

ISRN-nr: LIU-IEI-FIL-A--15/02057--SE

Vad bestämmer fonders prestation och avgift?

En studie på svenska aktivt förvaltade aktiefonder under perioden 2005-2014

What decides mutual funds' performance and expense ratio?

A study based on Swedish actively managed mutual funds during the period 2005-2014

Fredrik Andersson

Philip Hamilton

Vårterminen 2015

Handledare: Bo Sjö



Masteruppsats i finansiell ekonomi

Institutionen för ekonomisk och industriell utveckling

Titel:

Vad bestämmer fonders prestation och avgift?
En studie på svenska aktivt förvaltade aktiefonder under perioden 2005-2014

English title:

What decides mutual fund's performance and expense ratio?
A study based on Swedish actively managed mutual funds during the period 2005-2014

Författare:

Fredrik Andersson och Philip Hamilton

Handledare:

Bo Sjö

Publikationstyp:

Masteruppsats i finansiell ekonomi
Masterprogram i nationalekonomi
Avancerad nivå, 30 högskolepoäng
Vårterminen 2015

ISRN-nummer: LIU-IEI-FIL-A--15/02057--SE

Linköpings universitet
Institutionen för ekonomisk och industriell utveckling (IEI)
www.liu.se

Abstract

This study analyzes 66 Swedish actively managed mutual funds investing in the Swedish stock market during the period 2005-2014. The purpose is through pooled data regressions analyze the relationship between both the mutual fund's annual fee and risk-adjusted return to the fund's characteristics. The characteristics of the study are the size of the fund's assets, age, if the fund is bank managed or not, Tracking Error, and standard deviation of return.

By using the performance measures of CAPM, Fama and French 3-factor model, and Carhart's 4-factor model monthly risk-adjusted returns are created for all funds over the period. Two pooled data regressions are performed with the Fixed Effect Model in which the annual fee and risk-adjusted return is set up as explanatory variables against the various characteristics.

The results of the study show a clear correlation between annual fee and tracking error against the risk-adjusted return. A higher fee adds value to the investor through a higher risk-adjusted return, but will not fully compensate for the increased fee. The relationship between Tracking Error and risk-adjusted return is negative, which means that mutual funds that are distant from its benchmark perform worse than the mutual funds close to its benchmark. To explain annual fee this study finds low economic significance for the characteristics included. Although several variables show statistical significance, it is difficult to say anything about the characteristics that affect a mutual fund's annual fee due to the weak economic significance.

Keywords: Active management, mutual fund, characteristics, annual fee, risk-adjusted return.

Sammanfattning

Den här studien analyserar 66 svenska aktivt förvaltade aktiefonder med Sverige som placeringsinriktning under perioden 2005-2014. Syftet är att med hjälp av paneldataregressioner analysera sambandet mellan både fondens årliga avgift och riskjusterade avkastning mot karaktärsdragen. De ingående karaktärsdragen i studien är fondförmögenhet, ålder, huruvida fonden är bankförvaltd eller inte, Tracking Error och standardavvikelse för avkastning.

Genom utvärderingsmåttan CAPM, Fama och French 3-faktormodell, samt Carharts 4-faktormodell skapas månatlig riskjusterad avkastning för alla fonder under perioden. Två paneldataregressioner genomförs med Fixed Effect Model där årlig avgift och riskjusterad avkastning ställs upp som förklarande variabler mot de olika karaktärsdragen.

Resultatet av studien visar ett tydligt samband mellan årlig avgift och Tracking Error mot den riskjusterade avkastningen. En högre avgift skapar ett mervärde för investeraren genom en högre riskjusterad avkastning men lyckas inte fullt ut kompensera för den höjda avgiften. Sambandet mellan Tracking Error och den riskjusterade avkastningen är negativt, vilket innebär att fonder som ligger långt från sitt jämförelseindex presterar sämre än indexnära fonder. För att förklara den årliga avgiften finner studien låg ekonomisk signifikans för de karaktärsdrag som inkluderas. Trots att flera variabler visar statistisk signifikans är det svårt att säga något om vilka faktorer som påverkar en fonds årliga avgift på grund av svagt ekonomiskt samband.

Nyckelord: Aktiv förvaltning, aktiefond, karaktärsdrag, årlig avgift, riskjusterad avkastning.

Förord

Vi vill rikta ett stort tack till vår handledare Bo Sjö som bidragit med sin kunskap och erfarenhet inom området för studien. Dessutom vill vi även rikta ett extra tack till Inger Asp som varit till stor hjälp vid olika ekonometriska problem som vi stött på.

Vidare vill vi tacka vår seminariegrupp och opponenter som bidragit med konstruktiv kritik under terminen och varit till stor hjälp för vårt arbete med studien.

Slutligen vill vi tacka Jonathan Siverskog och Pierre Andreasson för deras hjälp med programmering i R vilket var avgörande för studiens genomförande.

Fredrik Andersson & Philip Hamilton

Linköping, 2015-05-27

Innehållsförteckning

| | |
|---|----|
| 1. Inledning..... | 1 |
| 1.1 Bakgrund | 1 |
| 1.2 Problemdiskussion..... | 2 |
| 1.3 Syfte..... | 4 |
| 1.4 Forskningsfrågor..... | 4 |
| 1.5 Metod..... | 4 |
| 1.6 Avgränsningar | 4 |
| 1.7 Etiska problem..... | 5 |
| 1.8 Disposition..... | 5 |
| 2. Teori och tidigare forskning | 6 |
| 2.1 Aktiefonder | 6 |
| 2.2 Avgift, avkastning och fondens karaktärsdrag | 8 |
| 2.3 Utvärderingsmodeller | 14 |
| 3. Data | 18 |
| 3.1 Insamling och urval av data..... | 18 |
| 3.2 Variabler | 19 |
| 4. Metod | 24 |
| 4.1 Alfavärdet | 24 |
| 4.2 Samband mellan fondens karaktärsdrag mot avgift samt alfa..... | 25 |
| 4.3 Ekonometrisk modeller och test | 26 |
| 5. Resultat och diskussion | 30 |
| 5.1 Alfavärdet | 30 |
| 5.2 Samband mellan fondens karaktärsdrag och årliga avgift..... | 32 |
| 5.3 Samband mellan fondens karaktärsdrag och riskjusterade avkastning | 36 |
| 5.4 Avslutande diskussion | 42 |
| 6. Slutsats | 44 |

| | |
|-----------------------------|----|
| Litteraturförteckning | 46 |
| Appendix A | 51 |
| Appendix B | 52 |
| Appendix C | 53 |
| Appendix D | 55 |

Tabellförteckning

| | |
|--|----|
| Tabell 1 - Tidigare studier mellan fondens karaktärsdrag och avgift | 8 |
| Tabell 2 - Tidigare studier mellan fondens karaktärsdrag och riskjusterad avkastning | 9 |
| Tabell 3 - Deskriptiv statistik av förklarande variabler..... | 19 |
| Tabell 4 - Fördelning av studiens urval mellan de sju fullsortimentsbankerna | 21 |
| Tabell 5 - Delperioder i studien..... | 26 |
| Tabell 6 - Alfavärden utifrån CAPM, Fama & French och Carhart | 30 |
| Tabell 7 - Fördelningstabell för Carharts Alfa | 31 |
| Tabell 8 - Karaktärsdrag som förklarar årlig avgift | 33 |
| Tabell 9 - Karaktärsdrag som förklarar riskjusterad avkastning | 37 |
| Tabell 10 - Koefficienttolkning för årlig avgift | 38 |
| Tabell 11 - Korrelationsmatris | 52 |
| Tabell 12 - Karaktärsdrag som förklarar årlig avgift med Random Effect Model..... | 55 |
| Tabell 13 - Karaktärsdrag som förklarar riskjusterad avkastning med Random Effect Model | 56 |

Figurförteckning

| | |
|---|----|
| Figur 1 - Fördelning av månatlig riskjusterad avkastning..... | 31 |
| Figur 2 - Utveckling för genomsnittlig årlig avgift 2005-2014 | 34 |
| Figur 3 - Genomsnittlig riskjusterad avkastning | 39 |
| Figur 4 - Genomsnittlig ålder för alla fonder | 41 |

1. Inledning

1.1 Bakgrund

Enligt Fondspararundersökningen 2014 sparar 76 procent av svenskar i åldersgruppen 18-76 i fonder om man bortser från premiepensionen.¹ Av denna grupp har 75 procent aktiefonder i sitt fondsparande. Investerare står inför valet huruvida de ska placera i passivt förvaltade fonder med låg avgift eller aktivt förvaltade fonder med högre avgift. Problemet är att det är svårt för en investerare att avgöra om aktivt förvaltade fonder ger något mervärde. I december 2014 stod indexfonder för knappt 12 procent av den totala fondförmögenheten bland aktiefonder i Sverige vilket är en fördubbling från 2010 (Fondbolagens förening, 2015a). Trenden tyder på att allt fler fondsparare väljer billiga indexfonder framför aktivt förvaltade fonder.

En fråga som en fondsparare måste ställa är om aktiv förvaltning ger något mervärde. Rimligtvis ska den avgift som fonden tar ut på något sätt spegla graden av aktiv förvaltning. En rationell investerare förväntar sig att bli kompenserad för en högre avgift i form av bättre avkastning jämfört med att investera i en indexfond med låg avgift. Högre avgift ska rimligtvis innebära större grad av aktiv förvaltning och större chans till riskjusterad avkastning.² Många tidigare studier undersöker om aktiv förvaltning kan skapa riskjusterad avkastning över tid (se t.ex. Carhart, 1997; Fama & French, 2010; Flam & Vestman, 2014). Forskarna är inte helt överens men majoriteten av studierna visar att aktiv förvaltning har svårt att generera positiv riskjusterad avkastning. För att kunna slå sitt jämförelseindex, och därmed generera positiv riskjusterad avkastning, krävs det att förvaltaren har ett informationsövertag mot marknaden. Det krävs resurser för att skaffa sig ett sådant informationsövertag vilket resulterar i en högre avgift.

Om en aktivt förvaltd fond genererar positiv riskjusterad avkastning eller inte kan bero på karaktärsdrag som reflekterar unika egenskaper för fonden så som ålder, fondförmögenhet, typ av institution som är förvaltare, Tracking Error och standardavvikelse för avkastningen.³ Gil-Bazo och Ruiz-Verdú (2009) undersöker hur fonder presterar samt vilken avgift fonden har utifrån olika karaktärsdrag. Deras studie visar att fondens karaktärsdrag kan ge en

¹ Inkluderas även premiepensionen fondsparar samtliga svenskar i åldersgruppen 18-76 år.

² Riskjusterad avkastning innebär avkastning med hänsyn till hur mycket risk fonden tar. Begreppet används som substitut till riskjusterad överavkastning i denna studie.

³ Tracking Error är ett mått på avvikelse från jämförelseindex.

indikation på hur avgiftsnivå sätts och hur fonden presterar. För svenska investerare är det intressant att veta om det finns ett liknande samband för både avgiftsnivån och fondens prestation för svenska aktivt förvaltade aktiefonder.

1.2 Problemdiskussion

Fondens avgift som belastar investeraren är till för att täcka kostnaderna för att både förvalta och administrera fonden. Högre kostnader för fondbolaget innebär en högre fondavgift. Eftersom det är förvaltningen som ligger till grund för avkastningen ska avgiften reflektera fondens riskjusterade avkastning (Gil-Bazo & Ruiz-Verdú, 2009). Det finns ett fåtal artiklar som visar på att aktiv förvaltning genererar positiv riskjusterad avkastning (se t.ex. Droms & Walker, 1996; Wermers, 2000). Majoriteten av tidigare forskning visar på motsatsen, att aktivt förvaltade fonder har svårt att slå sitt jämförelseindex över tid (se t.ex. Carhart, 1997; Gruber, 1996; Flam & Westman, 2014). Det visar sig att fondavgiften och den riskjusterade avkastningen har ett negativt linjärt samband. Att en aktivt förvaltad aktiefond genererar en högre nettoavkastning än index under ett enskilt år beror snarare på tur än på fondförvaltarens skicklighet (Carhart, 1997).

Intresset för att studera prestationen av aktivt förvaltade fonder har varit stort ända sedan 1960-talet då William Sharpe började forska inom området. Trots att majoriteten av forskningen bevisar att aktivt förvaltade fonder inte lyckas slå sitt jämförelseindex över tid fortsätter kapital strömma in till dem (Fondbolagens förening, 2015a). En förklaring kan vara att fonder lockar till sig kapital genom marknadsföring istället för genom rekommendationer och bra prestationer (Gil-Bazo & Ruiz-Verdú, 2009).

Effekten på både avgiften och avkastningen utifrån fonders karaktärsdrag visar sig motsägelsefull i ett antal studier. Resultaten pekar åt olika håll och är bara i vissa fall statistiskt signifikanta. Enligt Geranio och Zanotti (2005) är de faktorer som har störst påverkan på fondavgiften *storleken på fondförmögenheten* och *Tracking Error*. Det är rimligt att tänka sig att det finns stordriftsfördelar för en fondförvaltare då många kostnader är fasta. Ett stort fondbolag eller en fond med mycket förvaltad kapital kan då ta ut en lägre avgift eftersom kostnaderna sprids mellan ett större antal investerare. Tracking Error som beskriver graden av aktiv förvaltning, är den faktor som påverkar de rörliga kostnaderna mest enligt Geranio och Zanotti. En fond med lägre grad av aktiv förvaltning har rimligtvis inte lika höga kostnader och ska därför ha en lägre fondavgift. Inget av dessa två karaktärsdrag har uppvisat ett konsekvent resultat för att förklara avgiften i tidigare studier.

Korkeamaki och Smythe (2004) undersöker den finländska fondmarknaden under perioden 1996-2000. De kommer fram till att både *ålder* och om fonden är *bankförvaltd* är positivt korrelerade med fondavgiften. Vidare finner författarna att avgiften tenderar att sjunka med tiden, något som de förklarar med resultatet av ökad konkurrens. De finner däremot inget signifikant resultat för faktorer som påverkar den riskjusterade avkastningen.

För att mäta fondens risk är avkastningens *standardavvikelse* det mått som används. Sambandet mellan fondens risk och avgift har bara undersökts på den amerikanska fondmarknaden i en studie av Gil-Bazo och Ruiz Verdú (2009). De finner ett negativt samband men för ingen diskussion kring orsakerna till detta. Det finns svårigheter med sambandet då aktiv förvaltning inte nödvändigtvis innebär hög risk.

En av de senaste studierna på den svenska fondmarknaden är genomförd av Flam och Vestman (2014). Studien fokuserar framförallt på huruvida fondförvaltare för aktivt förvaltade aktiefonder kan generera positiv riskjusterad avkastning över tid. De studerar dock inte vilka karaktärsdrag som eventuellt skulle kunna påverka vare sig avgiften eller avkastningen. Vi upplever att det är ett område som saknar studier på den svenska fondmarknaden. Framförallt den amerikanska fondmarknaden är mer utforskad vilket gör det intressant att jämföra resultatet från dessa studier med den svenska fondmarknaden. Tidigare studier indikerar på att fondmarknader i olika länder inte är homogena vilket tyder på att resultat på den amerikanska och svenska fondmarknaden inte nödvändigtvis är helt lika. Denna studies resultat ger endast en indikation för den svenska fondmarknaden i helhet och vilka karaktärsdrag hos fonden som påverkar avgiftsnivå och prestation.

1.3 Syfte

Studiens syfte är att med hjälp av paneldataregressioner analysera sambandet mellan både fondens årliga avgift och riskjusterad avkastning mot *karaktärsdragen*.

1.4 Forskningsfrågor

- Hur ser sambandet ut mellan **årlig avgift** och *karaktärsdragen* för svenska aktivt förvaltade aktiefonder 2005-2014?
- Hur ser sambandet ut mellan **riskjusterad avkastning** och *karaktärsdragen* för svenska aktivt förvaltade aktiefonder 2005-2014?
- Hur skiljer sig sambanden för olika tidsperioder?

