard gaat met een hogere rendement. Maar de coëfficiënt is niet significant en de waarde van de coëfficiënt ligt dicht bij de nul. Dit houdt praktisch in dat kosten gemaakt door beleggers voor beleggingsadviezen niet worden terugverdiend. Om terug te komen op de sterke significante negatieve relatie tussen de expense ratio en het rendement heeft het onderzoek van Malkiel (1995) een vermindering van 192 basispunten (1,92%) aangetoond bij een stijging van 100 basispunten (1%) in de expense ratio.

3.4 Carhart (1997) ; *On Persistence in Mutual Fund Performance*

Carhart (1997) geeft meteen in de introductie van zijn onderzoek aan dat het rendement op beleggingsfondsen grotendeels afhankelijk is van het verschil in de expense ratio en transactiekosten en niet van stock-picking skills. Carharts onderzoek is voor dit onderzoek het meest relevant omdat hij het CAPM model van Sharpe (1964) en Lintner (1965), 4-factor model van Carhart (1995) en Fama-Macbeth Cross-Sectional Regression (1973) heeft gebruikt om het rendement te verklaren. De vierde factor is een toevoeging op de 3-factor model van Fama en French (1993), de zogeheten WML (winners minus Losers) ofwel Momentum is toegevoegd aan dit model om hiervoor te corrigeren. Uit zijn onderzoek is gebleken dat indien een belegger in zijn strategie rekening hield met WML factor dit wel 8% per jaar opleverde. Het verschil in rendementen werd voor 4,6% verklaard door Momentum en Market value, voor 1% door transactiekosten en 0,7% door de expense ratio. Het feit dat de transactiekosten meer verklarende kracht heeft dan de expense ratio versterkt een vrij recent uitgebrachte onderzoek, namelijk die van Chalmers, Edelen en Kadlec (1999). Ook zij konden concluderen dat de transactiekosten meer verklarende kracht had dan de expense ratio.

In het onderzoek van Carhart (1997) is aangetoond dat een stijging van de expense ratio met 100 basispunten, gelijk aan 1%, het resultaat met 153 basispunten, gelijk aan 1,53%, vermindert. Wat betreft de turnover coëfficiënt kon Carhart ook duidelijk zijn. Een stijging van de turnover met 100 basispunten (1%) ging gepaard met een daling van 95 basispunten (-0,95%) van het rendement.

Carhart (1997) geeft aan het eind van zijn onderzoek 3 Rules of Thumb voor vermogen optimaliserende investeerders;

- 1) Vermijd fondsen die over het algemeen slecht presteren.
- 2) Fondsen die het jaar daarvoor een goed rendement hebben behaald, kunnen gemiddeld hogere rendementen in het opvolgende jaar behalen, maar niet in de jaren daarop volgend.
- 3) Beleggingsfondskosten als expense ratio's, transactiekosten en load fees hebben allen een direct negatieve invloed op het rendement.

3.5 Haas (2004) ; *Mutual Fund Expense Ratios, How High is Too High ?*

Onderzoek gedaan door Haas (2004) heeft een praktische oplossing gevonden voor het creëren van een beleggingsportefeuille. Haas maakt hierbij gebruik van de Sharpe ratio van Sharpe (1966) en Sharpe (1994). De Sharpe ratio is op een dergelijke manier uitgewerkt dat indien de intentie bestaat om een fonds toe te voegen aan een beleggingsportefeuille de maximale hoogte van de expense ratio kan worden bepaald. Indien de expense ratio van een fonds groter is dan de verkregen ratio vanuit het model van Haas dient deze niet opgenomen te worden in de beleggingsportefeuille.

Sharpe ratio van Sharpe (1966)

$$S = \frac{R_p - R_f}{\sigma_{p-f}}$$

Formule van Haas (2004)

$$ER_n \leq \left[\frac{R'_I - (1 - w)ER - R_f - \left(\frac{\sigma'_{p-f}}{\sigma_{p-f}} \right) (R_I - ER - R_f)}{w} \right]$$

Bovenstaande formule van Haas (2004) geeft een praktische fonds vergelijkingsmethode voor beleggers voor de expense ratio. In het verleden zijn onderzoeken gedaan, onder andere Jensen (1968), Elton, Gruber en Blake (1996), Malkiel (1995) en Carhart (1997), naar de relatie tussen de expense ratio en het rendement gedaan. Deze onderzoeken dienden onder andere als verklaringskracht voor de relatie tussen de expense ratio en het rendement. Na deze onderzoeken konden beleggers ervan uitgaan dat de expense ratio wel degelijk invloed had op het rendement. Het onderzoek van Haas (2004) gaat een praktische stap verder en is bruikbaar voor beleggers en fondsmanagers die aan fondsvergelijkingen doen.

4 Methodologie

Dit onderzoek probeert de relatie tussen de expense ratio en het rendement aan het licht te brengen. Om de relatie te analyseren, worden de volgende modellen gebruikt, namelijk de T-toets van Gosset (1908), 3-factor model van Fama en French (1996) en Fama-Macbeth Cross-Sectional Regression (1973). In de laatstgenoemde methode wordt gebruik gemaakt van een aangepaste versie van het 4-factor model van Carhart (1997).

Dit onderzoek gebruikt data² die 10.237 binnenlandse Amerikaanse aandelenfondsen van 1991 tot en met 2007 bezit. In het vervolg bij gebruik van het woord beleggingsfondsen kan ervan uit worden gegaan dat hier over binnenlandse Amerikaanse aandelenfondsen wordt gesproken. Een belangrijke kanttekening op de data is dat de dit onderzoek met jaarlijkse waarden werkt (Portefeuillerendementen, Marketbeta's, SMB, HML, Expense ratio's, alpha's, WML en de bijbehorende coëfficiënten).

De T-toets

In eerste instantie worden de beleggingsfondsen onderverdeeld in 5 portefeuilles. Deze portefeuilles worden gerangschikt op de hoogte van de expense ratio. Portefeuille 1 kan worden gezien als de portefeuille met de laagste expense ratio's en portefeuille 5 met de hoogste expense ratio's. Zie onderstaande voor verduidelijking.

Portefeuille	Hoogte van expense ratio
1	$P \leq 0,5\%$
2	$0,5\% < P \leq 1\%$
3	$1\% < P \leq 1,5\%$
4	$1,5\% < P \leq 2\%$
5	$P > 2\%$

Nadat de beleggingsfondsen in portefeuilles zijn gerangschikt, wordt het gemiddelde rendement genomen van de betreffende portefeuilles. Overigens, het rangschikken van de beleggingsfondsen gebeurt voor elk jaar. Het rangschikken en berekenen van de

² Data met dank aan Joop Huij, RSM, Simon Lansdorp, ESE en Marno Verbeek, RSM

gemiddelden van de portefeuilles is gedaan met behulp van Excel. Het gemiddelde rendement van de portefeuilles wordt met elkaar vergeleken. Dit wordt gedaan door middel van een T-toets. De T-toets kan het verschil in de gemiddelde rendementen tussen de verschillende portefeuilles verklaren. Aan de hand van de verkregen T-waarde wordt bekeken of de portefeuille met lage expense ratio's hogere rendementen behaalt dan de portefeuilles met een hogere expense ratio. Een belangrijke kanttekening op deze methode is dat er voor geen enkele factor, in dit geval is fondsgrootte relevant, is gecorrigeerd. Dus bij gebruik van deze methode moet sterk rekening worden gehouden dat onder andere deze factor bias kan opleveren. Dus bij het trekken van conclusies moet met dit gegeven rekening mee worden gehouden.

De T-toets van Gosset (1908) waar dit onderzoek gebruik van maakt, ziet er als volgt uit. Maar omdat Excel de mogelijkheid biedt om via een gemakkelijke manier de T-waarde tussen gemiddelde rendementen te berekenen, is hiervan gebruik gemaakt.

$$H_0 = \mu_{px} = \mu_{py}$$

$$H_a = \mu_{px} > \mu_{py}$$

$$T = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\frac{S_x^2}{n} + \frac{S_y^2}{m}}}$$

$$P(T(n-1) \leq t; H_0)$$

De nulhypothese wordt verworpen bij te grote T-waarden. Hiervoor moet eerst nog worden bepaald wat de overschrijdingskans is van T. Deze overschrijdingskans kan uit een t-verdeling gehaald worden, hierbij wordt naar het aantal vrijheidsgraden gekeken. Het aantal vrijheidsgraden wordt als volgt berekend: (n-1).