1.5 Metod

Studien baseras på historisk månadsdata från aktiefonder tillhandahållet av Fondbolagens förening och Thomson Reuters Eikon. Datamaterialet klassificeras som paneldata då det innehåller observationer över tid för 66 stycken fonder. Vi utgår från den metod som används av Gil-Bazo och Ruiz-Verdú (2009) för att skatta fondernas alfa genom CAPM, Fama & French 3-faktormodell och Carharts 4-faktormodell.⁴⁵ De framtagna alfavärdena representerar fondens riskjusterade avkastning. Sambandet mellan fondens årliga avgift och riskjusterade avkastning mot fondens karaktärsdrag skattas genom paneldataregressioner. De faktorer som begreppet karaktärsdrag innefattar i studien är fondförmögenheten, åldern, huruvida fonden är bankförvaltd eller inte, Tracking Error och standardavvikelsen för fondens avkastning.

1.6 Avgränsningar

Denna studie undersöker endast aktivt förvaltade aktiefonder med legalt säte i Sverige och med placeringsinriktning mot Sverige. Det betyder att varken indexfonder, räntefonder eller hedgefonder studeras. Avgränsningen har gjorts på grund av att avgiftsstrukturen och risken skiljer sig väsentligt mellan exempelvis hedgefonder, räntefonder och rena aktiefonder. I Sverige är det relativt ovanligt att aktiefonder tar ut andra, speciella avgifter jämfört med amerikanska fonder som ofta har köp-, sälj- och/eller resultatbaserade avgifter. Därför görs ingen indelning av fonderna utifrån avgiftsstruktur, utan avgiften består av det som benämns årlig avgift. Datamaterialet är på månadsbasis och tidsperioden sträcker sig från 2000 till 2014.

⁴ Alfa är ett mått på riskjusterad avkastning. Vidare diskussion finns i kapitel 2.3

⁵ Faktorerna för modellerna har inhämtats från Andrea Frazzinis databas.

1.7 Etiska problem

Studien följer de rekommendationer som Vetenskapsrådet (2011) behandlar kring vad som är god forskningsetik. Kraven på forskningsprocessen har sin förankring i samhällets vanliga etiska normer och värderingar. Etiska problem som kan uppstå i denna studie är framförallt hur metod och resultat är framtagna och redovisas. På grund av det omfattande datamaterialet i studien är det viktigt att arbeta systematiskt och hålla god ordning i forskningen vilket är centralt menar Vetenskapsrådet. Det är viktigt att studien är transparent och att forskaren alltid talar sanning. Vetenskapsrådet menar också att det är viktigt att göra en rättvis bedömning av tidigare forskning. Det är särskilt viktigt i denna studie då författarna använder liknande metod som tidigare studier och jämför med deras resultat.

1.8 Disposition

Kapitel 2, Teori och tidigare forskning, ger en genomgång av tidigare relevant forskning för studien. Kapitlet belyser även de teorier som är viktiga för utvärderingsmått inom aktiv fondförvaltning.

Kapitel 3, Data, presenterar hur datamaterialet har samlats in och vilket urval som gjorts. Det beskriver också mer ingående de variabler som används i studien.

Kapitel 4, Metod, beskriver den valda metoden för studien. Det ger läsaren en förståelse för studiens tillvägagångssätt och de ekonometriska regressioner som genomförs.

Kapitel 5, Resultat och diskussion, presenterar resultatet av de regressioner som genomförts kring sambandet mellan fondens karaktärsdrag och prestation samt årliga avgift. Kapitlet innehåller även studiens analys och diskussion. Vi utgår ifrån de empiriska resultat som studien presenterar samt tidigare studier och teorier kring utvärdering av aktiv fondförvaltning.

Kapitel 6, Slutsats, lägger fram studiens slutsats. Delar ur analysen lyfts fram samt besvarar forskningsfrågorna. Vi ger även förslag till vidare forskning på området.

2. Teori och tidigare forskning

2.1 Aktiefonder

Bortsett från specialfonder finns det två huvudtyper av fonder att välja mellan för en investerare, passivt förvaltade indexfonder eller aktivt förvaltade fonder. Nedan kommer vi gå in djupare på detta område eftersom fondens förvaltningstyp har stor betydelse för fondens avgift.

2.1.1 Passivt förvaltade fonder

Målet med en passivt förvaltnad fond är att hålla kostnaderna nere och samtidigt ge en avkastning som speglar den genomsnittliga avkastningen för ett visst index exklusive fondavgiften. Fonden gör inga egna analyser och har därmed inte lika höga kostnader som aktivt förvaltade fonder. De största kostnader för indexfonder utgörs av det löpande förvaltningsarbete som sker genom att kontinuerligt justera innehavet för att det ska överensstämma med index. Indexfonder måste även hantera bolagshändelser, såsom utdelningar och nyemissioner.

2.1.2 Aktivt förvaltade fonder

Aktivt förvaltade fonder utgår ifrån analyser och olika investeringsprocesser för att bestämma vilka tillgångar som fonden ska investera i. Investeringarna i dessa tillgångar görs i syfte att skapa högre avkastning än marknadens genomsnittliga utveckling. Det är inte ovanligt att förvaltare även engagerar sig i de företag som de investerar i genom att delta i valberedningar, träffar företagsledningar och styrelser. De två vanligaste strategierna för aktivt förvaltade fonder är värdeförvaltning och tillväxtförvaltning. Värdeförvaltning grundar sig i att förvaltaren letar efter undervärderade bolag med bra balansräkning i hopp om att en strukturförvandling i någon form kan resultera till att bolaget värderas upp. Tillväxtförvaltning däremot utgår ifrån att investera i redan populära företag som har en positiv utveckling och hög vinsttillväxt i tron om att utvecklingen kommer fortsätta. (Fondbolagens förening, 2014a)

Då fonderna ständigt jämförs mot sitt jämförelseindex finns det ett stort intresse av olika mått för utvärdering av hur mycket fonden faktiskt avviker från sitt jämförelseindex. Ett vanligt mått för att utvärdera aktivt förvaltade fonder är Tracking Error som representerar volatiliteten av skillnaden mellan fondens avkastning och sitt jämförelseindex avkastning. Ett Tracking Error-värde på noll betyder att fonden exakt följer sitt jämförelseindex. En aktiv

förvaltare försöker ha en högre avkastning än sitt jämförelseindex men vill samtidigt ha ett lågt Tracking Error för att minimera risken att radikalt prestera sämre än sitt jämförelseindex. (Cremers & Petajisto, 2009)

2.1.3 Fondavgifter

Vid jämförelse av fonder inom en vald kategori ska man ta hänsyn till både avkastning och avgift. När en fond redovisar sin avkastning är fondavgiften redan avdragen. Det innebär att om två fonder med olika fondavgifter har samma redovisade avkastning under en period skiljer sig inte den slutgiltiga avkastningen för investeraren.

Det finns olika typer av avgifter som fondbolagen tar ut för sina fonder. Bortsett från några få avgiftsfria fonder, som exempelvis Avanza Zero och Nordnets Superfonden Sverige, tar alla fondbolag ut en förvaltningsavgift. Det är den avgift som bland annat ska täcka fondbolagets kostnader för analyser av marknader och företag, administration, information till andelsägare och depåavgift till förvaringsbanken.⁶ Den avser också tillsyn från Finansinspektionen samt betalning till återförsäljare som banker, försäkringsbolag, försäkringsförmedlare och fondtorg. Avgiften skiljer sig mellan olika fondkategorier. Den är normalt sett högst för aktiefonder och lägst för räntefonder, samtidigt som aktiv förvaltning är dyrare än passiv förvaltning. Avgiften redovisas som en årlig procentsats men dras dagligen bort från kapitalet med 1/365 av avgiften.

Av alla sverigeregistrerade aktiefonder är det endast 12 procent som tar ut en prestationsbaserad avgift, varav de flesta är hedgefonder (Morningstar, 2015). Den prestationsbaserade avgiften tas endast ut när fondens avkastning överstiger sitt jämförelseindex. En ytterligare avgift som är frivillig för fondbolagen att ta ut är insättnings- och uttagsavgifter. Det är dock ovanligt med insättningsavgift i Sverige och i de fall där uttagsavgift förekommer, tas den endast ut om investerare innehar fonden i mindre än ett år (Morningstar, 2015). Orsaken till uttagsavgifter är för att dels undvika kortsiktiga investerare i fonden och dels för att kompensera för de transaktionskostnader som uppstår vid försäljning av fondinnehav (Fondkollen, odat.).

Fondens årliga avgift, som 2012 ersatte Total Expense Ratio (TER) är ett standardiserat mått för att redovisa fondens totala kostnader exklusive courtage för det gångna året. Det är framtaget för att enklare kunna jämföra kostnader för fonder i hela Europa. Årlig avgift

⁶ Förvaringsbanken, bank som förvarar tillgångarna i aktiefond samt tar emot inbetalningar och ombesörjer utbetalningar som avser fonden.

redovisas i fondfaktabladet och mäter hur mycket avgifter fonden tagit ut under det senaste året (Fondbolagens förening, 2012). Den enda skillnaden i praktiken mellan TER och årlig avgift är att den senare inte inkluderar prestationsbaserad avgift. Det belopp som under året gått till prestationsbaserad avgift redovisas separat i fondens faktablad efter det gångna året.

2.2 Avgift, avkastning och fondens karaktärsdrag

Flertalet tidigare studier inom området undersöker endast sambandet mellan en fonds karaktärsdrag och riskjusterad avkastning. De karaktärsdrag som i huvudsak studeras i dessa studier är fondförmögenhet, ålder och avgift. Det finns också ett fåtal studier som undersöker hur karaktärsdragen påverkar fondavgiften. Av dem är fondförmögenheten och huruvida fonden är bankförvaltnad eller inte de karaktärsdrag som är vanligast förekommande. Den kanske mest omfattande studien är gjord av Gil-Bazo och Ruiz-Verdú (2009) där de visar hur fondförmögenhet och ålder påverkar nivån på avgiften som fonden tar ut. I följande avsnitt förklaras respektive karaktärsdrag och vilket samband de har till både fondens årliga avgift och riskjusterad avkastning. Tabell 1 och 2 sammanfattar vilka variabler tidigare studier undersöker och det resultat de kommer fram till. Det är tydligt att det är fler karaktärsdrag som uppvisar ett signifikant resultat i regressioner mot fondavgiften än mot den riskjusterade avkastningen. Studiernas resultat skiljer sig mycket åt och det är svårt att urskilja någon tydlig linje.

Tabell 1 - Tidigare studier mellan fondens karaktärsdrag och avgift

| Studie | Riskjusterad avkastning | Fondförmögenhet | Ålder | Bankförvaltnad | Tracking Error | Standardavvikelse |
|------------------------------------|-------------------------|-----------------|--------|----------------|----------------|-------------------|
| Cremers och Petajisto (2009) | | | | | Pos | |
| Gil-Bazo och Ruiz-Verdú (2009) | Neg*** | Neg*** | Neg*** | | | Neg*** |
| Geranio och Zanotti (2005) | | Neg*** | | | | |
| Korkeamaki och Smythe (2004) | | Pos* | Pos*** | Pos** | | |
| Frye (2001) | | | | Neg | | |
| Koppenahver (2000) | | | | Neg | | |
| Lesseig et al. (2002GrinGrinblatt) | | | | Neg | | |
| Latzko (1999) | | Neg*** | | | | |
| Malhotra och McLeod (1997) | | Neg*** | | | | |
| Ferris och Chance (1987) | | Neg*** | Neg*** | | | |

Sammanfattande tabell över tidigare studiers resultat. Neg och Pos betyder negativt respektive positivt samband mellan fondens förklarande variabel och avgift. Alla studier utom Gil-Bazo och Ruiz-Verdú (2009) använder nettoavkastning. *, **, *** visar statistisk signifikans på 10 %, 5 % och 1 % nivå.

Tabell 2 - Tidigare studier mellan fondens karaktärsdrag och riskjusterad avkastning

| Studie | Avgift | Fond-Förmögenhet | Ålder | Bankförvaltnad | Tracking Error |
|--------------------------------|--------|------------------|-------|----------------|----------------|
| Flam och Vestman (2014) | Neg | | | | |
| Edelen et al. (2013) | Neg | | | | |
| Budiono och Martens (2010) | | Pos | Pos | | |
| Bergstresser et al. (2009) | | | | Neg | |
| Gil-Bazo och Ruiz-Verdú (2009) | Neg*** | | | | |
| Cremers och Petajisto (2009) | | | | | Neg* |
| Elton et al. (2004) | Neg | | | | |
| Chen et al. (2004) | | Neg | Neg | | |
| Korkeamaki och Smythe (2004) | Neg | Pos*** | Pos | Neg | |
| Wermers (2000) | Pos*** | | | | |
| Carhart (1997) | Neg*** | | | | |
| Droms och Walker (1996) | Pos* | Pos | | | |
| Grinblatt och Titman (1994) | Neg | Neg | | | |

Sammanfattande tabell över tidigare studiers resultat. Neg och Pos betyder negativt respektive positivt samband mellan fondens förklarande variabel och riskjusterade avkastning. Alla studier utom Gil-Bazo och Ruiz-Verdú (2009) och Wermers (2000) använder nettoavkastning. *, **, *** visar statistisk signifikans på 10 %, 5 % och 1 % nivå.

2.2.1 Årlig avgift och avkastning

På en väl fungerande fondmarknad finns det ett positivt samband mellan årlig avgift och riskjusterad avkastning. I jämvikt betyder det att en fonds riskjusterade avkastning efter årlig avgift är noll eftersom underpresterande fonder konkurreras ut ur marknaden (Berk & Green, 2004). Givet att investerare känner till fondens riskjusterade avkastning ska sambandet i jämvikt vara $\alpha_i = f_i$, där α_i är fondens över- eller underavkastning mot sitt jämförelseindex och f_i är fondens avgift. Således kan sambandet i jämvikt beskrivas som ett linjärt positivt samband. Jämvikten kan uppfyllas genom avgiftsjusteringar där fonder med hög förväntad avkastning höjer sina avgifter och fonder med låg förväntad avkastning sänker sina avgifter (Gil-Bazo & Ruiz-Verdú, 2009).

Majoriteten av forskningen kring korrelation mellan avgift och riskjusterad avkastning har uppvisat ett negativt linjärt samband, det vill säga att sämre presterande fonder tar ut en högre avgift. Sharpe (1966) är den första att visa på ett negativt samband mellan avgift och prestation. En mer nutida studie som har gjorts av Gruber (1996) visar empiriskt på att högpresterande fonder tar ut en avgift som ligger kring medelvärdet. Samtidigt tar sämre presterande fonder ut en högre avgift än medelvärdet. Liknande resultat visar Elton et al. (2004) i sin studie som studerar aktiefonder med placeringsinriktning S & P 500.

Ett negativt samband mellan årlig avgift och riskjusterad avkastning är en anomali på den finansiella fondmarknaden. Gil-Bazo och Ruiz-Verdú (2009) visar på ett statistiskt signifikant negativt samband mellan årlig avgift och riskjusterad avkastning. De förklarar anomalin genom att dela upp investerarna i olika grupper som karaktäriseras av olikheter i pris- och prestationskänslighet. Sofistikerade investerare investerar i fonder utifrån fondens prestation och är samtidigt mer aktiva i sina val av fonder. Osofistikerade investerare kännetecknas som passiva investerare och är inte lika pris- och prestationskänsliga i jämförelse med en sofistikerad investerare. Grundaren till denna uppdelning är Gruber (1996) som använder det när han förklarar varför en del investerare väljer att ha kvar sitt kapital i sämre presterande fonder. Enligt de studier som visar på ett negativt samband mellan avgift och prestation finns det osofistikerade investerare på marknaden. Det betyder att fonder som har en stor andel osofistikerade investerare kan prestera sämre utan att kapital flödar ut ur fonden. Gil-Bazo och Ruiz Verdú (2008) menar att fonder med låg förväntad avkastning kan höja fondavgifterna och rikta in sig på osofistikerade investerare då de inte har möjlighet att konkurrera mot de högavkastande fonderna och den sofistikerade investeraren. Ytterligare en studie som studerar detta fenomen är Christoffersen och Musto (2002) som menar att fonder tar ut olika avgifter på grund av att investerare har varierande efterfrågakurva gällande prestation och pris. Vidare hävdar de att fonder som vet med sig att en stor del av fondens investerare inte är prestationskänsliga höjer fondavgiften relativt andra fonder utan att riskera ett utflöde av kapital.

Vid ett positivt samband mellan fondens avgift och riskjusterade avkastning kompenserar den högre avkastningen för en högre avgift. En av de fåtal studier som finner empiriska bevis för detta samband är Droms och Walker (1996). De studerar den amerikanska fondindustrin mellan 1971 och 1990. I studien finner de stöd för ett positivt samband mellan avgift och riskjusterad avkastning. Några år senare presenterar Wermers (2000) liknande resultat. Ett resultat som var ganska väntat med tanke på att han använder liknande tidsperiod, 1975-1994. I studien visar han att aktivt förvaltade fonder slår sitt jämförelseindex med 1,3 procent vilket innebär, enligt Wermers, att fonden kompenserar nästan fullt ut för den genomsnittliga fondavgiften.

2.2.2 Fondförmögenhet

De flesta kostnader som en fond har är fasta vilket enligt teorin ska leda till att fondförmögenheten får avgörande betydelse för hur dessa kostnader påverkar avgiften. Den största utgiften för fonden är den kompensation som betalas ut till förvaltarna av fonden.

Genom analys och inhämtning av information ska de skapa ett mervärde till investeraren. Administrativa kostnader är en betydande del för totala kostnaden. De kostnader som fonden har tas ut från fondförmögenheten vilket betyder att de sprids ut med jämn fördelning. Dubblas kapitalet och kostnaderna hålls konstanta innebär det att avgiften halveras (Latzko, 1999).

Om det finns stordriftsfördelar i fondförvaltning ska det resultera i ett negativt samband mellan fondförmögenhet och årlig avgift. Latzko (1999) visar att den genomsnittliga kostnaden sjunker för fonden med ökande fondförmögenhet vilket betyder att det finns stordriftsfördelar vid fondförvaltning. Inte bara fondförmögenheten utan också om den ingår i en familj av fonder kan få betydelse för förvaltningskostnader. En fond som ingår i en familj av fonder kan dela på många kostnader som inte är specifikt för just den fonden som exempelvis datorer, telefoni och administrativa system. Det innebär att dessa fonder drar nytta av stordriftsfördelar i ännu större utsträckning än enbart på grund av kapitalets storlek (Latzko, 1999). Flera andra studier visar på liknande samband för fondförmögenheten och avgift (se t.ex. Malhotra & McLeod, 1997; Geranio & Zanotti, 2005). En av de få studier som visar på ett positivt samband är Korkeamaki och Smythe (2004) som studerar den finska fondmarknaden.

Chen et al. (2004) visar på ett signifikant negativt samband mellan fondförmögenhet och riskjusterad avkastning för amerikanska fonder. Starkast bevis för detta finner de i fonder som investerar i small cap bolag. En förklaring till detta menar de är att likviditet och prispåverkan är två viktiga faktorer. Konsekvensen blir att en stor fond inte kan ta önskade positioner i alla lägen på grund av bristande likviditet i en aktie. Tänkbart är även att en stor fond får en stor prispåverkan på en liten aktie vid stort innehav.

2.2.3 Ålder

Tidigare studier visar att ålder har en varierad effekt på hur hög avgift som tas ut. Ferris och Chance (1987) finner ett negativt samband mellan ålder och fondavgift på den amerikanska fondmarknaden. De förklarar resultatet med att en fonds operationella kostnader påverkas av inlärningseffekter. Fondförvaltarna blir mer effektiva i sin förvaltning över tid. En fond som varit verksam under lång tid har då lägre kostnader och kan ta ut en lägre avgift till följd av just den här effekten. Samma resultat visar Gil-Bazo och Ruiz-Verdú (2009) i sin studie där de använder ett betydligt större stickprov än Ferris och Chance som sträcker sig mellan 1962 och 2005. Detta samband uppvisas inte på den finska fondmarknaden för perioden 1993-2000

(Korkeamaki & Smythe, 2004). De finner att äldre fonder tar ut en högre avgift, något som de förklarar med att fonder verksamma under lång tid förmodligen finns kvar eftersom de presterat bra historiskt. En högpresterande fond kan då motivera en högre avgift genom att kompensera investeraren med högre avkastning.

När Korkeamaki och Smythe (2004) ställer ålder mot avkastning istället finner de ett positivt samband utan statistisk signifikans. Det är i linje med vad flera andra studier visar för sambandet mellan ålder och hur fonden presterar (se t.ex. Chen et al., 2004; Budiono & Martens, 2010). I skrivande stund finns det ingen studie som visar på ett signifikant samband mellan ålder och hur fonden presterar.

2.2.4 Bankförvaltnad

Korkeamaki och Smythe (2004) finner bevis för att bankförvaltnade fonder på den finska fondmarknaden tar ut en högre avgift utan att kompensera investerare för en högre riskjusterad avkastning. Vid studiens genomförande bestod hela den finska fondindustrin till nästan hälften av bankförvaltnade fonder vilket gör resultaten än mer häpnadsväckande. Resultatet är motsatt till vad flera studier på den amerikanska marknaden finner där de visar att bankförvaltnade fonder tar ut en lägre avgift i jämförelse mot icke bankförvaltnade fonder (Geranio & Zanotti, 2005).

En studie av Christoffersen och Musto (2002) visar att efterfrågan varierar för investeraren vad gäller fondens prestation och avgift. I sin studie visar de att fonder som säljs via rådgivare kan ta ut en högre avgift utan att prestera bättre än andra fonder vilket kan förklaras i att dessa investerare är mindre prestations- och avgiftskänsliga. Dessa investerare är mer trögrörliga vilket innebär att fondens prestation och avgift inte påverkar investerarens beslut om att hålla kvar vid sin investering. Motsatsen är en investerare som inte köper sin fond via en mellanhand utan istället en direkt kanal och då uppvisar större känslighet för fondens prestation och avgift. Bergstresser et al. (2009) genomför en studie på området där de undersöker vilket mervärde en rådgivare tillför investeraren. De har svårigheter att komma fram till några mätbara fördelar som kan kompensera för de högre avgifterna. Även om rådgivaren inte tar ut någon direkt avgift för sina tjänster leder det indirekt till en högre fondavgift. De menar att det kan finnas intressekonflikter mellan rådgivaren och investeraren. Rådgivaren styr inte investeraren till de bästa fonderna utan till de fonder som ger mest provision.

Korkeamaki och Smythe (2004) studerar liknande samband i sin studie. Skillnaden är däremot att den undersöker om bankförvaltade fonder korrelerar med avkastning och avgift. De tar därmed ingen hänsyn till om fonden enbart distribueras via en rådgivare. De finner ett signifikant negativt samband mellan finska bankförvaltade fonder och riskjusterad avkastning vilket bekräftar det resultat som Christoffersen och Musto (2002) samt Bergstresser et al. (2009) finner.

2.2.5 Tracking Error

Cremers och Petajisto (2009) studerar skillnaden mellan måttet Active Share och Tracking Error för amerikanska fonder under perioden 1980 till 2003. I deras studie finner de ett tydligt positivt samband mellan Tracking Error och avgiften. De fonder som har ett Tracking Error mindre än 2 procent hade under perioden en genomsnittlig avgift på 0,62 procent jämfört med 1,59 procent för de fonder som har Tracking Error över 14 procent. Detta stämmer överens med teorin om att passivt förvaltade indexfonder som i genomsnitt har lägre avgifter är billigare än aktivt förvaltade fonder.

I samma studie studerar Cremers och Petajisto (2009) även sambandet mellan Tracking Error och avkastning. I studien räknar de ut riskjusterad avkastning från både CAPM och Carharts 4-faktormodell. De finner inget signifikant samband mellan avkastning och Tracking Error. Däremot finner de ett klart samband mellan Tracking Error och Carharts riskjusterade avkastning, där de fonder som har de 20 procent lägsta Tracking Error uppvisar en riskjusterad avkastning på -0,5 procent medan de fonder med högst Tracking Error uppvisar i snitt en riskjusterad avkastning på -2,05 procent.

2.2.6 Standardavvikelse

Standardavvikelsen är ett mått på fondens risk och mäter volatiliteten i fondens avkastning. Även om sambandet mellan risk och fondavgift har studerats i ett antal studier finns det inte direkt någon ekonomisk förankring till sambandet. Malhotra och McLeod (1997) studerar amerikanska fonders avgifter och vilka faktorer som kan påverka den under åren 1992 och 1993. Som mått för risk använder de fondens beta när de studerar dess påverkan. Författarna finner ett negativt samband för de enskilda åren men däremot är ingen av koefficienterna statistiskt signifikanta. En studie som finner signifikanta resultat är Gil-Bazo och Ruiz-Verdú (2009) som även de finner ett negativt samband. I deras analys av resultatet framgår inte någon anledning till varför högre risk leder till lägre avgift.

Eftersom avkastning som studeras redan är riskjusterad ska det rimligtvis inte finnas något samband mellan risk och riskjusterad avkastning. Av den anledningen ingår inte standardavvikelse i regressionen för att studera sambandet mot riskjusterad avkastning.

2.3 Utvärderingsmodeller

Det finns olika tillvägagångssätt för att utvärdera hur en fond presterar. Vanliga utvärderingsmått är Sharpe-kvoten, Treynor-kvoten och Jensens alfa. Denna studie använder Capital Asset Pricing Model (CAPM), Fama och French 3-faktormodell samt Carharts 4-faktormodell där de två sistnämnda är en utvidgning av CAPM. Det värde som används från modellen är alfavärdet, som motsvarar Jensens alfa och är ett riskjusterat mått som beskriver hur fonden presterar mot sitt jämförelseindex. Anledningen till valet beror på att den ökar jämförbarheten med tidigare studier då samtliga tidigare studier använder sig av det utvärderingsmättet.

2.3.1 Capital Asset Pricing Model

År 1952 lade Harry Markowitz grunden till modern portföljteori som visar hur investeraren med hjälp av den effektiva fronten kan välja den portfölj med högst förväntad avkastning och lägst varians. Teorin lade också grunden till CAPM som William Sharpe (1964), John Lintner (1965) och Jan Mossin (1966) skapade tolv år senare. Historiskt sett har modellen varit väl använd men har på senare år fått stå emot mycket kritik vilket har inneburit att andra modeller tagits fram. Även om CAPM uppvisar empiriska svagheter är den fortfarande en stark teoretisk modell inom portföljvalsteori. (Fama & French, 2004). Grunden i CAPM är sambandet mellan förväntad avkastning och den systematiska risken som i CAPM betecknas som beta, (β). Det är beta-värdet i modellen som anger tillgångens volatilitet i förhållande till marknaden. Måttet visar hur mycket mer riskfylld tillgången är jämfört med marknaden. Skälet till att CAPM, och andra asset pricing modeller, endast innehåller den systematiska risken är att all annan risk går att diversifiera bort och att det då bara är systematiska risken, även kallat marknadsrisken, som kommer påverka den förväntade avkastningen (William Sharpe, 1964). Residualen i modellen innehåller den individspecifika risken som en tillgång har och som är möjlig att diversifiera bort (se t.ex. Bodie et al., 2011).

Formeln för CAPM (ekvation 1): där r_{it} är tillgångens avkastning, r_{ft} riskfria räntan, α_i tillgångens alfa, β_{iM} tillgångens beta, r_{Mt} marknadens avkastning och ε_{it} residualen.

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_{iM}(r_{Mt} - r_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Teorin säger att interceptet, α ska vara noll. Om α är skilt från noll innebär det att icke-normal avkastning existerar. Jensens alfa som är den riktiga benämningen definieras som tillgångens riskjusterade avkastning. På kort sikt kan felprissättningar uppstå vilket skapar ett α skilt från noll (se t.ex. Bodie et al., 2011).

Även om CAPM fortfarande används i stor utsträckning riktas det mycket kritik mot modellen. I sin artikel från 1977 kritiserar Roll modellen för att marknadsportföljen i CAPM inte innehåller alla möjliga investeringar. För att kunna testa modellen ska alla finansiella tillgångar på marknaden vara inkluderade. Liknande kritik kommer från Fama och French (2004) som menar att modellen faller på de förenklade antagandena om att investeringar endast kan göras i börshandlade finansiella tillgångar och inte i exempelvis utbildning eller fastigheter. Det innebär att marknadsportföljen endast är ett approximativt mått för den faktiska marknadsportföljen. Troligtvis fångar inte modellen upp all icke-diversifierbar risk.

Vidare finner Fama och French (1992) problem med CAPM då modellen antyder att det finns ett positivt linjärt samband mellan en tillgångs förväntade avkastning och marknadens förväntade avkastning samtidigt som β är tillräckligt för att förklara den förväntade avkastningen. Ett flertal studier mellan 1978-1991 finner en rad andra faktorer som kan förklara den förväntade avkastningen såsom bolagsvärde (Banz 1981), hävstången i bolaget (Bhandari, 1988), book-to-market-kvot (B/M-kvot) (Chan et al., 1991) och earnings-price-kvot (E/P-kvot) (Basu, 1983).⁷ Kritiken mot CAPM har lett till att nya modeller tagits fram för att på ett bättre sätt förklara den förväntade avkastningen.

2.3.2 Fama & French 3-faktormodell

Fama och French (1992) kritiserar CAPM för att många anomalier inte fångas upp i modellen och finner i sin studie att β -värdet inte själv kan uppvisa den förklaringsgrad som tidigare forskning har antytt. De finner att sambandet mellan β och tillgångens avkastning är starkt för perioden innan 1969 men svagt för perioden 1963 till 1990. I sin studie testar de om faktorer för bolagsvärdet, hävstången i bolaget, B/M-kvot och E/P-kvot kan förklara de anomalier som β själv inte lyckas med. Studien visar att en kombination av variabler för bolagsstorlek och B/M-kvot ger en förklaring till tvärsnittet för den genomsnittliga avkastningen för perioden 1963-1990. Utifrån detta resultat skapade Fama och French (1993) sin förbättrade

⁷ E/P-kvot står för "Earnings-Price ratio" och är vinsten per aktie dividerat med priset per aktie.

version av CAPM, 3-faktormodellen som utöver marknadsavkastningen minus den riskfria räntan även innehåller variabler för bolagsstorlek och B/M-kvot.

Faktorn för bolagsstorlek kommer från Banz studie (1981) där han finner att företagets marknadsvärde bättre kan förklara den riskjusterade avkastningen än vad CAPM kan göra. Han visar att för perioden 1936-1977 förekommer det ett signifikant samband på NYSE mellan små företag och hög avkastning. Däremot är sambandet varken stabilt över tiden eller linjärt, då sambandet endast var signifikant för de minsta företagen. Det har även visat sig att små företag är känsligare för svängningar på marknaden (Fama & French, 1996).

Den andra faktorn i modellen bygger på sambandet mellan ett företags B/M-kvot och aktiens avkastning. En av de första att upptäcka detta samband var Chan et al. (1991) som i sin studie på den japanska marknaden finner ett starkt positivt samband mellan de två variablerna. Många efter Chan et al. har kunnat visa på samma samband men det är inte helt klart vad sambandet beror på. En förklaring kan vara att sambandet existerar på grund av att marknaden undervärderar de framtida vinsterna för företag med hög B/M-kvot och tvärtom för företag med låga värden (Ali et al., 2002). Lakonishok et al. (1994) för en diskussion kring att investerare har fel förväntningar vilket skulle kunna vara en anledning till sambandet. De menar att investeraren möjligen fokuserar för mycket på historisk avkastning och tillväxtaktier med låg B/M-kvot. Detta innebär att tillväxtaktierna blir övervärderade och att värdeaktier (företag med hög B/M-kvot) blir undervärderade.

Genom att använda faktorerna för bolagsstorlek och B/M-kvot tillsammans med marknadsavkastning skapar Fama & French (1993) 3-faktormodellen. Variabeln SMB förklarar bolagsstorleken och står för Small Minus Big vilket är skillnaden i avkastning för en portfölj med småbolagsaktier och avkastning för en portfölj med storbolagsaktier. Variabeln HML förklarar B/M-kvoten och står för High Minus Low vilket är skillnaden i avkastning mellan en portfölj med bolag med hög B/M-kvot och en portfölj med bolag med låg B/M-kvot. SMB- och HML-faktorerna förklarar tillsammans skillnaderna mellan olika aktier. Däremot kan faktorerna inte förklara genomsnittspremien för aktiers avkastning över den riskfria räntan, vilket gör att marknadsfaktorn, β , behövs i modellen (Fama & French, 1993).