Bovenstaande T-toets wordt toegepast op het verschil in rendementen tussen portefeuille 1 ten opzichte van 2,3,4 en 5.

Het 3-factor model van Fama en French (1996)

Dit hoofdstuk analyseert de relatie tussen de expense ratio en het rendement door gebruik te maken van het 3-factor model van Fama en French (1996). Naast de Bèta factor van het CAPM model worden nog twee extra factoren toegevoegd aan het model, namelijk de SMB en HML. Na gecorrigeerd te hebben voor SMB en HML kan het resterende rendement in de vorm van de alpha (α) verklaard worden. Aangezien weer gebruik wordt gemaakt van de gerangschikte portefeuilles kunnen conclusies worden getrokken tussen de $\alpha_{portefeuille 1}$ en $\alpha_{portefeuille 5}$. Uiteraard wordt het verschil tussen alpha-waarden tussen portefeuille 1 en 2, 3 en 4 ook verklaard. Maar de aandacht gaat vooral naar de twee uiterste portefeuilles uit omdat het vermoeden bestaat dat het verschil in expense ratio en het rendement het grootst is.

Om het 3-factor model compleet te maken, moet goed gekeken worden of alle data beschikbaar is. Wat betreft SMB, HML, ($R_m - R_f$) is dit verkregen via de officiële website van Kenneth French³. De gemiddelde rendementen van de 5 portefeuilles worden nog eerst gecorrigeerd met een aftrek van het (zogenaamd) risicovrije rendement, R_f .

Het uitvoeren van Ordinary Least Squares regression (OLS) gebeurt in Eviews. De aangepaste versie van het 3-factor model van Fama en French (1996) waar dit onderzoek gebruik van maakt, ziet er als volgt uit:

$$R_p - R_f = \alpha_{portefeuille} + \beta \cdot (R_m - R_f) + b_s \cdot SMB + b_v \cdot HML + \varepsilon$$

De verkregen alpha's van de vijf portefeuilles worden vergeleken. Indien de relatie tussen de expense ratio en het rendement negatief significant is zoals eerder is gebleken uit onderzoek van Malkiel (1995), Elton, Gruber en Blake (1996), Carhart (1997) en Chalmers, Edelen en Kadlec (1999) zou de alpha van portefeuille 1 groter moeten zijn dan die van portefeuille 2,3,4 en 5.

Een belangrijke kanttekening op dit model is dat dit model voor factoren als fondsgrootte, waardeverschil tussen value stocks en growth stocks en gevoeligheid betreft marktfluctuaties corrigeert. Maar zoals bij elke theorie moet worden vermeld dat niet voor

³ Fama en French data SMB, HML, ($R_m - R_f$)

http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html, 21-09-10 18.14

alle praktische factoren gecorrigeerd kan worden. Om de verklarende kracht van dit onderzoek te verhogen wordt nog naast de T-toets en het 3-factor model nog een methode in dit onderzoek toegepast, namelijk de Fama-Macbeth Cross-Sectional Regression (1973).

Fama-Macbeth Cross-Sectional Regression (1973)

Als slot op dit onderzoek wordt de invloed van de expense ratio op het rendement met behulp van de Fama-Macbeth Cross-Sectional Regression geprobeerd aan te tonen. In eerste instantie wordt de cross-sectie regressie gedaan en vervolgens wordt de tijdreeks gemiddelde van de coëfficiënt van de factor expense ratio bepaald. Deze tijdreeks gemiddelde ondergaat een T-toets om te bepalen of de tijdreeks gemiddelde van de coëfficiënt van de expense ratio significant is.

De OLS-Regressie analyse wordt gedaan op onderstaande factor-model.

$$R_p - R_f = \alpha + \beta \cdot (R_m - R_f) + b_s \cdot SMB + b_v \cdot HML + b_m \cdot MOM + b_e \cdot$$

Expense ratio

Bovenstaande formule voegt de factoren MOM en de expense ratio aan het 3-factor model van Fama en French (1996) toe. Dit 5-factor model corrigeert het portefeuillerendement – Rf op 5 factoren, namelijk de Bèta, SMB, HML, MOM en de expense ratio. Uit de output van Eviews moet blijken in hoeverre de expense ratio invloed heeft op het rendement.

De T-toets om de t-waarde van de tijdreeks gemiddelde te berekenen, ziet er als volgt uit. Het bijbehorende aantal vrijheidsgraden = n-1.

$$T = \frac{\text{tijdreeks gemiddelde} - H_0 (= 0)}{\sqrt{\frac{\text{standaarddeviatie}}{n}}}$$

$$H_0 = 0 \text{ (geen relatie)}$$

$$H_a \neq 0 \text{ (wel relatie)}$$

5 *Data*

De gebruikte data bevat zoals in het vorige hoofdstuk aangegeven 10.237 binnenlandse Amerikaanse aandelenfondsen. Dus de conclusies die worden getrokken uit dit onderzoek heeft geen verklaringswaarde voor ander assets bijvoorbeeld obligatiefondsen of vastgoedfondsen. Een belangrijke opmerking over de gebruikte data is dat puur gekeken naar de expense ratio van de 10237 beleggingsfondsen deze gedetailleerde waarden aanneemt tussen de 0 en 1 (bv. 0,0047 of 0,057). Indien de expense ratio een waarde aanneemt boven de 1% deze meteen overgaat naar 2% en na de 2% meteen overgaat naar 3%. Dit gezegd te hebben, zou dit eventueel een vertekend beeld kunnen geven betreft de resultaten. Deze informatie zal terugkomen in Resultaat bespreking in hoofdstuk 6 om te bepalen of de resultaten inderdaad hierdoor zijn beïnvloed.

In dit hoofdstuk worden de tabellen die zowel in de hoofdstukken als in de bijlage staan, uitgelegd. De determinanten (coëfficiënten, t-waarden, alpha's, R^2 , significantiewaarden en factoren) behorend bij deze tabellen worden verklaard en daarnaast vergeleken om te bepalen in hoeverre de factoren maar met name de expense ratio invloed heeft op het rendement.

Dit hoofdstuk zal eerst de resultaten uit de T-toets verklaren. Vervolgens wordt de data en resultaten uit de OLS-regressie analyse uitgelegd. Hierbij is zoals in het vorige hoofdstuk aangegeven, de 3-factor model van Fama en French (1996) gebruikt. Tenslotte worden de resultaten uit de Fama-Macbeth Cross-Sectional Regression (1973) methode uitgelegd. De 3-factor model is in deze methode verlengt naar een 5-factor model. De factoren MOM en de expense ratio zijn aan het 3-factor model toegevoegd.

In het volgende hoofdstuk, Onderzoeksresultaten, wordt uitgebreid op de resultaten ingegaan en wordt getracht de resultaten te verklaren. Tenslotte worden de onderzoeksresultaten van dit onderzoek en de resultaten van voorgaande onderzoeken geanalyseerd en vergeleken om als slot een conclusie te vormen in hoofdstuk 7.

Onderstaande tabel toont de rendementgemiddelden van de 5 portefeuilles, bepaald door de hoogte van de expense ratio, dit is berekend door middel van Excel.

Tabel 1.1 Gemiddelde rendementen van de portefeuilles 1991 – 2007

Jaar	P 1	n	P 2	n	P 3	n	P 4	n	P 5	n
1991	0,3491	238	0,3641	470	0	0	0,3847	59	0,3012	9
1992	0,0921	78	0,0922	657	0	0	0,0718	86	0,0680	12
1993	0,1099	89	0,1274	796	0	0	0,1121	112	0,0604	8
1994	-0,0074	79	-0,013	1020	0	0	-0,0363	171	-0,0872	15
1995	0,3398	49	0,3119	1231	0	0	0,3039	239	0,2132	21
1996	0,2104	61	0,1953	1453	0	0	0,1807	322	0,1450	20
1997	0,2631	64	0,2441	1899	0	0	0,2135	362	0,1098	21
1998	0,1687	101	0,1464	2269	0	0	0,1401	520	0,1462	18
1999	0,1977	130	0,2672	2956	0	0	0,3195	681	0,3315	27
2000	-0,0090	137	-0,0109	3237	0	0	-0,0160	821	-0,0805	33
2001	-0,0685	175	-0,1037	3658	0	0	-0,1277	1081	-0,1566	56
2002	-0,1910	192	-0,2215	3874	0	0	-0,2468	1319	-0,2886	65
2003	0,3278	233	0,3295	4035	0	0	0,3365	1457	0,3912	73
2004	0,1387	257	0,1244	4387	0	0	0,1155	1349	0,0553	50
2005	0,0710	271	0,0710	4616	0	0	0,0608	1278	-0,0031	52
2006	0,1469	284	0,1279	4903	0	0	0,1116	1227	0,1044	36
2007	0,0576	298	0,0680	4982	0	0	0,0633	1068	-0,0003	21
\bar{P}/\bar{n} 1991 - 2007	0,1292	161	0,1247	2732	0	0	0,1169	715	0,0771	32