Formel för 3-faktormodellen i ekvation 2:

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_{iM}(r_{Mt} - r_{ft}) + \beta_{iSMB}SMB_t + \beta_{iHML}HML_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

2.3.3 Carharts 4-faktormodell

Fama och French 3-faktormodell är en förbättring av CAPM och lyckas förklara sambandet mellan snittavkastning och E/P-kvot, kassaflödet/pris-kvot, försäljningstillväxt samt den långsiktiga historiska avkastningen. Däremot lyckas den inte förklara sambandet mellan snittavkastningen och den kortsiktiga historiska avkastningen vilket är något som Jegadeesh och Titman studerar i sin artikel från 1993 (Fama & French, 1996).

Redan 1990 studerar Jegadeesh hur historisk avkastning kan prognostisera framtida avkastning. I studien konstruerar han tio portföljer utifrån aktiernas historiska månadsavkastning och studerar hur portföljerna avkastar kommande månader. Han finner att aktier som föregående månad presterar bra fortsätter att prestera bra kommande månader. Jegadeesh gör liknande studie tillsammans med Titman 1993 där de undersöker tre olika tidsperioder; 3, 6 och 12 månader i både avseende på innehavsperiod och beräkning för tidigare historisk avkastning. Oavsett hur dessa perioder kombineras uppnås positiv riskjusterad avkastning genom att sälja föregående månads förlorare och samtidigt köpa föregående månads vinnare. Detta indikerar på att det existerar en faktor som kan förklara sambandet mellan snittavkastning och kortsiktig historisk avkastning.

Det är Carhart som utvecklar Fama och French 3-faktormodell genom att addera ytterligare en faktor som innefattar ett kortsiktigt momentum vilket är just den anomali som Jegadeesh och Titman finner att aktier uppvisar. Genom att inkludera en momentum-faktor (MOM) förbättrar modellen felprissättningarna märkbart jämfört med CAPM och Fama och French 3-faktormodell (Carhart 1997). Variabeln MOM är skillnaden i avkastning för två portföljer som 12 månader tillbaka har haft hög avkastning och två portföljer som tidigare 12 månader haft låg avkastning. Carharts 4-faktormodell ser ut enligt ekvation 3 och innehåller förutom marknadsavkastning, SMB och HML även MOM som är den unika faktorn för just den här modellen.

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_{iM}(r_{Mt} - r_{ft}) + \beta_{iSMB}SMB_t + \beta_{iHML}HML_t + \beta_{iMOM}MOM_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

3. Data

3.1 Insamling och urval av data

Datamaterialet i studien består av sekundärdata och är främst tillhandahållet av Fondbolagens förening, Thomson Reuters Eikon samt från Andrea Frazzinis egna databas. Fondbolagens förening är en branschorganisation med uppgift att ta tillvara på både fondspararnas och fondbolagens intressen (Fondbolagens förening, 2015b). Thomson Reuters Eikon är en väl använd databas av aktörer på den finansiella marknaden. Båda institutionerna får anses agera objektivt och ha en hög trovärdighet. På Frazzinis egna hemsida uppdateras regelbundet framräknade faktorer för bland annat Fama och Frenchs 3-faktormodell och Carharts 4-faktormodell för ett flertal olika länder däribland Sverige (Frazzini, 2015). Önskvärt hade varit att ta fram faktorerna själva men tidsåtgången för detta uppskattades till för stor med tanke på studiens tidsram. Författarna är medvetna om att faktorerna kan vara en källa till missvisande resultat. Fama och French redovisar även de framräknade faktorer för Sverige men där saknas Carharts MOM faktor. Andrea Frazzini innehar en doktor inom nationalekonomi från Yale University och är idag vice VD på AQR Capital Management LLC i USA. Frazzini och det datamaterial som finns tillgängligt i hans databas får ändå anses ha hög trovärdighet och vara en tillförlitlig källa.

I studien är det Fondbolagens förening som tillhandahållit Net Asset Value (NAV)-kurser för alla fonder samt den månatliga utvecklingen för SIX Portfolio Return Index (SIXPRX) vilket används som jämförelseindex i studien.⁸ För insamling av de variabler som används såsom årliga avgifter, ålder, fondförmögenhet och STIBOR 1M har Thomson Reuters Eikon använts. I de fall där data saknas eller värden markant avviker från snittet har fondbolaget kontaktats för att säkerställa datamaterialets trovärdighet. De fonder som studeras är aktivt förvaltade aktiefonder med legalt säte i Sverige och med placeringsinriktning mot stockholmsbörsen. Denna avgränsning har gjorts för att få ett hanterbart datamaterial och lättare kunna jämföra fondernas prestation mot samma jämförelseindex. Stickprov har gjorts för att säkerställa materialets trovärdighet. Efter att den ursprungliga fondlistan rensats från fonder med ofullständig data består den slutgiltiga fondlistan av 66 fonder.⁹

⁸ NAV är värdet på en fondandel beräknat som fondens alla tillgångar efter avdrag för förvaltningskostnader dividerat med antal fondandelar.

⁹ Se Appendix C för den slutgiltiga fondlistan.

3.1.1 Survivorship Bias

En studie som endast inkluderar fonder som är aktiva idag kan få problem med det som i litteraturen benämns som survivorship bias. En klar majoritet av de fonder som stängs ner gör detta på grund av att de presterat dåligt i jämförelse med andra fonder i samma kategori (Schlanger & Philips, 2013). Det vanligaste är att fonden övergår till att bli en del av en annan fond men det förekommer även att fonder stängs ner helt och likvideras. Lyckas inte studien fånga upp dessa fonder kommer sannolikt resultaten bli något missvisande i form av bättre fondprestation än vad som verkligen är fallet (Elton et al., 1996). Från Fondbolagens förening och Thomson Reuters Eikon har endast tre stängda fonder identifierats för det slutgiltiga datamaterialet. En tillförlitlig siffra på det faktiska antalet fonder som stängts ner under perioden har inte kunnat tas fram. Datamaterialet kan dock inte anses vara fritt från survivorship bias då det är mycket troligt att fler än tre fonder med placeringsinriktning Sverige har stängts ner eller fusionerats ihop med en annan fond under den studerade perioden. Det är viktigt att detta beaktas vid analys av resultatet (Ibid).

3.2 Variabler

Tabell 3 visar en sammanfattning av egenskaper som karaktäriserar de förklarande variablerna i studien samt bruttoavkastning och jämförelseindex.

Tabell 3 - Deskriptiv statistik av förklarande variabler

| | Avk | Index | Årlig avgift | Fondförmögenhet | Ålder | TE | Stdav |
|--------------|----------|----------|--------------|-----------------|-------|---------|---------|
| Med | 0,84 % | 1,14 % | 0,11 % | 3 714 mkr | 200 | 1,84 % | 4,91 % |
| Stdav | 5,39 % | 5,03 % | 0,03 % | 4 685 mkr | 104 | 0,93 % | 2,10 % |
| Min | -39,84 % | -17,77 % | 0,03 % | 3 mkr | 59 | 0,53 % | 1,59 % |
| Max | 26,95 % | 21,95 % | 0,21 % | 32 443 mkr | 599 | 10,39 % | 15,72 % |

Avk (avkastning) är bruttoavkastning på månadsbasis, Index är avkastningen SIXPRX på månadsbasis, årlig avgift är på månadsbasis, ålder är uttryckt i antal månader sedan fondens introduktion, TE står för Tracking Error och Stdav står för standardavvikelse för avkastningen.

3.2.1 Avkastning

För att kunna ta fram den månatliga riskjusterade avkastningen måste man först ha den vanliga, månatliga avkastningen. Då det ursprungliga datamaterialet är dagsdata för alla fonder har Excel VBA använts för att på ett smidigt och snabbt sätt kunna göra om datamaterialet till månadsdata vilket är det som används genomgående i hela studien. Excel VBA används främst med hänsyn till det stora datamaterialet men ökar också säkerheten i materialet då manuella misstag reduceras. Den sista observationen för varje månad används till att skapa en tidsserie med fondernas NAV-kurser. Avkastningen räknas sedan ut genom

förändringen av logaritmerade NAV-kurser mellan varje månad. NAV-kursen som fondbolaget redovisar är inklusive avgiften vilket innebär att den måste adderas för att få fram bruttoavkastningen. Uträkning av fondernas bruttoavkastning illustreras i ekvation 4.

$$\text{Bruttoavkastning}_{it} = (\ln \text{NAV}_{it} - \ln \text{NAV}_{it-1}) + \frac{\text{Årlig Avgift}_{it}}{12} \quad (4)$$

Den årliga avgiften delas upp i tolv lika stora delar för att adderas till den månatliga avkastningen. Författarna är medvetna om att detta är en approximation då den kumulativa effekten av periodiseringen av årets avgifter ignoreras. Periodiseringen av avgifterna behöver inte heller vara helt jämn över tiden.

3.2.2 Avgift

I studien mäts fondens avgift utifrån det som idag är årlig avgift. Årlig avgift ersatte TER år 2012 vilket innebär att avgiften som används under perioden innan 2012 är TER och därefter årlig avgift. Då skillnaden mellan de två begreppen är små kan de användas synonymt med varandra och kommer därmed inte påverka studiens resultat. Årlig avgift mäts i procent och redovisas på årsbasis men omvandlas till månadsdata då det används genomgående i studien. Vidare tas ingen hänsyn till om fonderna har andra alternativa avgifter, som köp-, sälj- eller prestationsbaserad avgift. Detta har gjorts eftersom det är en liten andel av stickprovets fonder som har sådana avgifter och anses ha en liten effekt på resultatet. Det är även i linje med Gil-Bazo och Ruiz Verdú (2009) som inte heller tar hänsyn till dessa avgifter trots att de studerar den amerikanska fondmarknaden där denna typ av avgifter är vanligare.

3.2.3 Fondförmögenhet

Total Net Asset (TNA) används i studien som mått för fondförmögenheten. TNA är fondens totala tillgångar exklusive fondens totala skulder. För att både förenkla tolkningen av resultatet samt göra resultatet mer jämförbart med tidigare studier är TNA uttryckt som naturliga logaritmen av värdet uttryckt i miljoner (LNSIZE). Denna metod används av samtliga studier som undersöker fondförmögenhetens påverkan på fondens avgift med förklaringen att den kan ha ett icke linjärt samband med avgiften (se t.ex. Geranio & Zanotti, 2005; Gil-Bazo och Ruiz-Verdú, 2009). I de undantagsfall där värden saknas genomförs en linjär interpolering.

3.2.4 Ålder

Den förklarande variabeln för ålder, LNAGE, mäter antalet månader som fonden varit verksam uttryckt i den naturliga logaritmen. Detta sätt skiljer denna studies metod från tidigare forskning som använder den naturliga logaritmen av ålder uttryckt i år istället för månader. Anledningen till att denna studie använder sig av ålder i månader är för att alla andra observationer i urvalet är på månadsbasis. På samma sätt som med variabeln för fondförmögenheten är det sannolikt att det inte finns ett linjärt samband mellan ålder och avgift, därav den naturliga logaritmen (Geranio & Zanotti, 2005).

3.2.5 Bankförvaltade fonder

BANKFUND är en förklarande dummy-variabel som visar om fonden är bankförvaltd eller inte. I studien definieras en fond som bankförvaltd om fonden tillhör någon fullsortimentsbank som vänder sig till svenska privatpersoner. Det finns sju banker som faller in under den kategorin; Swedbank, SEB, Handelsbanken, Skandiabanken, Nordea, Danske Bank och Länsförsäkringar. Antalet fonder som förvaltas av dessa banker och som finns med i studien är totalt 31 stycken där Swedbank är störst med förvaltning av nio stycken fonder med placeringsinriktning Sverige. I tabell 4 presenteras fördelningen över antalet svenska aktiefonder som tillhör någon av de sju fullsortimentsbankerna som ingår i studien. I regressionerna uttrycks variabeln som en dummyvariabel.

Tabell 4 - Fördelning av studiens urval mellan de sju fullsortimentsbankerna

| Fondbolag | Antal fonder | Procent |
|------------------|--------------|---------|
| Swedbank | 9 | 13,6 % |
| SEB | 7 | 10,6 % |
| Handelsbanken | 4 | 6,1 % |
| Skandiabanken | 4 | 6,1 % |
| Nordea | 3 | 4,5 % |
| Danske Bank | 2 | 3,0 % |
| Länsförsäkringar | 2 | 3,0 % |
| Övriga | 35 | 53,0 % |
| Totalt | 66 | 100 % |

3.2.6 Tracking Error

Variabeln för Tracking Error (TE) beräknas som standardavvikelsen av skillnaden mellan fondens och jämförelseindex avkastning på månadsbasis enligt ekvation 5. Avkastning för fonden och jämförelseindex baseras på föregående 12 månader.

$$\text{Tracking Error} = \text{Stdav}(r_{\text{fond},t} - r_{\text{SIXPRX},t}) \quad (5)$$

Tracking Error som mått för graden av aktiv förvaltning kan eventuellt ifrågasättas då Cremers och Petajisto (2009) anser att Active Share på ett bättre sätt reflekterar aktiv förvaltning. Måttet visar hur stor del av fondens investeringar som speglar det innehav som finns med i sitt jämförelseindex. Tillgängligheten av data gör att Active Share är ett svårt mått att ta fram vilket gör att denna studie använder sig av Tracking Error.

3.2.7 Standardavvikelse

En fonds standardavvikelse kan ses som ett mått på fondens risk. Måttet är på månadsbasis och även dessa värden baserar sig på avkastningen för fonden de senaste 12 månaderna.

3.2.8 Jämförelseindex

Vid beräkning av det skattade alfavärdet utifrån CAPM, Fama och French 3-faktormodell och Carharts 4-faktormodell har valet av jämförelseindex stor betydelse för resultatet. Det index som används ska på bästa sätt spegla den marknad som fonden investerar i. Majoriteten av aktiefonder har en viktbegränsning som innebär att ett innehav inte får överstiga en viss procentsats av fondens totala kapital. En annan faktor som är gemensam för de flesta fonder är att utdelningen från bolag som ägs av fonden återinvesteras. Ett jämförelseindex som tar hänsyn till båda dessa faktorer är SIXPRX. Detta jämförelseindex använder majoriteten av fonderna sig av. SIXPRX ska spegla utvecklingen för stockholmsbörsens alla bolag och tar dels hänsyn till utdelningen och dels en begränsning att inget bolag får överstiga 10 procent av indexet. Dessutom får inte bolag som utgör mer än 5 procent av portföljen utgöra mer än 40 procent tillsammans (Fondbolagens förening, odat.).

En del av fonderna har en snävare placeringsinriktning mot exempelvis små bolag, stora bolag eller högutdelande bolag. Det finns risk att det blir felaktiga alfavärden på grund av detta. Beräkning av Tracking Error påverkas också av valet av jämförelseindex då dess avkastning ingår i modellen (se ekvation 5). Denna problematik beaktas vid tolkning av resultatet.

3.2.9 Riskfri ränta

Som mått för riskfri ränta i regressionsmodellerna används STIBOR 1-månad. Det är i linje med tidigare studier på den svenska fondmarknaden (se t.ex. Flam & Vestman, 2014) och då den riskjusterade avkastningen räknas ut på månadsbasis får det anses rimligt att använda den räntan.

3.2.10 Faktorerna för Fama & French och Carhart

Vid regressioner för att ta fram den riskjusterade avkastningen med Fama och Frenchs 3-faktormodell och i Carharts 4-faktormodell används som mest fyra faktorer; SMB, HML, MOM samt ett jämförelseindex. Även om stickprov från de hämtade faktorerna har jämförts med värden från Fama och French egen databas finns ändå risken att faktorn för momentum, som inte finns i Fama och French databas, är felaktig. Alla faktorer utom HML är uträknad genom samma metod som Fama och French samt Carhart använder. HML-faktorn är något modifierad jämfört med hur Fama och French räknar ut denna faktor (se Appendix A för ytterligare beskrivning). Förändringen anses dock vara tillräckligt liten för att påverka möjligheten till jämförbarhet. Beskrivning av hur studiens SMB-, HML- och MOM-faktorer räknas ut är grundligt beskrivet i Appendix A.