* Portefeuille 1 $0 \leq P \leq 0.05$, Portefeuille 2 $0.05 < P \leq 0.01$, Portefeuille 3 $0.01 < P \leq 0.015$, Portefeuille 4 $0.015 < P \leq 0.02$ en Portefeuille 5 $P > 0.02$. N = aantal waarnemingen binnen portefeuille

Het eerste wat opvalt is dat de gemiddelde rendementen tussen 1991 en 2007 steeds kleiner worden als er gekeken wordt van portefeuille 1 naar 5. Wat ook opvalt, is dat portefeuille 3 over een gemiddeld rendement van nul beschikt omdat er geen enkele beleggingsfonds een expense ratio heeft met een waarde tussen de 1 en 1,5%. Dit is ongewoon aangezien voldoende beleggingsfondsen in de praktijk een expense ratio tussen de 1 en 1,5% hebben.

Om te bepalen of we hier te maken hebben met een significante relatie is de T-toets uitgevoerd.

De T-toets is toegepast op tabel 1.1 Gemiddelde Rendementen van de portefeuilles 1991-2007. De resultaten van de T-toets is in onderstaande tabel 1.2 Resultaten T-toets portefeuilles 1 t/m 5 te zien. De waarde van de T-toets is berekend door middel van Excel.

Tabel 1.2 Resultaten T-toets verschil in het gemiddelde rendement van 1991 – 2007 tussen de portefeuilles 1 t/m 5

	P1 – P5	P1 – P4	P1 – P3	P1 - P2
T – waarde H_0	0,9335	0,2269	3,5874	0,0862
T*(df=16)	1,746	1,746	1,746	1,746
α	0,05	0,05	0,05	0,05
H_0	$\mu_{p1} = \mu_{p5}$	$\mu_{p1} = \mu_{p4}$	$\mu_{p1} = \mu_{p3}$	$\mu_{p1} = \mu_{p2}$
H_a	$\mu_{p1} > \mu_{p5}$	$\mu_{p1} > \mu_{p4}$	$\mu_{p1} > \mu_{p3}$	$\mu_{p1} > \mu_{p2}$
H_0 verworpen	Nee	Nee	Ja	Nee

De kritische t-waarde verkregen aan de hand van het aantal vrijheidsgraden(16) neemt een waarde aan van $t^* = 1,746$ bij een significantieniveau van 5% ($\alpha = 0,05$), (eenzijdige t-toets).

Bij een significantieniveau van 5% geven de verkregen T-waarden, respectievelijk 0,9335, 0,2269 en 0,0862 (<1,746), geen bewijs om H_0 te verwerpen. Dus er is geen significante verschil in rendement tussen de 5 portefeuilles. Dit op het verschil in rendement tussen portefeuille 1 en 3 na. De conclusie getrokken uit het verschil in rendement tussen portefeuille 1 en 3 is verwaarloosbaar omdat er geen expense ratio's in de data zijn tussen de 1 en 1,5%, zijn er geen beleggingsfondsen binnen deze portefeuille waardoor het gemiddelde rendement en standaarddeviatie nul is.

Dit onderzoek gaat zich nu richten op het OLS regressie methode met behulp van het 3-factor model van Fama en French (1996). Hierbij is gebruik gemaakt van het statistiek programma Eviews. Hierbij wordt voor de factoren Bèta, SMB en HML gecorrigeerd. Omdat deze regressie ook gebruik maakt van de portefeuilles berekend voor de T-toets zal het overblijvende rendement in de vorm van een alpha na correctie van Bèta, SMB en HML

betere verklaringskracht geven dan de T-toets met het oog op het verschil tussen de rendementen van de portefeuilles.

In eerste instantie wordt de Y-variabele bepaald. De Y-variabele is gelijk aan (Rendement Portefeuille – Risicovrij rendement). De rendementen van de portefeuille zijn inmiddels bekend. De portefeuillerendementen zijn eerst nog x 100 gedaan voordat hiervan de Rf van is afgetrokken omdat er anders verkeerde rendementen zou zijn verkregen. Voor het risicovrij rendement is gebruik gemaakt van de data verkregen via de website van Kenneth French. Bovendien zijn alle jaarlijkse waarden van de factoren in tabel 2.1 Jaarlijkse waarden factoren in hoofdstuk 9, Bijlage te zien.

In tabel 2.1 Output Eviews, Relevante determinanten 1991-2007 3-factor Model Fama en French zijn alle relevante determinanten in een overzicht geplaatst. Indien de volledige Eviews output gezien wilt worden, wordt naar het overzicht Eviews output 3-factor model Fama en French in de bijlage verwezen.

Tabel 2.1 Output Eviews, Relevante determinanten 1991-2007 3-factor Model Fama en French

	P1	P2	P3	P4	P5
Alpha	-0,1395	-0,3187	-4,0162	-0,9435	-4,9936
sign.	0,8568	0,7677	0,0000	0,5298	0,0203
Bèta	0,9082	0,9069	-0,0152	0,9202	0,9182
Sign	0,0000	0,0000	0,5755	0,0000	0,0000
Bs	0,0846	0,1518	0,0548	0,2057	0,3233
Sign	0,0937	0,0367	0,1030	0,0401	0,0159
Bv	0,1045	0,0285	0,0047	-0,0446	-0,0850
Sign	0,0176	0,6043	0,8562	0,5582	0,3917
R²	0,9796	0,9644	0,2153	0,9411	0,9123

De OLS-regressie analyse met behulp van de 3-factor methode geeft zoals in tabel 2.2 aangegeven dat bij een significantieniveau van 5% 2 van de 4 coëfficiënten van de 3 factoren, een significante aanwijzing geeft dat de factor invloed heeft op het rendement. De Bèta heeft een significantie waarde van 0,0000 in 4 van de portefeuilles. De SMB is in 3 van

de 5 portefeuilles ook significant. Dit houdt in dat het rendement in 4 portefeuilles verklaarbaar is door de Bèta en de fondsgrootte. Output geeft aan dat de Bèta ongeveer 0,9 is in de 4 portefeuilles. Dit houdt in dat het behaalde rendement voor 90% afhankelijk is van marktfluctuaties ($R_m - R_f$). Om significant te zijn, zouden deze waarden kleiner dan 0,05 moeten zijn. Daarnaast is de verklaringskracht (R^2) van het gehele 3-factor model in alle 5 OLS-regressie analyses gemiddeld 91% buiten beschouwing van de analyse van Portefeuille 3. Dit houdt in dat het model de realiteit voor 91% zou kunnen verklaren. De reden waarom de R^2 zo laag is bij de analyse van portefeuille 3 is dat het gemiddelde rendement 0 is. Dit is dan ook de reden waarom deze analyse weinig verklaringskracht, $R^2 = 0,2153$ heeft. Dus in de analyse moet niet te veel waarde gehecht worden aan portefeuille 3.

Buiten het feit dat de alpha waarde niet significant is, kan wel aan de waarde van alpha worden gezien dat de negatieve invloed van alpha toeneemt naarmate de expense ratio van de portefeuilles toeneemt. Portefeuille 5 heeft namelijk een lagere alpha waarde dan portefeuille 1 waar de expense ratio maximaal 0,005 is. Dit houdt in dat de negatieve invloed van de alpha van portefeuille 5 groter is dan die van portefeuille 1.

De laatste methode om te bepalen in hoeverre de expense ratio invloed heeft op het rendement wordt zoals eerder aangegeven door middel van het Fama-Macbeth Cross-Sectional Regressie (1973) methode uitgevoerd.

In eerste instantie wordt de Cross-Sectionele Regressie uitgevoerd om vervolgens de tijdreeks gemiddelde van de relevante coëfficiënt van de factor, expense ratio, te bepalen. Uiteraard wordt in het Cross-sectionele regressie de overige determinanten ook besproken. Het verschil met het 3-factor model van Fama en French (1996) is dat in dit model de WML, MOM of Carhart factor wordt toegevoegd. Naast deze toevoeging wordt ook de factor expense ratio toegevoegd. Het komt erop neer dat dit factor model in feite een verlenging is van het 4-factor model van Carhart (1995).

Onderstaande toont de formule die in Eviews voor de nodige output moet zorgen.

$$R_p - R_f = \alpha + \beta \cdot (R_m - R_f) + b_s \cdot SMB + b_v \cdot HML + b_m \cdot MOM + b_e \cdot \text{Expense ratio}$$

Voordat de data geschikt zou zijn voor Eviews moest nog eerst enkele handelingen verricht worden om geen vertekend beeld te krijgen. De Rendementen zijn x 100 gedaan. De expense ratio (factor) is ook x 100 gedaan omdat deze waarde in de oorspronkelijke data door 100 is gedeeld. Een expense ratio van 1% is aangegeven met 0,01, terwijl de rendementen wel in normale rendementen is gegeven, dus een rendement van 10 % is aangegeven met 10. Vandaar dat de expense ratio x 100 is gedaan. De marketbeta, β_s , β_v en β_m zijn gewoon in de oorspronkelijke waarde gehouden omdat deze de goede ratio weergaf.

Het is uiteindelijk de bedoeling de coëfficiënt β te bepalen van 1991 tot en met 2007. Van deze berekende coëfficiënten wordt de gemiddelde waarde berekend door middel van een tijdreeks analyse. En deze tijdreeks gemiddelde wordt aan een T-toets onderworpen om te bepalen of deze significant is voor de periode 1991 tot en met 2007.

Tabel 3.1 Output Eviews, Relevante determinanten 1991-2007 Fama-Macbeth Cross-Sectional Regression toont de relevante verkregen waarden uit Eviews. De werkelijke output van Eviews is te zien in de Bijlage onder overzicht Eviews output Fama-Macbeth Cross-Sectional Regression.

Tabel 3.1 Output Eviews, Relevante determinanten 1991-2007 Fama-Macbeth Cross-Sectional Regression

Jaar	Coëfficiënt Expense ratio	Teken	Significantiewaarde bij $\alpha = 0,05$	Significant
1991	0,4264	+	0,4934	Nee
1992	-1,8220	-	0,0000	Ja
1993	-1,3993	-	0,0011	Ja
1994	-0,0001	-	0,7089	Nee
1995	0,0004	+	0,3737	Nee
1996	-0,0002	-	0,3828	Nee
1997	-0,0010	-	0,0553	Nee
1998	-0,0018	-	0,0001	Ja
1999	-0,2152	-	0,4578	Nee
2000	-0,6356	-	0,0007	Ja
2001	-1,4377	-	0,000	Ja
2002	-1,1898	-	0,000	Ja
2003	-0,3525	-	0,0211	Ja
2004	-1,4447	-	0,0000	Ja
2005	-1,6422	-	0,0000	Ja
2006	0,0002	+	0,6190	Nee
2007	0,0002	+	0,4798	Nee
Tijdreeks gemiddelde	-0,5715			
standaarddeviatie	0,7395			

Bovenstaande tabel geeft aan dat van de 17 berekende expense ratio coëfficiënten 8 niet significant zijn. Dit houdt in dat deze 8 coëfficiënten geen invloed hebben gehad over het rendement. Ondanks dat dit niet het geval is, kan toch de tijdreeks gemiddelde worden berekend met de bijbehorende standaarddeviatie om op die manier te testen of de expense

ratio over de periode 1991 tot en met 2007 significant is. De reden waarom in de 8 betreffende jaren de expense ratio coëfficiënt niet significant is, zou goed kunnen zijn omdat in die betreffende jaren de expense ratio's niet goed zijn weergegeven in de oorspronkelijke data. De reden waarom in bepaalde jaren de expense ratio een positieve waarde aanneemt, zou goed kunnen komen dat bij het behalen van een slecht rendement de expense ratio juist een positieve invloed heeft op het rendement. Dit zou ook een reden kunnen zijn waarom de expense ratio niet significant is.

Als enkel naar de significante jaren gekeken wordt, is duidelijk te zien dat deze een negatieve invloed heeft op het rendement. Indien de expense ratio stijgt, daalt het rendement.

Nu gaat dit onderzoek verder met de T-toets om te bepalen of de tijdreeks gemiddelde van de beleggingsfondsen significant is over de periode 1991-2007. Zie onderstaande tabel 3.2 T-toets tijdreeks gemiddelde periode 1991-2007.

Tabel 3.2 T-toets tijdreeks gemiddelde periode 1991-2007

<i>T – waarde H_0</i>	2,7401
<i>T*(df=16)</i>	-2,120 – 2,120
<i>α</i>	0,025 (tweezijdig)
<i>H_0</i>	$\mu = 0$
<i>H_a</i>	$\mu \neq 0$
<i>H_0 verworpen</i>	Ja

Bovenstaande T-toets op de tijdreeks gemiddelde voor periode 1991 tot en met 2007 bewijst dat de expense ratio wel in relatie is met het rendement. Binnen dit onderzoek wordt H_0 namelijk verworpen en H alternatief wordt aangenomen. De reden van deze conclusie wordt in het vervolg van dit onderzoek besproken.

6 *Onderzoeksresultaten*

In dit hoofdstuk worden de onderzoeksresultaten besproken. De data zal eerst besproken worden. Vervolgens worden de resultaten uit de drie onderzoeksmethoden besproken.

Dit onderzoek beschikte over data die de binnenlandse Amerikaanse Aandelenfondsen bevatte. Omdat dit onderzoek zijn aandacht op de expense ratio is richtte, heeft dit onderzoek de aandacht vooral op deze factor gericht. Na de data te hebben bekeken, is meteen duidelijk geworden dat de waarden van de expense ratio niet geheel logisch was verdeeld. Zoals eerder aangegeven waren de waarden tussen de 0 en 1 gedetailleerd en vanaf 1 namen de waarden stappen van hele procenten (dus van 1 naar 2). Wat betreft de andere data zijn geen vreemde waarden opgevallen. Data die niet meteen beschikbaar was, werd van de Kenneth French website afgehaald.

Voordat dit onderzoek de relatie tussen de expense ratio en het rendement via een T-toets kon testen, moesten eerst portefeuilles worden opgesteld. Hierbij is meteen duidelijk geworden dat portefeuille 3 niet over data beschikte. In dit onderzoek is bij het trekken van conclusies rekening mee gehouden. Nadat de portefeuilles gevormd waren, was meteen duidelijk dat portefeuille 1, die de beleggingsfondsen met de laagste expense ratio bevatte, een hoger gemiddeld rendement had dan portefeuille 2,3,4 en 5. Wat ook opvallend was, is dat het rendement van portefeuille 2 weer groter was dan die van 3,4 en 5. En dat 4 een hoger rendement had dan 5. Dit is duidelijk te zien in tabel 1.1 Gemiddelde rendementen van de portefeuilles 1991-2007.

De T-toets wees uit dat er geen significante aanwijzing was dat het rendement van portefeuille 1 groter was dan die van 2,3,4 of 5. Dus uit de T-toets kon geen conclusies getrokken worden. Dit zou heel goed kunnen omdat de T-toets voor geen enkele factor corrigeert. Maar dit zou ook goed kunnen omdat de oorspronkelijke expense ratio's van deze beleggingsfondsen uit deze data geen constante/regelmatige waarden aangaf. Maar gelukkig kon dit onderzoek met 2 andere methoden de relatie tussen de expense ratio en het rendement testen.

In de tweede methode is de OLS-regressie methode toegepast op het 3-factor model van Fama en French (1996). Het verschil met het CAPM model is dat dit model voor nog 2 andere factoren corrigeert (SMB en HML) naast de Bèta. De output van de OLS regressie analyse gaf duidelijk aan dat enkel de Bèta en SMB waarde significant was. Deze verkregen waarden gaven duidelijk aan dat deze 2 factoren invloed hadden op het rendement. Volgens de output was duidelijk te zien dat de alpha (constante) niet significant was met het rendement, maar dat de waarde van de alpha wel daalde op moment dat van portefeuille 1 naar portefeuille 5 werd gekeken. Zie tabel 2.1 Output Eviews, Relevante determinanten 1991-2007 3-factor model Fama en French voor de relevante data. Wat betreft de verklaringkracht van dit model, heeft dit model 90% ($R^2 = 0,90$) verklaringkracht op de realiteit op portefeuille 3 analyse na. De gehele data set wordt in de 3^e methode getest in de Fama-Macbeth Cross-Sectional Regression (1973) analyse wat in het volgende stuk wordt besproken.