4. Metod

Likt tidigare studier inom området följer denna studie en kvantitativ ekonometrisk metod eftersom det inhämtade datamaterialet är kvantifierbart och enkelt kan användas i regressioner och analyseras därefter. Resultaten från studien kan jämföras med tidigare forskning inom området då den använda metoden är liknande. Datamaterialet som är på månadsbasis bearbetas med ekonometriska program för att få fram ett resultat som sedan kan analyseras och besvara de forskningsfrågor som studien undersöker.¹⁰

Studien är uppdelad i två delar, där den första delen går ut på att ta fram alfavärden för fonderna och del två fokuserar på att analysera hur fonders karaktärsdrag påverkar riskjusterad avkastning och årlig avgift.

4.1 Alfavärdet

Steg ett går ut på att räkna ut månatliga alfavärden för varje enskild fond, det vill säga hur fonderna presterar mot jämförelseindex, med hjälp av CAPM, Fama och French 3-faktormodell samt Carharts 4-faktormodell för aktivt förvaltade svenska aktiefonder. Likt Carhart (1997) och Gil-Bazo och Ruiz-Verdú (2009) används alla tre modeller för att generera alfavärden och kunna jämföra resultatet mellan de olika modellerna. Flera studier använder endast Carharts 4-faktormodell med motiveringen att det är den mest effektiva skattningemetoden. För att säkerställa att det är en effektivare modell för den svenska fondmarknaden inkluderas även CAPM och Fama French 3-faktormodell. Studiens jämförbarhet ökar genom att använda samma metod som tidigare studier på området för framtagning av alfavärden.

Paneldataregressionerna för att ta fram alfa ställs upp enligt ekvation (6, 7, 8):

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_{it} + \beta_{iM}(r_{Mt} - r_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_{it} + \beta_{iM}(r_{Mt} - r_{ft}) + \beta_{iSMB}SMB_t + \beta_{iHML}HML_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_{it} + \beta_{iM}(r_{Mt} - r_{ft}) + \beta_{iSMB}SMB_t + \beta_{iHML}HML_t + \beta_{iMOM}MOM_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Utifrån vår kännedom beräknar samtliga tidigare studier på området ut den riskjusterade avkastningen genom månadsdata vilket även görs i den här studien. Det som skiljer studierna åt något är längden på rullande månadsdata som används vid skattningarna av den

¹⁰ Datamaterialet bearbetas med hjälp av Excel, R och Eviews.

riskjusterade avkastningen. Gil-Bazo och Ruiz-Verdú (2009) använder 60 månader som rullande månadsdata till skillnad från Carhart (1997) som använder 36 månader. Den här studien följer Gil-Bazo och Ruiz-Verdús metod med 60 månader vilket gör att perioder med extrema avkastningar får mindre effekt på framtagna alfavärden. Naturligt exkluderar det bort fler unga fonder än vid användning av 36 månader. De fonder som endast finns på marknaden under en kort tid är förmodligen de som presterar mindre bra vilket kan innebära en skevhet i resultatet. Under vissa enstaka perioder har fonderna en bättre avkastning än marknaden och ju fler månader som inkluderas i modellen desto svårare blir det för fonder att uppvisa en genomsnittsavkastning som överstiger index. Eftersom studien undersöker en längre tidsperiod blir detta tillvägagångssätt mest rimligt. För att räkna ut alfavärdet för exempelvis januari 2005 krävs det att datamaterial från och med januari 2000 finns tillgängligt.

Carhart visar i sin artikel från 1997 att 4-faktormodellen i snitt förbättrar felprissättningar betydligt jämfört med CAPM och Fama & French 3-faktormodell. Han visar att 3-faktormodellen är effektivare än CAPM men att 4-faktormodellen presterar bäst av alla tre modeller. Carhart använder bland annat justerat R^2 -värde för att avgöra vilken den bästa modellen är. Justerat R^2 -värde indikerar hur stor del av stickprovets variation i beroendevariabeln som förklaras av modellen. Värdet rör sig mellan 0 och 100 procent där 0 innebär att modellen inte förklarar något utöver medelvärdet för beroendevariabeln, 100 procent innebär att stickprovets variation i beroendevariabeln är 0. En nackdel med icke justerat R^2 -värde är att den inte straffar modellen när fler variabler adderas även om de inte har någon förklarande styrka. För att undvika detta problem används justerat R^2 -värde som tar hänsyn till antalet variabler i modellen (se t.ex. Verbeek, 2012). Alfavärden från den modell som visar högst justerat R^2 -värde används i steg två där riskjusterad avkastning och årlig avgift skattas mot karaktärsdragen.

4.2 Samband mellan fondens karaktärsdrag mot avgift samt alfa

I steg två analyseras, genom paneldataregression, vilka karaktärsdrag inklusive riskjusterad avkastning som kan förklara skillnader i årlig avgift och vilka karaktärsdrag tillsammans med årlig avgift som kan förklara riskjusterad avkastning. De karaktärsdrag som analyseras är fondförmögenheten, fondens ålder, huruvida fonden tillhör en av de sju svenska fullsortimentsbankerna; Swedbank, SEB, Handelsbanken, Skandiabanken, Nordea, Danske Bank och Länsförsäkringar, fondens Tracking Error och standardavvikelsen för fondens avkastning. Standardavvikelsen ingår bara mot årlig avgift. Anledningen är att det teoretiskt inte ska finnas något samband mellan risk och riskjusterad avkastning.

Ekvation (9) och (10) visar de två regressioner som genomförs för att analysera fondens karaktärsdrag där de förklarande variablerna skattas mot riskjusterad avkastning och årlig avgift.

$$f_{it} = \delta_0 + \delta_1 \hat{\alpha}_{it} + \delta_2 LNSIZE + \delta_3 LNAGE_{it} + \delta_4 BANKFUND_{it} + \delta_5 TE_{it} + \delta_6 \sigma_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\hat{\alpha}_{it} = \delta_0 + \delta_1 f_{it} + \delta_2 LNSIZE_{it} + \delta_3 LNAGE_{it} + \delta_4 BANKFUND_{it} + \delta_5 TE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$\hat{\alpha}_{it}$ = Den skattade riskjusterade avkastningen för fond i under period t.

δ_{0t} = Interceptet för y-axeln.

f_{it} = Fondavgift (månadsbasis)

$LNSIZE_{it}$ = Fondförmögenheten i antal miljoner, logaritmerad form.

$LNAGE_{it}$ = Fondens ålder uttryckt i månader, logaritmerad form.

$BANKFUND_{it}$ = Dummyvariabel för om fonden tillhör en av de svenska fullsortimentsbankerna; Swedbank, SEB, Handelsbanken, Skandiabanken, Nordea, Danske Bank och Länsförsäkringar.

TE_{it} = Fondens Tracking Error för de senaste 12 månaderna.

σ_{it} = Fondens standardavvikelse för avkastningen de senaste 12 månaderna

ε_{it} = Slumpterm

4.2.1 Delperioder

En av forskningsfrågorna är att undersöka huruvida sambandet skiljer sig för olika tidsperioder. För att kunna besvara denna frågeställning delas perioden 2005-2014 upp i tre delperioder enligt tabell 5. Den första delperioden innefattar främst tiden innan finanskrisen men innefattar även ca 6 månader efter toppnoteringen på SIXPRX. Delperiod två täcker både en större del av finanskrisen 2008 men även återhämningsperioden därefter. Den tredje och sista delperioden omfattar en del orostider under 2011 kring länderna Grekland, Spanien, Portugal och Italien samt den stora uppgång som följde efter det.

Tabell 5 - Delperioder i studien

| | |
|-----------------|-------------------------|
| Period 1 | 2005.01.01 - 2007.12.31 |
| Period 2 | 2008.01.01 - 2010.12.31 |
| Period 3 | 2011.01.01 - 2014.12.31 |

4.3 Ekonometriska modeller och test

4.3.1 Normalfördelning

För att avgöra om fördelningen av alfavärdena följer en normalfördelning eller inte genomförs ett Jarque-Bera test. Jarque-Bera testet är ett normalitetstest som undersöker datamaterialets skevhet och kurtosis. Nollhypotesen för testet är att datamaterialet följer en normalfördelning

som innebär att skevhetsmättet är noll och kurtosis är tre. Det mått testet visar jämförs med en χ^2 -fördelning med två frihetsgrader där det kritiska värdet är 5,99 för att kunna förkasta nollhypotesen på fem procents signifikansnivå. Testet uppvisar ett bättre resultat vid stora stickprov än vid mindre. (se t.ex. Verbeek, 2012)

Vid stora stickprov brukar normalfördelning antas med bakgrund av centrala gränsvärdessatsen. Teorin innebär att summan av oberoende och slumpmässiga variabler har en fördelning som går mot normalfördelning när stickprovet blir större. (Wooldridge, 2009)

4.3.2 Fixed Effect Model

Fixed Effect Model (FEM) är en linjär regressionsmodell som fångar upp icke observerbara skillnader mellan fonder genom att tilldela varje fond ett eget intercept (se t.ex. Verbeek, 2012). FEM kan formuleras enligt ekvation 11.

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

Det normala antagandet vid en FEM är att de förklarande variablerna x_{it} är oberoende av slump termen ε_{it} . Enligt Wooldridge (2009) tillåter FEM en korrelation mellan intercepten α_i och de förklarande variablerna under de olika tidsperioderna. En konsekvens av detta är att förklarande variabler som är konstanta över tiden försvinner ur modellen då interceptet istället fångar upp den effekten. Den förklarande variabeln BANKFUND i vår studie är konstant över tid vilket gör att dess effekt på fondens riskjusterade avkastning eller årlig avgift inte kan studeras med en FEM.

4.3.3 Random Effect Model

Om de individspecifika egenskaperna som förklaras av intercepten α_i inte korrelerar med de förklarande variablerna finns en möjlighet att istället skatta modellen med en Random Effect Model (REM) (se t.ex. Wooldridge, 2009). REM kan formuleras enligt ekvation 12 och 13.

$$y_{it} = \alpha + x'_{it}\beta + v_{it} \quad (12)$$

$$v_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Där v_{it} står för en sammansatt slump term. Till skillnad mot en FEM speglas individuella skillnader i slump termen istället för i intercept termen. Fördelen med en REM enligt Wooldridge (2009) är att modellen tillåter förklarande variabler som är konstanta över tid. Det är möjligt då de dolda individuella effekterna inte korrelerar med de förklarande variablerna

oavsett om de är konstanta över tid eller inte. För denna studie kan variabeln BANKFUND inkluderas som en förklarande variabel med en REM med antagandet att den inte korrelerar med α_i .

4.3.4 Hausman Test

Valet mellan FEM och REM bestäms i denna studie med hjälp av ett Hausman test. Det är ett test som statistiskt testar för om individspecifika icke observerbara skillnader korrelerar med de förklarande variablerna i modellen. Den generella idén med testet är att jämföra två olika skattningsmetoder; en som är konsistent under både noll- och alternativhypotesen samt en som bara är konsistent under nollhypotesen. Nollhypotesen för Hausman testet är att α_i och x_{it} inte korrelerar med varandra. Om testet visar på en signifikant skillnad mellan de två skattningsmetoderna kan nollhypotesen förkastas och en FEM är att föredra framför en REM (Verbeek, 2012).

Enligt Verbeek (2012) ska Hausman testet användas med försiktighet trots att det är det mest använda vid valet mellan FEM och REM. Om testet visar att nollhypotesen kan förkastas behöver det inte automatiskt betyda att FEM är den bästa skattningsmetoden. Studiens syfte kan spela roll menar Verbeek då FEM är att föredra om individspecifika icke observerbara skillnader är av intresse för studien. Det viktigaste vid valet mellan FEM och REM är trots allt om man kan anta att α_i och x_{it} inte korrelerar med varandra.

4.3.5 Multikollinearitet

Multikollinearitet är ett problem som innebär att förklarande variabler i modellen korrelerar med varandra och leder till icke konsistenta skattningar. För att undersöka om det finns problem med multikollinearitet i studien skapas en korrelationsmatris (se appendix B) för de förklarande variablerna. Variabler med hög korrelation kan då tas bort för att göra modellen bättre och ge mer konsistenta skattningar. Alternativt kan även stickprovet göras större för att undvika multikollinearitet vilket ofta kan vara svårt att genomföra i praktiken. (Verbeek, 2012)

4.3.6 Standardfel

Både REM och FEM gör antagandet att interceptet för alla individer, α_i , fångar upp all korrelation mellan de icke observerbara skillnaderna mellan individerna. Det antagandet betyder också att slumptermen inte antas korrelera mellan individerna i modellen. Förekommer det heteroskedasticitet eller autokorrelation hos slumptermen, vilket betyder att slumptermen korrelerar mellan individerna, leder det till standardfel som inte är konsekventa.

Vid paneldata och speciellt stickprov med stort antal observationer är det väldigt vanligt att det förekommer heteroskedasticitet i modellen (Verbeek, 2012). Det betyder att det kan finnas korrelation mellan residualerna för de olika fonderna. För att ta hänsyn till detta och få ett mer korrekt resultat används Whites standardfel i modellerna. Metoden går ut på att korrigera för residualer med varierande varians genom en annan beräkningsmodell av kovariansmatriser jämfört med under vanlig OLS.¹¹

¹¹ För en mer ingående beskrivning av beräkningsmodellen för Whites standardfel se exempelvis Verbeek (2012).

5. Resultat och diskussion

5.1 Alfavärdet

I studien ingår från början 79 stycken aktivt förvaltade Sverigefonder. Den valda metoden för att ta fram alfavärdet kräver 60 månaders historik från varje enskild fond. Det gör att sju stycken fonder med kortare historik än 60 månader exkluderats från det ursprungliga urvalet till 72 fonder. Antalet regressioner som genomförts för att ta fram enskilda månatliga alfavärden för perioden 2005-2014 är 19 404 stycken. Endast alfavärden från en av de tre modellerna används i steg två vilket betyder att 6468 stycken alfavärden används till de två kommande regressionerna med karaktärsdrag som förklarande variabler. Tre stycken fonder i urvalet har lagts ner eller fusionerats ihop med andra fonder samtidigt som många nya fonder har tillkommit under perioden. Det gör att fördelningen blir något skev över tid som beskrivs längst ner i tabell 6 där genomsnitt av antalet fonder ökar över tid.

Tabell 6 - Alfavärden utifrån CAPM, Fama & French och Carhart

| | 2005-2007 | 2008-2010 | 2011-2014 | 2005-2014 |
|-------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| CAPM-alfa | -0,304 | -0,356 | -0,356 | -0,344 |
| Standardavvikelse | (0,365) | (0,258) | (0,246) | (0,284) |
| Justerat R ² | 90,67 | 87,98 | 86,51 | 87,97 |
| Fama & French-alfa | -0,313 | -0,357 | -0,325 | -0,332 |
| Standardavvikelse | (0,275) | (0,237) | (0,265) | (0,260) |
| Justerat R ² | 92,90 | 89,88 | 88,10 | 89,81 |
| Carhart-alfa | -0,315 | -0,375 | -0,365 | -0,356 |
| Standardavvikelse | (0,271) | (0,232) | (0,249) | (0,251) |
| Justerat R ² | 92,94 | 90,10 | 88,45 | 90,04 |
| | | | | |
| Antal alfavärden | 1576 | 1949 | 2943 | 6468 |
| Antal fonder | 42,6 | 54,1 | 61,3 | 53,5 |

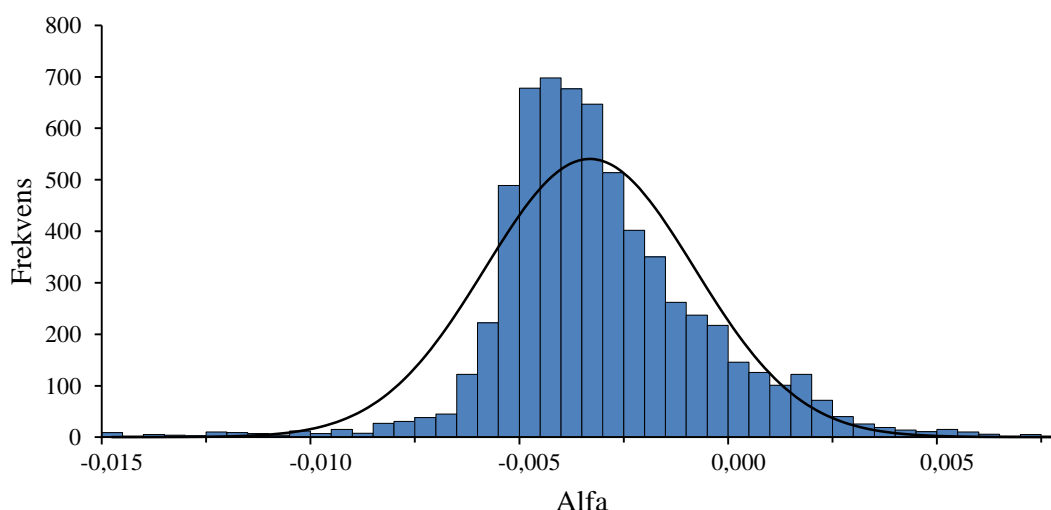
Sammanfattande tabell av resultaten för alfavärden i procent från metoderna CAPM, Fama och French och Carhart under delperioderna och för hela perioden. Den första raden för varje metod visar genomsnittligt alfavärde. Värden inom parentes visar den genomsnittliga standardavvikelsen för de ovanstående alfavärdena. Den tredje raden för varje metod visar genomsnittligt justerat R²-värde i procent. Antal alfavärden är per modell och antal fonder visar genomsnittet för varje delperiod och hela perioden.