Dit onderzoek had als 3^e methode, de Fama Macbeth Cross-Sectional Regression methode (1973). Deze methode heeft geen gebruik gemaakt van de portefeuilles. De oorspronkelijke (ruwe) data is door middel van de 5-factor model (3-factor model + MOM + expense ratio) getest. Nadat de OLS regressie is gedaan, is duidelijk naar voren gekomen dat nu wel alle factoren Bèta, SMB, HML, MOM significant zijn. Dit is niet in alle geteste jaren het geval maar dat de factoren over het algemeen invloed hebben gehad op het rendement met deze methode mag wel gesteld worden. Overigens is aan de R^2 waarde ook te zien dat dit model minder verklaringkracht had dan de voorgaande methode met het 3-factor model. De R^2 nam in bepaalde jaren waarden aan van 0,5 of zelfs lager. Dit zou goed kunnen komen doordat deze methode extra factoren aan het 3-factor model heeft toegevoegd.

Wat dit onderzoek voornamelijk testte, was of de expense ratio van de beleggingsfondsen een invloed had op het rendement voor de periode 1991 tot en met 2007. Dit was in iets meer dan de helft van de geteste jaren (1991-2007) het geval. De reden waarom in andere jaren de expense ratio niet significant was op het rendement kan goed komen dat bij het behalen van een slecht rendement de expense ratio een positieve invloed heeft op het rendement. Maar wat niet uitgesloten mag worden, is dat de expense ratio in de ruwe data onregelmatigheden vertoonde en dat dit de reden is voor het niet significant zijn van de expense ratio. Wat weer wel uitgesloten mag worden is de niet significante

relatie als onderliggende reden de portefeuille verdeling heeft omdat de tijdreeks gemiddelde vooraf een cross-sectie regressie is ondergaan. Hierbij is gebruik gemaakt van de gehele ruwe data en niet van portefeuilles.

Uit de T-toets op de tijdreeks gemiddelde is gebleken dat H_0 wel wordt verworpen en H_1 alternatief wordt aangenomen. Dit houdt in dat er een significante aanwijzing is dat er een negatieve relatie is tussen de expense ratio van binnenlandse Amerikaanse Aandelenfondsen en het rendement voor de periode 1991-2007. Een stijging van de expense ratio met 1% gaat gepaard met een daling in het rendement van ongeveer 0,57%.

7 **Conclusie**

Uit dit onderzoek is in de eerste 2 methoden en bij portefeuilleverdeling gebleken dat de hoogte van de expense ratio invloed heeft op het rendement. Een hogere expense ratio gaat gepaard met een lager rendement. In de laatste methode is duidelijk gebleken dat de expense ratio van de 10237 binnenlandse Amerikaanse aandelenfondsen een significante relatie vertoont met het rendement voor de periode 1991-2007 bij een significantieniveau van 5%. Wat ook duidelijk naar voren is gekomen, is dat de tijdreeks gemiddelde negatief was, dit kan als bevestiging worden gezien op de voorgaande methoden. Alleen nu is bepaalde hoe groot de negatieve relatie is tussen de expense ratio en het rendement.

Dus in hoeverre de expense ratio van de 10237 binnenlandse Amerikaanse aandelenfondsen voor de periode 1991-2007 invloed heeft op het rendement is uit dit onderzoek gebleken in de vorm van een negatieve relatie. Een stijging van de expense ratio gaat gepaard met een daling van het rendement. Om precies te zijn, een stijging van de expense ratio met 1% doet het rendement dalen met ongeveer 0,57%. Dit is aanzienlijk lager dan de negatieve significante relatie tussen de expense ratio en het rendement onderzocht door Malkiel (1995) en Carhart (1997). In hun onderzoek ging een stijging van de expense ratio gepaard met een daling in het rendement van 1,92% (Malkiel) en 1,53% (Carhart). Het verschil in de negatieve relatie tussen de expense ratio en het rendement tussen deze onderzoeken en dit onderzoek kan weliswaar verklaard worden door bijvoorbeeld een andere dataset (bijvoorbeeld onderzoek naar Europese Aandelenfondsen), een andere tijdsperiode of door de grote van de dataset. Maar duidelijk in alle onderzoeken is dat de relatie tussen de expense ratio en het rendement significant negatief is, ondanks de verschillen in dataset of tijdsperiode.

Als direct antwoord op de vraag of dure beleggingsfondsen het waard zijn, moet hier een negatief antwoord op gegeven worden. Het is het niet waard om in duurdere beleggingsfondsen te investeren. Uit dit onderzoek is zelfs gebleken dat dure fondsen juist vermeden moet worden omdat deze gepaard gaan met lagere rendementen in verhouding met beleggingsfondsen met een lage expense ratio.

Een oplossing voor dit probleem zou zijn, een maximum expense ratio te bepalen voor beleggingsfondsen van bijvoorbeeld 1%. Op die manier scheelt het tijd voor

investeerders om fondsen te vergelijken op basis van de expense ratio's. Voor fondsaanbieders scheelt het tijd omdat zij minder aandacht hoeven te besteden aan de opbouw en bepaling van de expense ratio voor beleggingsfondsen. Daarnaast zou eenzelfde hoogte van de expense ratio eenzelfde invloed hebben op het rendement (nadat deze gecorrigeerd is voor grootte) dan is het rendement meer afhankelijk van de strategie. Het lijkt in eerste instantie een vorm van inkomstenverlies voor fondsaanbieders. Maar indien een fonds duurder blijkt te zijn met dezelfde verwachte rendement en risico, laat de investeerder deze fonds links liggen en kiest waarschijnlijk voor een goedkopere fonds met dezelfde verwachte rendement en risico en op deze manier loopt de fondsaanbieder nog meer inkomsten (bijvoorbeeld transactiekosten) mis. Dus zou het verstandig zijn om een maximum te bepalen voor de expense ratio zodat investeerders in ieder geval niet om de expense ratio een fonds links laten liggen. Want het is inmiddels duidelijk dat dure beleggingsfondsen hun geld niet waard zijn.

8 Referenties

- Carhart (1997), M.M., On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, 52, 57-82
- Carhart (1995a), M.M., Survivor bias and persistence in mutual fund performance. *Unpublished Ph.D. dissertation, Graduate School of Business, University of Chicago*
- Chalmers, J.M.R., Edelen, R.M. & Kadlec, G.B. (1999). Transaction-cost Expenditures and the Relative Performance of Mutual Funds. *The Wharton Financial Institution Center*
- Elton, E.J., Gruber, M.J. & Blake, C.R. (1996). The persistence of Risk-adjusted Mutual Fund Performance. *The Journal of Business*, 69, 133-157
- Fama, E.F. & French, K.R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *Journal of Finance*, 51, 55-84
- Fama, E.F. & Macbeth, J. (1973). Risk, return and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81, 607-636
- Grossman, S.J. & Stiglitz, J.E. (1980). On the impossibility of Informationally Efficient markets. *The American Economic Review*, 70, 393-408
- Haas, E.E. (2004). Mutual Fund Expense Ratios: How High is Too High? *The Journal of Financial Planning*
- Huij, J., Lansdorp, S. & Verbeek, M. (2009). The Effects of Mutual Fund Managers Replacements on Fund Flows.
- Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, 48, 65-91
- Jensen, M.C. (1968). The performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. *The Journal of Finance*, 23, 389-416
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37

Malkiel, B.G. (1995). Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991. *The Journal of Finance*, 50, 549-572

Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *Journal of Finance*, 7, 77-91

Sharpe, W.F. (1964). Capital Asset Prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19, 425-42

9 Bijlage

Tabel 2.1 Jaarlijkse waarden factoren

Jaar	Rm-Rf	SMB	HML	Rf	P1 - Rf	P2 - Rf	P3 - Rf	P4 - Rf	P5 - Rf
1991	28,04	15,84	-13,89	5,6	29,31	30,81	-5,6	32,87	24,52
1992	5,56	7,65	24,31	3,5	5,71	5,72	-3,5	3,68	3,3
1993	8,69	6	18,93	2,9	8,09	9,84	-2,9	8,31	3,14
1994	-4,67	-1,37	-0,92	3,91	-4,65	-5,21	-3,91	-7,54	-12,63
1995	30,07	-7,58	1,83	5,6	28,38	25,59	-5,6	24,79	15,72
1996	15,96	-2,11	3,44	5,2	15,84	14,33	-5,2	12,87	9,3
1997	25,08	-4,66	12,65	5,25	21,06	19,16	-5,25	16,1	5,73
1998	17,43	-25,6	-8,66	4,85	12,02	9,79	-4,85	9,16	9,77
1999	20,58	14,8	-33,71	4,69	15,08	22,03	-4,69	27,26	28,46
2000	-16,97	-1,97	41,09	5,88	-6,78	-6,97	-5,88	-7,48	-13,93
2001	-15,12	18,89	18,48	3,86	-10,71	-14,23	-3,86	-16,63	-19,52
2002	-22,48	3,47	10,04	1,63	-20,73	-23,78	-1,63	-26,31	-30,49
2003	32,12	27,76	4,65	1,02	31,76	31,93	-1,02	32,63	38,1
2004	11,81	4,9	9,74	1,19	12,68	11,25	-1,19	10,36	4,34
2005	4,34	-2,24	8,95	2,98	4,12	4,12	-2,98	3,1	-3,29
2006	11,39	0,5	14,34	4,81	9,88	7,98	-4,81	6,35	5,63
2007	2,65	-8,21	-12,48	4,67	1,09	2,13	-4,67	1,66	-4,7

* De P1 waarde is x 100, vervolgens is Rf hiervan afgetrokken

Overzicht Eviews Output 3-factor model Fama en French

Dependent Variable: P1__RF

Method: Least Squares

Date: 09/27/10 Time: 13:10

Sample: 1991 2007

Included observations: 17

P1__RF=C(1)+C(2)*RM_RF+C(3)*SMB+C(4)*HML

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.139461	0.757723	-0.184053	0.8568
C(2)	0.908228	0.039681	22.88851	0.0000
C(3)	0.084564	0.046760	1.808471	0.0937
C(4)	0.104483	0.038440	2.718086	0.0176
R-squared	0.979664	Mean dependent var		8.950000
Adjusted R-squared	0.974971	S.D. dependent var		14.50089
S.E. of regression	2.294128	Akaike info criterion		4.700907
Sum squared resid	68.41931	Schwarz criterion		4.896957
Log likelihood	-35.95771	Hannan-Quinn criter.		4.720395
F-statistic	208.7514	Durbin-Watson stat		2.070926
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: P2__RF

Method: Least Squares

Date: 09/27/10 Time: 13:14

Sample: 1991 2007

Included observations: 17

P2__RF=C(1)+C(2)*RM_RF+C(3)*SMB+C(4)*HML

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.318726	1.056448	-0.301696	0.7677
C(2)	0.906942	0.055324	16.39321	0.0000
C(3)	0.151777	0.065195	2.328050	0.0367
C(4)	0.028461	0.053595	0.531042	0.6043
R-squared	0.964383	Mean dependent var		8.499412
Adjusted R-squared	0.956163	S.D. dependent var		15.27697
S.E. of regression	3.198567	Akaike info criterion		5.365607
Sum squared resid	133.0008	Schwarz criterion		5.561658
Log likelihood	-41.60766	Hannan-Quinn criter.		5.385095
F-statistic	117.3307	Durbin-Watson stat		1.888390
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: P3__RF

Method: Least Squares

Date: 09/27/10 Time: 13:15

Sample: 1991 2007

Included observations: 17

P3__RF=C(1)+C(2)*RM_RF+C(3)*SMB+C(4)*HML

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-4.010624	0.505914	-7.927487	0.0000
C(2)	-0.015218	0.026494	-0.574407	0.5755
C(3)	0.054759	0.031221	1.753935	0.1030
C(4)	0.004745	0.025665	0.184881	0.8562
R-squared	0.215305	Mean dependent var		-3.972941
Adjusted R-squared	0.034221	S.D. dependent var		1.558636
S.E. of regression	1.531735	Akaike info criterion		3.893003
Sum squared resid	30.50075	Schwarz criterion		4.089053
Log likelihood	-29.09053	Hannan-Quinn criter.		3.912491
F-statistic	1.188981	Durbin-Watson stat		0.988520
Prob(F-statistic)	0.352258			

Dependent Variable: P4__RF

Method: Least Squares

Date: 09/27/10 Time: 13:16

Sample: 1991 2007

Included observations: 17

P4__RF=C(1)+C(2)*RM_RF+C(3)*SMB+C(4)*HML

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.943540	1.461744	-0.645490	0.5298
C(2)	0.920160	0.076549	12.02057	0.0000
C(3)	0.205701	0.090206	2.280343	0.0401
C(4)	-0.044567	0.074156	-0.600988	0.5582
R-squared	0.941107	Mean dependent var		7.716471
Adjusted R-squared	0.927516	S.D. dependent var		16.43834
S.E. of regression	4.425664	Akaike info criterion		6.015042
Sum squared resid	254.6245	Schwarz criterion		6.211092
Log likelihood	-47.12786	Hannan-Quinn criter.		6.034530
F-statistic	69.24629	Durbin-Watson stat		1.775060
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: P5__RF

Method: Least Squares

Date: 09/27/10 Time: 13:16

Sample: 1991 2007

Included observations: 17

P5__RF=C(1)+C(2)*RM_RF+C(3)*SMB+C(4)*HML

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-4.993572	1.890200	-2.641822	0.0203
C(2)	0.918183	0.098986	9.275868	0.0000
C(3)	0.323287	0.116647	2.771509	0.0159
C(4)	-0.084969	0.095892	-0.886091	0.3917
R-squared	0.912327	Mean dependent var		3.732353
Adjusted R-squared	0.892095	S.D. dependent var		17.42182
S.E. of regression	5.722885	Akaike info criterion		6.529147
Sum squared resid	425.7684	Schwarz criterion		6.725198
Log likelihood	-51.49775	Hannan-Quinn criter.		6.548635
F-statistic	45.09270	Durbin-Watson stat		2.042155
Prob(F-statistic)	0.000000			

Overzicht Eviews Output Fama-Macbeth Cross-Sectional Regression

1991

Dependent Variable: RP_RF

Method: Least Squares

Date: 09/25/10 Time: 02:47

Sample (adjusted): 5 10236

Included observations: 776 after adjustments

RP_RF=C(1)+C(2)*BETA+C(3)*BS+C(4)*BV+C(5)*BM+C(6)*ER

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-3.130196	1.645699	-1.902046	0.0575
C(2)	33.20201	1.545600	21.48163	0.0000
C(3)	2.737542	0.908662	3.012719	0.0027
C(4)	-11.04911	0.620907	-17.79510	0.0000
C(5)	1.654276	1.993452	0.829855	0.4069
C(6)	0.426413	0.622322	0.685196	0.4934
R-squared	0.501712	Mean dependent var		30.43413
Adjusted R-squared	0.498477	S.D. dependent var		15.44631
S.E. of regression	10.93882	Akaike info criterion		7.630214
Sum squared resid	92136.45	Schwarz criterion		7.666200
Log likelihood	-2954.523	Hannan-Quinn criter.		7.644058
F-statistic	155.0583	Durbin-Watson stat		1.115476
Prob(F-statistic)	0.000000			

1992

Dependent Variable: RP_RF

Method: Least Squares

Date: 09/25/10 Time: 02:48

Sample (adjusted): 5 10236

Included observations: 833 after adjustments

$$RP_RF=C(1)+C(2)*BETA+C(3)*BS+C(4)*BV+C(5)*BM+C(6)*ER$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	10.60588	0.956605	11.08700	0.0000
C(2)	-3.399993	0.839653	-4.049284	0.0001
C(3)	5.102698	0.690986	7.384659	0.0000
C(4)	11.69047	0.966872	12.09102	0.0000
C(5)	-0.073362	0.871475	-0.084181	0.9329
C(6)	-1.820333	0.412346	-4.414578	0.0000
R-squared	0.217815	Mean dependent var		5.475333
Adjusted R-squared	0.213086	S.D. dependent var		8.119218
S.E. of regression	7.202412	Akaike info criterion		6.793886
Sum squared resid	42900.41	Schwarz criterion		6.827920
Log likelihood	-2823.653	Hannan-Quinn criter.		6.806935
F-statistic	46.05883	Durbin-Watson stat		1.538093
Prob(F-statistic)	0.000000			