Tabell 6 visar att genomsnittligt alfavärde är negativt för samtliga tre utvärderingsmetoder och för alla delperioder. Vid jämförelse av enbart koefficienten för alfavärdet skiljer den sig inte väsentligt mellan de olika utvärderingsmetoderna men skiljer sig däremot över tid. Genomsnittsfonden är under den första delperioden mer framgångsrik i sin förvaltning än under de två nästkommande perioderna. Däremot lyckas inte genomsnittsfonden, oavsett period, generera en positiv riskjusterad avkastning, utan underpresterar marknaden med drygt

0,3 procent per månad. Det är anmärkningsvärt lågt och kan bero på att vissa fonder har en snävare placeringsinriktning än SIXPRX, som ska återspegla hela stockholmsbörsen. Tydligt är dock att aktiv förvaltning har svårt att slå sitt jämförelseindex.

Utifrån att studera justerat R^2 -värde vid valet av metod visar det sig att Carharts 4-faktormodell är bäst lämpad för att ta fram en fonds alfaavkastning utifrån stickprovet som används i den här studien. Detta resultat är likt det som tidigare studier finner (se t.ex. Carhart, 1997; Gil-Bazo & Ruiz Verdú, 2009). Konsekvent ger Carharts modell högst justerat R^2 -värde oavsett vilken period som studeras. På grund av ett högre justerat R^2 -värde används Carharts alfavärden vid genomförandet av regressionerna som studerar sambandet mellan karaktärsdragen och riskjusterad avkastning samt den årliga avgiften.

Figur 1 - Fördelning av månatlig riskjusterad avkastning



Fördelningen av riskjusterad avkastning framtagna med Carharts 4-faktormodell för alla fonder under 2005-2014. Linjen i figuren symboliserar normalfördelning. X-axeln är uttryckt i decimalform.

Tabell 7 - Fördelningstabell för Carharts Alfa

| Period | N | Medel | Standardavvikelse | Min | Max | Skevhets | Kurtosis |
|------------------|------|--------|-------------------|--------|-------|----------|----------|
| 2005-2007 | 1576 | -0,315 | 0,271 | -1,128 | 0,730 | 0,744 | 4,648 |
| 2008-2010 | 1949 | -0,375 | 0,232 | -1,609 | 0,286 | -0,265 | 6,361 |
| 2011-2014 | 2943 | -0,365 | 0,249 | -1,539 | 0,620 | 0,087 | 5,150 |
| 2005-2014 | 6468 | -0,356 | 0,251 | -1,609 | 0,730 | 0,237 | 5,448 |

Tabellen sammanfattar fördelning över Carharts alfavärde för de tre delperioderna och för hela perioden. Medelvärdet, standardavvikelsen, min och max anges i procent.

Figur 1 pekar på att den riskjusterade avkastningen inte följer normalfördelning. Tabell 7 visar ett skevhetsmått på 0,237 som betyder att det är en positiv skevhet och kännetecknas av att en stor del av fördelningen är koncentrerad till vänster som visas tydligt i figur 1.

Kurtosisvärdet över tre i tabell 7 indikerar på toppighet vilket också visas tydligt i figur 1 där ett stort antal alfavärden ligger över normalfördelningskurvan. Sannolikheten för extremvärden ökar vid hög kurtosis på grund av "fetare svansar" i jämförelse med normalfördelning. Fyra Jarque-Bera test har genomförts för perioderna som konstaterar att fördelningen av alfavärdena inte följer någon normalfördelning. Studien antar trots detta en asymptotisk normalfördelning av riskjusterad avkastning i enlighet med centrala gränsvärdessatsen (se t.ex. Wooldridge, 2009).

5.2 Samband mellan fondens karaktärsdrag och årliga avgift

Den första regressionen som presenteras i tabell 8 är en skattning mellan fondens karaktärsdrag och den årliga avgiften. För att bestämma skattningsmetod har ett Hausman test genomförts för alla delperioder. Nollhypotesen för testet kan förkastas på åtminstone tio procents signifikansnivå för de olika delperioderna vilket innebär att residualerna är korrelerade med de förklarande variablerna. För att ta hänsyn till detta används en FEM. För hela perioden visar Hausman testet däremot att det inte finns någon korrelation mellan residualerna och de förklarande variablerna. Det betyder att REM är en bättre skattningsmetod enligt testet. Den använda metoden för delperioderna och hela perioden är FEM. Författarna anser att det kan finnas icke observerbara egenskaper hos fonderna som tas upp av interceptet vid en FEM vilket också visas av Hausman testet för delperioderna. Skattningarna tar hänsyn till heteroskedasticitet med hjälp av Whites robusta standardfel i modellen. Standardfelen blir något högre vilket ger lägre t-värden i jämförelse med en skattning utan Whites robusta standardfel.

På grund av att modellen är skattad med en FEM samlas en stor del av effekterna upp i de fondspecifika intercepten vilket resulterar till att modellen får ett högt justerat R^2 -värde på mellan 95 och 99 procent. Justerat R^2 -värde är egentligen mer användbart i OLS-regressioner och blir något missvisande vid paneldataregressioner. Studien lägger av den anledningen inte någon större vikt i dessa värden. Värdet ligger emellertid i linje med ett justerat R^2 -värde på 94,22 procent som Gil-Bazo och Ruiz-Verdú (2009) får fram i sin modell.

Tabell 8 - Karaktärsdrag som förklarar årlig avgift

| Variabel | 2005-2007 | 2008-2010 | 2011-2014 | 2005-2014 |
|-------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|----------------------------|------------------------------|
| C | 0,001018*** (0,000095) | 0,001544*** -0,000141 | 0,001898*** (0,000072) | 0,001473*** (0,0000646) |
| GROSSALPHA | 0,003926*** (0,001054) | 0,002448*** (0,000811) | -0,002181*** (0,000422) | 0,001787** (0,00086) |
| LNSIZE | -0,0000237*** (0,000005) | -0,0000201*** (0,000003) | 0,000000 (0,000002) | -0,000038*** (0,0000041) |
| LNAGE | 0,000124*** (0,000018) | -0,000013 (0,000031) | -0,000152*** (0,000019) | 0,0000792*** (0,00000618) |
| TE | -0,001188* (0,000652) | 0,003006*** (0,000555) | -0,000604*** (0,000066) | 0,00151*** (0,000357) |
| STDEV | 0,000012 (0,000114) | -0,000169*** (0,000045) | 0,000083 (0,000067) | -0,000102 (0,000078) |
| Justerat R² | 98,67 | 99,23 | 98,01 | 95,13 |
| Hausman Test | 0,09 | 0,02 | 0,00 | 0,18 |
| Observationer | 1561 | 1936 | 2837 | 6334 |

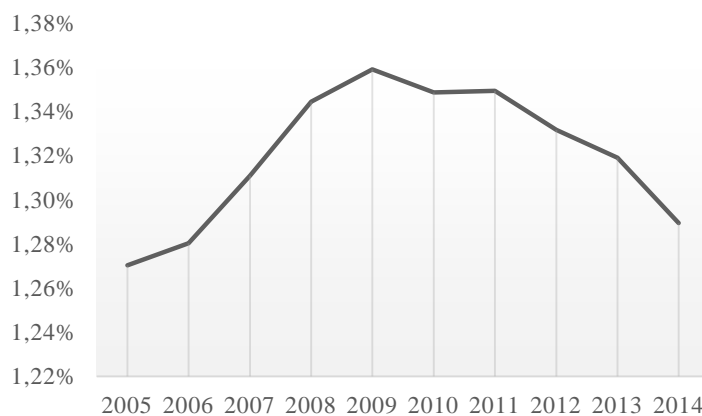
Sammanfattande tabell över regressioner med månatlig årlig avgift mot olika karaktärsdrag för fonderna. Beroende variabel är månatlig årlig avgift och förklarande variabler är GROSSALPHA som mäter fondens riskjusterade avkastning före avgifter på månadsbasis, LNSIZE som mäter fondens förvaltningskapital i logaritmerad form, LNAGE som mäter hur länge fonden har varit aktiv i antal månader i logaritmerad form, TE som står för Tracking Error och mäter hur fondens avkastning avviker från jämförelseindex (baserat på senaste 12 mån) samt STDEV som mäter standardavvikelsen i fondens avkastning (baserat på senaste 12 mån). Koefficienterna är skattade i Eviews med Fixed Effect Model. Standardfelet redovisas inom parentes och justerat R² i procent. Hausman-testet visar p-värde. *, **, *** visar statistisk signifikans på 10 %, 5 % och 1 % nivå.

Variabeln för om en fond är förvaltningsbank eller inte är en dummyvariabel vilket inte gör det möjligt att inkludera den variabeln vid en FEM. Detta beror på att variabeln korrelerar med de fondspecifika egenskaperna och ingår då i fondens individuella intercept. För att få en indikation på om variabeln BANKFUND på något sätt kan förklara den årliga avgiften har en REM skattats och visar ett värde på 0,01 procent för hela perioden (se appendix D, tabell 12). Det skulle betyda att en bankförvaltningsfond har 0,01 procent högre månatlig årlig avgift än en icke bankförvaltningsfond. Variabeln är inte statistiskt signifikant på tio procents nivå och det är därför inte möjligt att dra några slutsatser från den. Bortsett från att variabeln inte är signifikant är det positiva sambandet i linje med det resultat som Korkeamaki och Smythe (2004) finner på den finska fondmarknaden. De amerikanska studier som testat för sambandet finner motsatsen. För variabeln BANKFUND är det rimligt att tänka sig att den svenska fondmarknaden mer liknar den finska än den amerikanska marknaden.

5.2.1 Riskjusterad avkastning

Under de första två delperioderna och för hela perioden är den riskjusterade avkastningen statistiskt signifikant och innehar en positiv koefficient. Detta skiljer sig från den sista delperioden som sträcker sig från 2011-2014. Under alla delperioder förutom den sista har en högre riskjusterad avkastning inneburit en högre årlig avgift. För att öka möjligheten till förståelsen av anledningen till skillnaden presenteras den genomsnittliga utvecklingen över den årliga avgiften i figur 2. Studerar man figuren med hänsyn till de tre delperioderna ökar den årliga avgiften under de två första perioderna samt är avtagande för den sista perioden mellan 2011 och 2014. Det är möjligt att alfa-variabeln fångar upp effekter som inte kommer från alfan utan från andra faktorer som inte finns med i modellen.

Figur 2 - Utveckling för genomsnittlig årlig avgift 2005-2014



Y-axeln visar genomsnittlig årlig avgift uttryckt i procent och x-axeln hela den studerade perioden 2005-2014.

Det är möjligt att det finns faktorer som inte inkluderas i modellen som förklarar varför den årliga avgiften under de sista fyra åren är minskande. En förklaring kan vara att flertalet makrofaktorer spelar en avgörande roll. För undersökningsperioden 2005-2014 blir fonders avkastning och avgift mycket omdebatterad i media. Under 2006 lanserar Avanza sin gratisfond Avanza Zero som gör att aktiva fonder får en helt annan konkurrens från indexfonder (Avanza, 2015). Morningstar presenterar i maj 2012 nyckeltalet Normanbeloppet som gör det lättare för investeraren att jämföra fonders avgiftsnivåer (Lindmark, 2012). Under 2013 börjar fler banker introducera lågprisfonder där bland annat SBAB lanserar sin gratisfond. Ett år senare släpper Nordnet sin egen gratisfond Superfonden Sverige (Privata Affärer, 2013; Nordnet, 2014). Alla dessa faktorer kan ha påverkat marknaden och fått fondbolagen att sänka avgiften på sina fonder för att vara konkurrenskraftiga.

5.2.2 Fondförmögenhet

Sambandet mellan fondens storlek och årlig avgift är statistiskt signifikant och negativ för alla perioder förutom 2011-2014. Variabeln är nära noll och är därför inte ekonomiskt signifikant. En ökning av fondens storlek med 10 procent skulle endast innebära en minskning med 0,00036 procent $\left[\ln\left(\frac{110}{100}\right) * -0,000038 \right]$ av den månatliga årliga avgiften. För att få ökad förståelse är en motsvarande ökning i storlek en minskning av den årliga avgiften med -0,0043 procent. Detta kan ställas i relation med den genomsnittliga årliga avgiften på 1,318 procent för att belysa effekten det ger. Variabeln anses därför inte ha någon signifikant ekonomisk betydelse för att kunna förklara avgiften. Gil-Bazo och Ruiz-Verdú (2009) finner även de ett negativt samband mellan avgift och storlek. Det värde de får fram är däremot 30 gånger mer negativt än vad denna studie kommer fram till. I deras studie är storleken en av de faktorer som förklarar avgiften mest. Även om sambandet är negativt vilket innebär att det inte finns stordriftsfördelar på den svenska fondmarknaden får det anses vara så litet att det inte kan förklara den årliga avgiften för fonden.

Av de fonder som har en fondförmögenhet som överstiger medelvärdet är majoriteten bankförvaltade fonder.¹² Sambandet mellan bankförvaltade fonder och årlig avgift är också litet och ska därför ge en liknande effekt som fondens storlek på den årliga avgiften. Eftersom det inte finns något ekonomiskt signifikant resultat för bankförvaltningsvariabeln är det kanske inte oväntat att storleksvariabeln inte heller uppvisar någon ekonomisk signifikans.

5.2.3 Ålder

Likt variabeln för fondförmögenheten är även koefficienten för åldern liten och uppvisar inget ekonomiskt signifikant samband med avgiften. Sett till tecknet är sambandet endast negativt under de två sista delperioderna, 2008-2010 och 2011-2014. Vidare är delperioden 2008-2010 den enda period som inte uppvisar ett signifikant resultat. Resultatet är inte konsekvent över de olika perioderna och gör det därför svårt säga något om sambandet. För att belysa den låga ekonomiska signifikansen ger en ökning i ålder med tio procent endast en ökning av avgiften med 0,00076 procent $\left[\ln\left(\frac{110}{100}\right) * 0,0000792 \right]$. Denna studie finner därmed inget ekonomiskt signifikant samband och skiljer sig från exempelvis den finska studien av Korkeamaki och Smyth (2004) som finner att finska fonder uppvisar inläringseffekter och blir mer effektiva över tid. På den amerikanska fondmarknaden visar flertalet studier att det inte alls finns några inläringseffekter (Ferris & Chance, 1987; Gil-Bazo & Ruiz-Verdús, 2009). På grund av

¹² 62 procent av fonderna i studien tillhör en av de sju fullsortimentsbankerna.

studiens blandade resultat och låga ekonomiska signifikans går det inte att uttala sig om huruvida den svenska fondmarknaden är mer lik den amerikanska eller den finska.

5.2.4 TE

Tracking Error visar inte något större ekonomiskt samband med årlig avgift. Sambandet är statistiskt signifikant för alla perioder men koefficienten ligger nära noll och har olika tecken för de olika perioderna. För hela perioden är resultatet överensstämmande med det resultat som Cremers och Petajisto (2009) finner. Storleken på koefficienten i denna studie är däremot inte tillräckligt stor för att kunna dra några ekonomiska slutsatser om sambandet.