1993

Dependent Variable: RP_RF

Method: Least Squares

Date: 09/25/10 Time: 02:49

Sample (adjusted): 3 10237

Included observations: 1005 after adjustments

$$RP_RF=C(1)+C(2)*BETA+C(3)*BS+C(4)*BV+C(5)*BM+C(6)*ER$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	5.584017	0.926591	6.026410	0.0000
C(2)	5.734439	0.757394	7.571273	0.0000
C(3)	3.974247	0.417163	9.526837	0.0000
C(4)	10.24761	0.776263	13.20121	0.0000
C(5)	15.50615	0.980456	15.81524	0.0000
C(6)	-1.399271	0.426438	-3.281304	0.0011
R-squared	0.310742	Mean dependent var		9.459287
Adjusted R-squared	0.307293	S.D. dependent var		8.325513
S.E. of regression	6.929246	Akaike info criterion		6.715331
Sum squared resid	47966.43	Schwarz criterion		6.744661
Log likelihood	-3368.454	Hannan-Quinn criter.		6.726476
F-statistic	90.07705	Durbin-Watson stat		1.394654
Prob(F-statistic)	0.000000			

1994

Dependent Variable: RP_RF

Method: Least Squares

Date: 09/25/10 Time: 02:51

Sample (adjusted): 2 10237

Included observations: 1285 after adjustments

$$RP_RF=C(1)+C(2)*BETA+C(3)*BS+C(4)*BV+C(5)*BM+C(6)*ER$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-3.002647	0.628513	-4.777383	0.0000
C(2)	-2.732816	0.640981	-4.263487	0.0000
C(3)	-0.330016	0.397321	-0.830602	0.4064
C(4)	-1.608775	0.426554	-3.771560	0.0002
C(5)	-0.209244	0.375963	-0.556556	0.5779
C(6)	-0.000138	0.000371	-0.373354	0.7089
R-squared	0.025157	Mean dependent var		-5.594041
Adjusted R-squared	0.021346	S.D. dependent var		5.240179
S.E. of regression	5.183947	Akaike info criterion		6.133669
Sum squared resid	34370.96	Schwarz criterion		6.157755
Log likelihood	-3934.882	Hannan-Quinn criter.		6.142712
F-statistic	6.601338	Durbin-Watson stat		1.250091
Prob(F-statistic)	0.000004			

1995

Dependent Variable: RP_RF

Method: Least Squares

Date: 09/25/10 Time: 02:53

Sample (adjusted): 7 10237

Included observations: 1540 after adjustments

$$RP_RF=C(1)+C(2)*BETA+C(3)*BS+C(4)*BV+C(5)*BM+C(6)*ER$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	23.13772	0.631266	36.65292	0.0000
C(2)	2.473765	0.606663	4.077659	0.0000
C(3)	-1.830509	0.525104	-3.485994	0.0005
C(4)	-4.602100	0.431937	-10.65456	0.0000
C(5)	6.781903	0.747977	9.066997	0.0000
C(6)	0.000411	0.000462	0.889760	0.3737
R-squared	0.143440	Mean dependent var		25.42155
Adjusted R-squared	0.140648	S.D. dependent var		8.523474
S.E. of regression	7.901366	Akaike info criterion		6.975837
Sum squared resid	95770.05	Schwarz criterion		6.996640
Log likelihood	-5365.394	Hannan-Quinn criter.		6.983577
F-statistic	51.37688	Durbin-Watson stat		1.054271
Prob(F-statistic)	0.000000			

1996

Dependent Variable: RP_RF

Method: Least Squares

Date: 09/25/10 Time: 02:54

Sample (adjusted): 8 10237

Included observations: 1856 after adjustments

$$RP_RF=C(1)+C(2)*BETA+C(3)*BS+C(4)*BV+C(5)*BM+C(6)*ER$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	15.55193	0.762728	20.38988	0.0000
C(2)	-1.234497	0.747777	-1.650889	0.0989
C(3)	-1.056050	0.350395	-3.013882	0.0026
C(4)	3.982283	0.428059	9.303126	0.0000
C(5)	1.616036	0.682239	2.368725	0.0180
C(6)	-0.000175	0.000200	-0.873006	0.3828
R-squared	0.048356	Mean dependent var		14.07271
Adjusted R-squared	0.045784	S.D. dependent var		7.279198
S.E. of regression	7.110611	Akaike info criterion		6.764281
Sum squared resid	93537.47	Schwarz criterion		6.782146
Log likelihood	-6271.253	Hannan-Quinn criter.		6.770865
F-statistic	18.80075	Durbin-Watson stat		1.013899
Prob(F-statistic)	0.000000			

1997

Dependent Variable: RP_RF

Method: Least Squares

Date: 09/25/10 Time: 02:55

Sample (adjusted): 4 10227

Included observations: 2346 after adjustments

$$RP_RF=C(1)+C(2)*BETA+C(3)*BS+C(4)*BV+C(5)*BM+C(6)*ER$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	18.29520	0.927787	19.71919	0.0000
C(2)	1.995590	0.913140	2.185416	0.0290
C(3)	-9.318091	0.448074	-20.79589	0.0000
C(4)	6.070986	0.498652	12.17479	0.0000
C(5)	4.947534	0.792914	6.239682	0.0000
C(6)	-0.000975	0.000508	-1.917148	0.0553
R-squared	0.208416	Mean dependent var		18.61687
Adjusted R-squared	0.206724	S.D. dependent var		9.771178
S.E. of regression	8.702801	Akaike info criterion		7.167721
Sum squared resid	177228.6	Schwarz criterion		7.182454
Log likelihood	-8401.737	Hannan-Quinn criter.		7.173087
F-statistic	123.2193	Durbin-Watson stat		1.010115
Prob(F-statistic)	0.000000			

1998

Dependent Variable: RP_RF

Method: Least Squares

Date: 09/25/10 Time: 02:56

Sample (adjusted): 1 10229

Included observations: 2908 after adjustments

$$RP_RF=C(1)+C(2)*BETA+C(3)*BS+C(4)*BV+C(5)*BM+C(6)*ER$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	26.30183	0.972532	27.04470	0.0000
C(2)	-12.19362	0.907062	-13.44299	0.0000
C(3)	-16.28490	0.401322	-40.57812	0.0000
C(4)	-20.19204	0.574381	-35.15442	0.0000
C(5)	24.37067	0.688423	35.40074	0.0000
C(6)	-0.001848	0.000460	-4.014477	0.0001
R-squared	0.630015	Mean dependent var		9.751592
Adjusted R-squared	0.629377	S.D. dependent var		16.71946
S.E. of regression	10.17860	Akaike info criterion		7.480514
Sum squared resid	300658.8	Schwarz criterion		7.492843
Log likelihood	-10870.67	Hannan-Quinn criter.		7.484956
F-statistic	988.3116	Durbin-Watson stat		0.934106
Prob(F-statistic)	0.000000			

1999

Dependent Variable: RP_RF

Method: Least Squares

Date: 09/25/10 Time: 02:57

Sample (adjusted): 1 10230

Included observations: 3794 after adjustments

$$RP_RF=C(1)+C(2)*BETA+C(3)*BS+C(4)*BV+C(5)*BM+C(6)*ER$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-26.53671	1.194215	-22.22105	0.0000
C(2)	50.00581	1.086074	46.04273	0.0000
C(3)	19.95709	0.814226	24.51050	0.0000
C(4)	-45.15370	0.486752	-92.76541	0.0000
C(5)	31.67260	1.024143	30.92596	0.0000
C(6)	-0.215201	0.289832	-0.742503	0.4578
R-squared	0.716881	Mean dependent var		22.77503
Adjusted R-squared	0.716507	S.D. dependent var		31.78441
S.E. of regression	16.92332	Akaike info criterion		8.496842
Sum squared resid	1084878.	Schwarz criterion		8.506712
Log likelihood	-16112.51	Hannan-Quinn criter.		8.500350
F-statistic	1918.302	Durbin-Watson stat		0.803870
Prob(F-statistic)	0.000000			

2000

Dependent Variable: RP_RF

Method: Least Squares

Date: 09/25/10 Time: 12:53

Sample (adjusted): 93 10063

Included observations: 4219 after adjustments

$$RP_RF=C(1)+C(2)*BETA+C(3)*BS+C(4)*BV+C(5)*BM+C(6)*ER$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	4.471921	0.748017	5.978368	0.0000
C(2)	-12.63946	0.667778	-18.92763	0.0000
C(3)	-14.65249	1.732348	-8.458170	0.0000
C(4)	32.99289	1.012004	32.60155	0.0000
C(5)	-1.185286	0.486061	-2.438553	0.0148
C(6)	-0.635565	0.187093	-3.397058	0.0007
R-squared	0.504441	Mean dependent var		-7.115334
Adjusted R-squared	0.503853	S.D. dependent var		16.03279
S.E. of regression	11.29313	Akaike info criterion		7.687688
Sum squared resid	537304.4	Schwarz criterion		7.696715
Log likelihood	-16211.18	Hannan-Quinn criter.		7.690879
F-statistic	857.7015	Durbin-Watson stat		0.886150
Prob(F-statistic)	0.000000			