5.2.5 Standardavvikelse

Variabeln för standardavvikelse som mäter risk uppvisar endast statistiskt signifikant resultat över perioden 2008-2010. Av den anledningen kan man inte med säkerhet säga att det finns något samband mellan risk och avgift. Resultatet är i linje med Malhotra och McLeod (1997) som inte heller finner något signifikant resultat i deras studie. Gil-Bazo och Ruiz-Verdú (2009) undersöker en betydligt längre period än både denna samt Malhotra och Mcleods studie och finner då ett signifikant negativt samband. Det går att argumentera för både ett positivt och negativt samband mellan standardavvikelse och årlig avgift. Fonder som har hög standardavvikelse har eventuellt det på grund av att de använder belåning för att kunna generera en högre avkastning. Denna metod medför ökade kostnader vilket skulle kunna resultera i ett positivt samband mellan avgift och standardavvikelse. Fonder skulle också kunna använda sig av dyra finansiella produkter för att hedga sig mot vissa risker som fonden vill undvika. Det skulle öka kostnaderna för fonden och i sin tur fondavgiften men samtidigt sänka standardavvikelsen.

5.3 Samband mellan fondens karaktärsdrag och riskjusterade avkastning

Den andra skattningen presenteras i tabell 9 och visar sambandet mellan fondens karaktärsdrag och riskjusterade avkastning. På samma sätt som för regressionen med karaktärsdrag mot årlig avgift genomförs även här ett Hausman test. Testet uppvisar ett p-värde nära noll för samtliga perioder vilket innebär att nollhypotesen kan förkastas och FEM är att föredra framför REM. Likt skattningarna i tabell 8 uppvisar även dessa skattningar ett högt justerat R^2 -värde men är något lägre i jämförelse. En möjlig anledning till lägre justerat R^2 -värde är att fonderna själva inte kan påverka riskjusterad avkastning i samma grad som avgiften. Det betyder att det finns fler individspecifika egenskaper som har stor påverkan när avgiften sätts, vilket leder till ett högre justerat R^2 -värde när FEM används. Det högre värdet

indikerar på att det är mycket individspecifika faktorer som har stor påverkan. För den senare regressionen som uppvisar lägre justerat R^2 -värde är det möjligt att anta att modellen saknar vissa variabler som kan förklara avkastningen. Skillnaden i justerat R^2 -värde kan även bero på att avkastningen är mer slumpmässig än avgiften.

Tabell 9 - Karaktärsdrag som förklarar riskjusterad avkastning

| Variabel | 2005-2007 | 2008-2010 | 2011-2014 | 2005-2014 |
|----------------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| c | -0,003218 (0,003513) | 0,002522 (0,003661) | -0,027690*** (0,004123) | -0,005941*** (0,002102) |
| TER | 2,526333*** (0,598702) | 2,054988*** (0,778450) | -1,636196*** (0,327957) | 0,657383** (0,332904) |
| LNSIZE | 0,000870*** (0,000126) | 0,000661*** (0,000215) | 0,001334*** (0,000153) | 0,000781*** (0,0000827) |
| LNAGE | -0,004028*** (0,000816) | -0,003866*** (0,000504) | -0,00038 (0,000415) | -0,002602*** (0,000224) |
| TE | -0,070288*** (0,023747) | -0,111856*** (0,006519) | -0,032904*** (0,010721) | -0,075018*** (0,006799) |
| Justerat R^2 | 84,84 | 83,52 | 73,80 | 65,76 |
| Hausman Test | 0,03 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Observationer | 1561 | 1936 | 2837 | 6334 |

Sammanfattande tabell över regressioner med månatlig riskjusterad avkastning mot olika karaktärsdrag för fonderna. Beroende variabel är månatlig riskjusterad avkastning och förklarande variabler är TER som mäter fondens månatliga årliga avgift, LNSIZE som mäter fondens förvaltade kapital i logaritmerad form, LNAGE som mäter hur länge fonden har varit aktiv i antal månader i logaritmerad form, TE som står för Tracking Error och mäter hur fondens avkastning avviker från jämförelseindex (baserat på senaste 12 mån). Koefficienterna är skattade i Eviews med Fixed Effect Model. Standardfelet redovisas inom parentes och justerat R^2 i procent. Hausman-testet visar p-värde. *, **, *** visar statistisk signifikans på 10 %, 5 % och 1 % nivå.

Dummyvariabeln för huruvida fonden är bankförvaltd eller inte kan inte längre vara med i skattningen med en FEM. Det görs därför även här en skattning med REM för att få en indikation om hur variabeln BANKFUND förhåller sig till riskjusterad avkastning. Variabeln BANKFUND får vid en REM ett statistiskt signifikant värde på -0,122 procent (se appendix D, tabell 13). Det är ett värde som är något mindre än den koefficient som Korkeamaki och Smythe (2004) får fram men har samma tecken. Påverkan är liten men resultatet pekar på ett negativt samband mellan bankförvaltda fonder och riskjusterad avkastning. En förklaring kan vara att snittkunden i en storbank är mer trögrörlig än kunder som köper fonder via en direkt kanal. Tolkningen av koefficienten innebär att en bankförvaltda fond genererar i snitt -1,46 % per år i riskjusterad avkastning framför icke-bankförvaltda fonder. Vid jämförelse med Bergstresser et al. (2009), som använder exakt samma mått för bankförvaltda fond, ligger

resultatet från denna studie i linje med vad de kommer fram till, nämligen att fonder som sålts genom rådgivare inte medför något mervärde till investeraren.

5.3.1 Årlig avgift

Resultatet för avgiftsvariabeln visar sambandet mellan årlig avgift och riskjusterad avkastning vilket presenteras i tabell 9. Under alla perioder förutom 2011-2014 är det ett positivt och signifikant samband. Tabell 10 sammanfattar vad olika värden på årlig avgift innebär för den riskjusterade avkastningen.

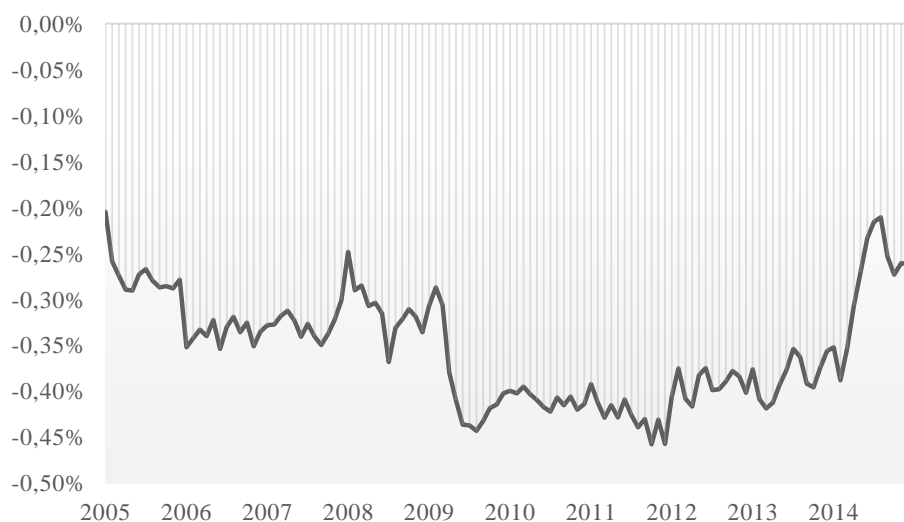
Tabell 10 - Koefficienttolkning för årlig avgift

| Koefficient | Tolkning |
|------------------------------|---|
| $\beta_{\text{TER}} \leq 0$ | Avkastningen kompenserar inte alls för den ökade avgiften |
| $0 < \beta_{\text{TER}} < 1$ | Avkastningen kompenserar inte fullt ut för den ökade avgiften |
| $\beta_{\text{TER}} \geq 1$ | Avkastningen kompenserar fullt ut för den ökade avgiften |

Under de första delperioderna där koefficienten är större än två innebär en ökning av den årliga avgiften med en procent en ökning i den riskjusterade avkastningen med över två procent. Dyra fonder under de två första delperioderna lyckas generera en högre riskjusterad avkastning än billigare fonder. Fonderna kompenserar fullt ut för den avgift som tas ut i form av en högre riskjusterad avkastning. Det finns tidigare studier som finner ett positivt samband där avkastningen marginellt kompenserar för den ökade avgiften (se t.ex. Droms & Walker, 1996; Wermers, 2000).

Antalet observationer kan ha en avgörande faktor till varför koefficienten blir så hög för de olika delperioderna. Enskilda fonder får ett större genomslag i mindre urval och det kan innebära att resultatet påverkas. Delperioderna är relativt korta för denna studie i jämförelse med exempelvis Wermers (2000) som studerar fondmarknaden under 20 år. En annan faktor som kan bidra till resultatet är att den genomsnittliga riskjusterade avkastningen för de två första delperioderna är högre än under den tredje delperioden som visas av figur 3. En koefficient på 2,3 - 2,5 går emot det media skriver om att aktivt förvaltade fonder underpresterar index och att det är bättre att investera i billiga indexfonder. Figur 3 visar att genomsnittsfonden inte når över en riskjusterad avkastning på -0,2 procent för någon enskild månad under hela perioden. Trots det positiva sambandet mellan årlig avgift och riskjusterad avkastning innebär inte nödvändigtvis en ökning av den årliga avgiften att fonden når en positiv riskjusterad avkastning.

Figur 3 - Genomsnittlig riskjusterad avkastning



Y-axeln visar genomsnittlig riskjusterad avkastning för alla 66 fonder och x-axeln den studerade perioden 2005-2014

Under den sista delperioden, 2011-2014, uppvisar koefficienten till skillnad från övriga perioder en negativ koefficient på -1,64. Resultatet är likt det Gil-Bazo och Ruiz-Verdú (2009) får i sin studie. Ett negativt samband betyder att fonder med hög avgift presterar betydligt sämre än fonder med låg avgift.

Resultatet för hela perioden 2005-2014 är kanske det som är mest intressant. Sambandet är positivt och statistiskt signifikant med en koefficient på 0,66. Eftersom den riskjusterade avkastningen baseras på bruttoavkastningen innebär resultatet att fonder enbart kompenserar investeraren till 67 procent av avgiftsökningen. Aktivt förvaltade fonder medför alltså ett mervärde till investeraren i form av högre riskjusterad avkastning. Det är dock inte tillräckligt för att fullt ut kompensera för den höjda avgiften. Eftersom studien inte fullt ut tar hänsyn till survivorship bias finns det anledning att misstänka att de framtagna alfavärdena är högre än vad de i själva verket är. Det förutsätter att det överlag är sämre presterande fonder som stängts ner under perioden. Problemet med survivorship bias leder till att koefficienten på 0,66 förmodligen blir något lägre om alla fonder som stängts under hela perioden inkluderats i studien. Det betyder att aktivt förvaltade fonder har ännu svårare att kompensera för den avgift som tas ut genom en högre riskjusterad avkastning än vad studiens resultat visar.

5.3.2 Fondförmögenhet

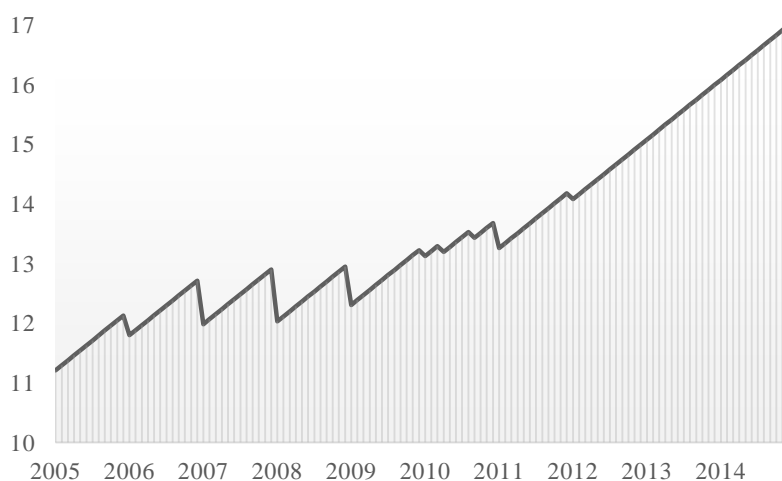
Variabeln för fondförmögenhet uppvisar för samtliga perioder ett positivt samband med riskjusterad avkastning och är statistiskt signifikant. Sett till hela perioden saknas ekonomisk signifikans då en ökning i fondförmögenheten med 10 procent medför en ökning med 0,0072 procent $\left[\ln\left(\frac{110}{100}\right) * 0,00081 \right]$ för den månatliga riskjusterade avkastningen. Störst påverkan har variabeln under perioden 2011-2014 då den månatliga riskjusterade avkastningen växer med 0,013 procent vid en 10 procents ökning av fondförmögenheten. Denna studie får därmed motsatt resultat i jämförelse med Chen et al. (2004) som finner starka bevis för att storlek har ett negativt samband med riskjusterad avkastning. De menar att sambandet kan bero på att stora fondbolag får problem med likviditet i en aktie när de investerar i mindre bolag. Stora positioner i bolag kan leda till kurspåverkan som skapar en negativ effekt på deras möjlighet att skapa positiv riskjusterad avkastning. Denna studie finner dock inte lika stark ekonomisk signifikans som Chen et al. (2004) utan faller mer i linje med det resultat som Budiono och Martens (2010) kommer fram till i sin studie.

5.3.3. Ålder

Sambandet mellan ålder och riskjusterad avkastning uppvisar till skillnad från avgiften negativt samband för samtliga perioder förutom 2011-2014. De studier som studerar sambandet finner samtliga ett positivt men statistiskt icke signifikant resultat (Korkeamaki & Smythe, 2004; Budiono & Martens, 2010). Sett till hela perioden medför en ökning i fondens ålder med 10 procent en minskning av den månatliga riskjusterade avkastningen med 0,025 procent $\left[\ln\left(\frac{110}{100}\right) * -0,002611 \right]$. Även om resultatet är statistiskt signifikant har ålder väldigt liten påverkan på riskjusterad avkastning. Gil-Bazo och Ruiz-Verdú (2009) finner samma samband på den amerikanska fondmarknaden men visar också att ålder har en större påverkan på riskjusterad avkastning än vad denna studie kommer fram till.

Figur 4, som visar genomsnittlig ålder för fonderna i studien, indikerar på att åldern sedan 2005 stadigt ökat. Detta beror till stor del på att studien uppvisar survivorship bias då fonder som stängts ner under den undersökta perioden inte inkluderas i studien.

Figur 4 - Genomsnittlig ålder för alla fonder



Y-axeln visar genomsnittlig ålder uttryckt i år för alla 66 fonder och x-axeln den studerade perioden 2005-2014

5.3.4 Tracking Error

Aktivt förvaltade fonder måste enligt teorin skilja sig mot sitt jämförelseindex för att kunna generera riskjusterad avkastning. Detta innebär rimligtvis att fonder med högt Tracking Error genererar en avkastning som avviker från index. Intressant nog, indikerar resultatet från denna studie på motsatsen. Sambandet mellan Tracking Error och riskjusterad avkastning är negativt och statistiskt signifikant på en procents nivå för alla perioder, likt det samband som Cremers och Petajisto (2009) finner på den amerikanska fondmarknaden. Det betyder att de fonder som har en stor avvikelse från sitt jämförelseindex presterar sämre än de fonder som ligger nära sitt jämförelseindex. Resultatet är dock likt det media skriver om i skrivande stund, nämligen att aktivt förvaltade fonder har svårt att generera positiv riskjusterad avkastning (Eriksson, 2014). För att en fond med sämre avkastning än index ska kunna slå sitt index krävs det att fonden investerar i andra tillgångar än vad indexet till stor del består av, något som skulle leda till ett högre Tracking Error.

5.4 Avslutande diskussion

5.4.1 Varför investera i en dyr fond?

Det kanske mest intressanta med studiens resultat är att de faktorer som har störst påverkan på fondens riskjusterade avkastning, nämligen avgift och Tracking Error, indikerar på att fonder som liknar indexfonder är de som har högst riskjusterad avkastning. Dyra aktivt förvaltade fonder ger därmed inget mervärde för en investerare i jämförelse med billiga indexfonder. Trots det är det idag endast tolv procent av den totala fondförmögenheten som investeras i indexfonder (Fondbolagens förening, 2015a). Hur kommer det sig att investerare ändå väljer en dyr och sämre presterande fond när det är tydligt att det är ett sämre alternativ? Nedan illustreras två möjliga förklaringar till det irrationella beteendet.