2001

Dependent Variable: RP_RF

Method: Least Squares

Date: 09/25/10 Time: 03:06

Sample (adjusted): 85 10063

Included observations: 4969 after adjustments

$$RP_RF=C(1)+C(2)*BETA+C(3)*BS+C(4)*BV+C(5)*BM+C(6)*ER$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.629161	0.507707	5.178497	0.0000
C(2)	-17.12030	0.440227	-38.88966	0.0000
C(3)	19.57478	0.375790	52.08967	0.0000
C(4)	14.41672	0.442445	32.58424	0.0000
C(5)	-4.656122	0.683729	-6.809894	0.0000
C(6)	-1.437714	0.184687	-7.784604	0.0000
R-squared	0.740267	Mean dependent var		-14.68456
Adjusted R-squared	0.740005	S.D. dependent var		14.89235
S.E. of regression	7.593566	Akaike info criterion		6.893686
Sum squared resid	286177.7	Schwarz criterion		6.901548
Log likelihood	-17121.36	Hannan-Quinn criter.		6.896443
F-statistic	2829.013	Durbin-Watson stat		0.887217
Prob(F-statistic)	0.000000			

2002

Dependent Variable: RP_RF

Method: Least Squares

Date: 09/25/10 Time: 12:45

Sample (adjusted): 451 10063

Included observations: 5450 after adjustments

$$RP_RF=C(1)+C(2)*BETA+C(3)*BS+C(4)*BV+C(5)*BM+C(6)*ER$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-12.84978	0.453875	-28.31126	0.0000
C(2)	-9.452647	0.413476	-22.86142	0.0000
C(3)	-2.928135	0.223060	-13.12713	0.0000
C(4)	14.62773	0.221362	66.08047	0.0000
C(5)	17.74401	0.453704	39.10918	0.0000
C(6)	-1.189807	0.126792	-9.383954	0.0000
R-squared	0.537219	Mean dependent var		-24.36517
Adjusted R-squared	0.536794	S.D. dependent var		8.656593
S.E. of regression	5.891611	Akaike info criterion		6.386036
Sum squared resid	188967.1	Schwarz criterion		6.393306
Log likelihood	-17395.95	Hannan-Quinn criter.		6.388573
F-statistic	1263.933	Durbin-Watson stat		0.831961
Prob(F-statistic)	0.000000			

2003

Dependent Variable: RP_RF

Method: Least Squares

Date: 09/25/10 Time: 03:09

Sample (adjusted): 451 10063

Included observations: 5798 after adjustments

$$RP_RF=C(1)+C(2)*BETA+C(3)*BS+C(4)*BV+C(5)*BM+C(6)*ER$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	10.62532	0.516563	20.56928	0.0000
C(2)	18.85423	0.463569	40.67191	0.0000
C(3)	16.84701	0.221335	76.11528	0.0000
C(4)	-1.695612	0.304227	-5.573509	0.0000
C(5)	-26.34345	0.705188	-37.35663	0.0000
C(6)	-0.352545	0.152769	-2.307690	0.0211
R-squared	0.611384	Mean dependent var		32.17356
Adjusted R-squared	0.611049	S.D. dependent var		10.93497
S.E. of regression	6.819697	Akaike info criterion		6.678541
Sum squared resid	269375.9	Schwarz criterion		6.685439
Log likelihood	-19355.09	Hannan-Quinn criter.		6.680941
F-statistic	1822.436	Durbin-Watson stat		0.899306
Prob(F-statistic)	0.000000			

2004

Dependent Variable: RP_RF

Method: Least Squares

Date: 09/25/10 Time: 03:10

Sample (adjusted): 457 10063

Included observations: 6043 after adjustments

$$RP_RF=C(1)+C(2)*BETA+C(3)*BS+C(4)*BV+C(5)*BM+C(6)*ER$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	15.95788	0.350118	45.57853	0.0000
C(2)	-3.587602	0.308754	-11.61962	0.0000
C(3)	5.995171	0.196505	30.50894	0.0000
C(4)	5.478090	0.199228	27.49665	0.0000
C(5)	4.835685	0.297041	16.27950	0.0000
C(6)	-1.444691	0.129770	-11.13273	0.0000
R-squared	0.241623	Mean dependent var		11.05352
Adjusted R-squared	0.240995	S.D. dependent var		6.042869
S.E. of regression	5.264601	Akaike info criterion		6.160880
Sum squared resid	167321.7	Schwarz criterion		6.167539
Log likelihood	-18609.10	Hannan-Quinn criter.		6.163192
F-statistic	384.6844	Durbin-Watson stat		0.940632
Prob(F-statistic)	0.000000			

2005

Dependent Variable: RP_RF

Method: Least Squares

Date: 09/25/10 Time: 03:11

Sample (adjusted): 455 10063

Included observations: 6217 after adjustments

$$RP_RF=C(1)+C(2)*BETA+C(3)*BS+C(4)*BV+C(5)*BM+C(6)*ER$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	4.252587	0.267038	15.92503	0.0000
C(2)	1.165340	0.229801	5.071089	0.0000
C(3)	0.986742	0.137051	7.199845	0.0000
C(4)	2.609938	0.153992	16.94848	0.0000
C(5)	5.015752	0.201624	24.87670	0.0000
C(6)	-1.642177	0.106997	-15.34789	0.0000
R-squared	0.134872	Mean dependent var		3.845352
Adjusted R-squared	0.134175	S.D. dependent var		4.649446
S.E. of regression	4.326296	Akaike info criterion		5.768265
Sum squared resid	116250.3	Schwarz criterion		5.774765
Log likelihood	-17924.65	Hannan-Quinn criter.		5.770518
F-statistic	193.6564	Durbin-Watson stat		0.828209
Prob(F-statistic)	0.000000			

2006

Dependent Variable: RP_RF

Method: Least Squares

Date: 09/25/10 Time: 03:12

Sample (adjusted): 453 10063

Included observations: 6450 after adjustments

$$RP_RF=C(1)+C(2)*BETA+C(3)*BS+C(4)*BV+C(5)*BM+C(6)*ER$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	14.67481	0.244407	60.04244	0.0000
C(2)	-5.930451	0.226270	-26.20962	0.0000
C(3)	-2.590209	0.134603	-19.24328	0.0000
C(4)	6.334945	0.174101	36.38666	0.0000
C(5)	-3.319092	0.247942	-13.38659	0.0000
C(6)	0.000239	0.000480	0.497247	0.6190
R-squared	0.322975	Mean dependent var		7.742702
Adjusted R-squared	0.322450	S.D. dependent var		5.772757
S.E. of regression	4.751754	Akaike info criterion		5.955834
Sum squared resid	145500.1	Schwarz criterion		5.962134
Log likelihood	-19201.57	Hannan-Quinn criter.		5.958014
F-statistic	614.8233	Durbin-Watson stat		0.845607
Prob(F-statistic)	0.000000			

2007

Dependent Variable: RP_RF

Method: Least Squares

Date: 09/25/10 Time: 03:13

Sample (adjusted): 453 9944

Included observations: 6369 after adjustments

$$RP_RF=C(1)+C(2)*BETA+C(3)*BS+C(4)*BV+C(5)*BM+C(6)*ER$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.682520	0.475828	1.434384	0.1515
C(2)	2.149988	0.454029	4.735357	0.0000
C(3)	-7.190134	0.181742	-39.56230	0.0000
C(4)	-10.04205	0.123188	-81.51806	0.0000
C(5)	14.35062	0.181002	79.28453	0.0000
C(6)	0.000198	0.000280	0.706606	0.4798
R-squared	0.549892	Mean dependent var		1.979528
Adjusted R-squared	0.549538	S.D. dependent var		9.234028
S.E. of regression	6.197552	Akaike info criterion		6.487127
Sum squared resid	244400.6	Schwarz criterion		6.493495
Log likelihood	-20652.26	Hannan-Quinn criter.		6.489332
F-statistic	1554.720	Durbin-Watson stat		0.814233
Prob(F-statistic)	0.000000			