En möjlig förklaring till varför investerare väljer dyra fonder bygger på Grubers (1996) tes om sofistikerade och osofistikerade investerare. Den osofistikerade investeraren som varken har intresse eller tid för investeringar förlitar sig mycket på råd från andra. Det kan exempelvis vara rådgivare på bank med vinstintresse som får provision på dyrare fonder som väljs åt kunden. Investeraren kanske både saknar kunskap och intresse som gör det svårt att utvärdera om det finns bättre alternativ än den dyra aktivt förvaltade fonden. Det många missar är jämförelsen med det index som fonden ämnar slå vilket fonden ofta inte lyckas med.

En annan förklaring kan vara investerarens hopp om en hög avkastning och därmed tron att en duktig förvaltare kommer kunna slå marknaden över tid. Som denna studie visar genererar den genomsnittliga fonden ingen positiv riskjusterad avkastning jämfört med index. Även om sannolikheten är liten att en aktivt förvaltat fond presterar bättre än index finns det fortfarande en chans att den gör det. Jämfört med indexfonder är sannolikheten förstås betydligt högre då indexfonder inte har som målsättning att skapa positiv riskjusterad avkastning. Möjlighet till högre avkastning än index är troligtvis lockande för många investerare.

5.4.2 Varför stanna kvar i en dyr fond?

Trots att media uppmärksammar att aktivt förvaltade fonder har svårt att ge en högre avkastning än passivt förvaltade indexfonder med betydligt lägre avgift stannar många investerare kvar i en dyr fond. Det kan finnas andra skäl än att investerarna är osofistikerade som gör att de väljer att stanna kvar i en sämre presterande fond. Hög skatt kan vara en förklaring då skatten på kapitalinkomster i Sverige idag är 30 procent. Det kan innebära stora belopp för investerare som säljer fonder de ägt under lång tid (Skatteverket, 2015). Som

exempel hade en investering på 100 tkr i Didner & Gerges Aktiefond mellan 2000-2014 inneburit en värdeökning till 345 tkr. En försäljning av fonden resulterar i att värdeökningen beskattas med drygt 73 tkr. Många avskräcks från att behöva betala skatten och väljer istället att behålla den dyra fonden och undgå realisera vinsten.

En annan anledning till varför investerare avstår från att sälja dyra och underpresterande fonder kan vara ränta-på-ränta-effekten. Den del som investeraren blir tvungen att betala i skatt om fonden säljs skulle kunna generera ökad avkastning. Det innebär att det endast är värt att byta fond om fonden som investeraren byter till är signifikant bättre, just på grund av den här effekten. Idag förekommer det två alternativ till en vanlig fonddepå som har en annan skattestruktur; kapitalförsäkring och investeringssparkonto. Kapitalet beskattas schablonmässigt i dessa två sparformer oavsett vinst eller förlust vilket är den stora skillnaden mot en fonddepå. Incitamentet att inte byta fond på grund av skatteskäl försvinner helt när fonderna ligger i en kapitalförsäkring eller investeringssparkonto. Inlåsnings effekterna på fondmarknaden finns trots detta kvar i stor utsträckning då sparformerna är relativt nya och ännu inte används av alla investerare.

På grund av den så kallade inlåsnings effekten behöver inte fondbolag riskera att förlora kunder trots sämre avkastning än index. Dessa fonder har däremot svårt att locka till sig mer kapital utan marknadsföring som kräver en höjd avgift. Med de relativt nya sparformerna blir det svårare för fondbolagen att höja avgifterna utan att förlora kapital i fonden.

6. Slutsats

Studien har analyserat 66 svenska aktivt förvaltade aktiefonder med Sverige som investeringsinriktning för perioden 2005-2014. Två paneldataregressioner har genomförts för att dels studera sambandet mellan årlig avgift mot fondens karaktärsdrag och dels sambandet mellan fondens riskjusterade avkastning mot karaktärsdragen.

De förklarande variablerna för årlig avgift som visar på statistisk signifikans för hela perioden är fondförmögenheten, ålder och Tracking Error. Koefficienterna har låg ekonomisk signifikans och studien kan därför inte bekräfta att det finns något samband mellan dessa variabler och årlig avgift. Fondens riskjusterade avkastning är den variabel som till störst del kan förklara den årliga avgiften. Sambandet är positivt vilket betyder att bättre presterande fonder tar ut en högre avgift än sämre presterande fonder.

För att förklara den riskjusterade avkastningen finner studien att endast årlig avgift och Tracking Error ger en indikation på hur fonden presterar. Den årliga avgiften visar att fonder med en högre avgift skapar ett mervärde för investeraren genom en högre riskjusterad avkastning. Sambandet är positivt men lyckas ändå inte kompensera investeraren fullt ut genom att den riskjusterade avkastningen täcker upp för den höjda avgiften. Ett högt Tracking Error visar sig påverka den riskjusterade avkastningen negativt. Resultatet tyder på att aktiv förvaltning som ligger långt från sitt jämförelseindex har svårt att generera någon positiv riskjusterad avkastning.

Resultaten för olika tidsperioder skiljer sig något för de flesta variabler. Flera variabler uppvisar låg ekonomisk signifikans som gör att koefficienten ligger nära noll. Det blir därför svårt att säga om sambandet skiljer sig över tid mer än att det ligger nära noll. Tydligast skillnad ser vi för variabeln årlig avgift där en stor förändring av den genomsnittliga årliga avgiften har skett. Mellan 2005-2011 skedde en ökning och därefter en kraftig minskning som kan bero på den ökade konkurrensen aktiva fonder har fått från indexfonder och ökad medvetenhet bland investerare.

Studien bidrar med en ökad kunskap kring investeringsbeslut på den svenska fondmarknaden. Det ger läsaren en ökad förståelse för hur aktivt förvaltade aktiefonder presterar och vad som påverkar dess prestation. Med denna förståelse förbättras investerarens förutsättningar vid valet mellan en aktivt förvaltad fond och en indexfond.

Förslag på vidare forskning

Eftersom det tydligaste resultatet denna studie finner är att indexliknande fonder presterar bättre vore det intressant att inkludera fler fondtyper i regressionerna, t.ex. hedgefonder och indexfonder. Om en studie innehållande indexfonder ger samma resultat kan man med säkerhet bekräfta att passiv förvaltning är bättre än aktiv förvaltning. Då många variabler i studien har en liten om ens någon ekonomisk signifikans vore det intressant att inkludera fler variabler som till större grad kan förklara fondens avgift och riskjusterade avkastning som t.ex. fondens omsättningshastighet och Active Share. I denna studie har ingen indelning gjorts för investeringsinriktning förutom att fonderna placerar på stockholmsbörsen. Av den anledningen vore det intressant att dela upp fonderna i undergrupper och studera skillnader beroende på vilken sektor fonden investerar i. Möjligen påverkar placeringsinriktningen prestationen av aktiv förvaltning.

Litteraturförteckning

- Avanza. (den 9 april 2015). *Om Avanza*. Hämtat från Avanza: <https://www.avanza.se/om-avanza/valkommen/var-historia.html>
- Banz, R. W. (1981). The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*, 3-18.
- Basu, S. (1983). The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks: Further evidence. *Journal of Financial Economics*, XII, 129-156.
- Bergstresser, D., Chalmers, J. M., & Tufano, P. (2009). Assessing the Costs and Benefits of Brokers in the Mutual Fund Industry. *The Review of Financial Studies*, XXII(10), 4129-4156.
- Berk, J. B., & Green, R. C. (2004). Mutual Fund Flows and Performance in Rational Markets. *Journal of Political Economy*, CXII(6), 1269-1295.
- Bhandari, L. C. (1988). Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence. *The Journal of Finance*, XLIII(2), 507-528.
- Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2011). *Investments and Portfolio Management* (9:e uppl.). New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Budiono, D. P., & Martens, M. (2010). Mutual Funds Selection Based on Funds Characteristics. *The Journal of Financial Research*, XXXIII(3), 249-265.
- Carhart, M. M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, LII(1), ss. 57-82.
- Chan, L. K., Hamao, Y., & Lakonishok, J. (1991). Fundamentals and Stock Returns in Japan. *The Journal of Finance*, XLVI(5), 1739-1764.
- Chen, J., Hong, H., Huang, M., & Kubik, J. D. (2004). Does Fund Size Erode Mutual Fund Performance? The Role of Liquidity and Organization. *The American Economic Review*, XCIV(5), 1276-1302.
- Christoffersen, S. E., & Musto, D. K. (2002). Demand Curves and the Pricing of Money Management. *The Review of Financial Studies*, XV(5), 1499-1524.

- Cremers, M. K., & Petajisto, A. (2009). How Active Is Your Fund Manager? A New Measure That Predicts Performance. *The Review of Financial Studies*, XXII(9), 3329-3365.
- Droms, W. G., & Walker, D. A. (1996). Mutual Fund Investment Performance. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, XXXVI(3), 347-363.
- Edelen, R., Evans, R., & Kadlec, G. (2013). Shedding Light on "Invisible" Costs: Trading Costs and Mutual Fund Performance. *Financial Analysts Journal*, LXIX(1), 33-44.
- Elton, E. J., Gruber, M. J., & Blake, C. R. (1996). Survivorship Bias and Mutual Fund Performance. *The Review of Financial Studies*, IX(4), 1097-1120.
- Elton, E. J., Gruber, M. J., & Busse, J. A. (2004). Are Investors Rational? Choices among Index Funds. *The Journal of Finance*, LIX(1), 261-288.
- Eriksson, H. (den 30 januari 2014). *Aktiva förvaltare har svårt att slå indexfonder*. Hämtat från Dagens Nyheter: <http://www.dn.se/ekonomi/aktiva-forvaltare-har-svart-att-sla-indexfonder/> den 17 april 2015
- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, XLVII(2), 427-465.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, XXXIII, 3-56.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *Journal of Finance*, LI(1), 55-84.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2010). Luck versus Skill in the Cross-Section of Mutual Fund Returns. *The Journal of Finance*, LXV(5), ss. 1915-1947.
- Ferris, S. P., & Chance, D. M. (1987). The Effect of 12b-1 Plans on Mutual Fund Expense Ratios: A Note. *The Journal of Finance*, XLII(4), 1077-1082.
- Flam, H., & Vestman, R. (2014). *Swedish Equity Mutual Funds: Performance, Persistence and Presence of Skill*. Stockholms universitet. Stockholm: Swedish House of Finance.
- Fondbolagens förening. (2012). *Fondspecial, Avkastning och Avgifter*. Stockholm: Fondbolagens förening.

- Fondbolagens förening. (2014a). *Fondspecial, Aktiv förvaltning & Indexförvaltning*. Stockholm: Fondbolagens förening.
- Fondbolagens förening. (2014b). *Fondspararundersökningen*. Stockholm: TNS Sifo.
- Fondbolagens förening. (den 15 Januari 2015a). Hämtat från Fondbolagens förening: <http://www.fondbolagen.se/sv/Aktuellt/Pressmeddelanden/2015/Dubbelt-rekordar-for-fondsparandet-2014-/> den 28 Januari 2015
- Fondbolagens förening. (2015b). *Om oss*. Hämtat från Fondbolagens förening: <http://www.fondbolagen.se/sv/Om-oss/> den 30 mars 2015
- Fondbolagens förening. (odat.). *Ordlista - SIX Portfolio Return Index (SIXPRX)*. Hämtat från Fondbolagens förening: <http://www.fondbolagen.se/sv/Ordlista/S/SIXPRX/>
- Fondkollen. (odat.). *Mer om Avgifter*. Hämtat från Fondkollen: <http://fondkollen.se/faktafordjupning/mer-om-avgifter> den 12 maj 2015
- Frazzini, A. (2015). *About Andrea Frazzini*. Hämtat från <http://people.stern.nyu.edu/afrazzin/> den 9 februari 2015
- Geranio, M., & Zanotti, G. (2005). Can mutual funds characteristics explain fees? *Journal of Multinational Financial Management*, XV, 354-376.
- Gil-Bazo, J., & Ruiz-Verdú, P. (2009). The Relation between Price and Performance in the Mutual Fund Industry. *The Journal of Finance*, LXIV(5), ss. 2153-2183.
- Grinblatt, M., & Titman, S. (1994). A Study of Monthly Mutual Fund Returns and Performance Evaluation Techniques. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, XXIX(3), 419-444.
- Gruber, M. J. (1996). Another Puzzle; The Growth in Actively Managerd Mutual Funds. *The Journal of Finance*, LI(3), 783-810.
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, XLVIII(1), 65-91.
- Jegadeesh, N. (1990). Evidence of Predictable Behavior of Security Returns. *The Journal of Finance*, XLV(3), 881-898.

- Korkeamaki, T. P., & Smythe, T. I. (2004). Effects of Market Segmentation and Bank Concentration on Mutual Fund Expenses and Returns: Evidence from Finland. *European Financial Management*, X(3), 413-438.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1994). Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk. *The Journal of Finance*, XLIX(5), 1541-1578.
- Latzko, D. A. (1999). Economies of Scale in Mutual Fund Administration. *The Journal of Financial Research*, XXII(3), 331-339.
- Lesseig, V. P., Long, M. D., & Smythe, T. I. (2002). Gains to mutual fund sponsors offering multiple share class funds. *The Journal of Financial Research*, XXV(1).
- Lindmark, J. (den 2 maj 2012). *Nytt nyckeltal*. Hämtat från Morningstar: [http://www.morningstar.se/Articles/News.aspx?title=nytt-nyckeltal-fonder-norman-belopp den 22 april 2015](http://www.morningstar.se/Articles/News.aspx?title=nytt-nyckeltal-fonder-norman-belopp%20den%2022%20april%202015)
- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, XLVII(1), 13-37.
- Malhotra, D. K., & McLeod, R. W. (1997). An Empirical Analysis of Mutual Fund Expenses. *The Journal of Financial Research*, XX(2), 175-190.
- Morningstar. (den 5 november 2012). *Norman-belopp visar 10-årskostnad*. Hämtat från Morningstar: [http://www.morningstar.se/Article.aspx?title=norman-belopp-fonder-kostnad-10-ar den 10 maj 2015](http://www.morningstar.se/Article.aspx?title=norman-belopp-fonder-kostnad-10-ar%20den%2010%20maj%202015)
- Morningstar. (2015). *Morningstar Fonder*. Hämtat från Morningstar.se: <http://www.morningstar.se/Funds/Quickrank.aspx?treenode=19&ctgry=EUCA000545&adv=1&cntry=SWE&view=fees&sttns=1> den 19 februari 2015
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, XXXIV(4), 768-783.
- Nordnet. (den 3 juli 2014). *Nordnet lanserar sin fjärde avgiftsfria fond i Norden: Superfonden Sverige*. Hämtat från Cision: <http://news.cision.com/se/nordnet/r/nordnet-lanserar-sin-fjarde-avgiftsfria-fond-i-norden--superfonden-sverige,c9611814> den 2 maj 2015

- Privata Affärer. (den 10 april 2013). *Ny gratisfond från SBAB*. Hämtat från Privata Affärer: <http://www.privataaffarer.se/borsguiden/fonder/ny-gratisfond-fran-sbab-489993> den 9 april 2015
- Roll, R. (1977). A Critique of The Asset Pricing Theory's Tests. *Journal of Financial Economics*(4), 129-176.
- Schlanger, T., & Philips, C. B. (2013). *The mutual fund graveyard: An analysis of dead funds*. Valley Forge: Vanguard research.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, XIX(3), 425-442.
- Sharpe, W. F. (1966). Mutual Fund Performance. *The Journal of Business*, XXXIX(1), 119-138.
- Skatteverket. (2015). *Inkomst av Kapital*. Hämtat från Skatteverket: <http://www.skatteverket.se/servicelankar/innehallao/innehallao/dokumentbarao/inkomstavkapital.4.53a97fe91163dfce2da80001269.html> den 17 april 2015
- Verbeek, M. (2012). *A Guide to Modern Econometrics*. West Sussex: John Wiley & Sons.
- Wermers, R. (2000). Mutual Fund Performance: An Empirical Decomposition into Stock-Picking Talent, Style,. *The Journal of Finance*, VV(4), 1655-1695.
- Vetenskapsrådet. (2011). *God forskningssed*. Stockholm: Vetenskapsrådet.
- Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory Econometrics* (4:e uppl.). Kanada: South-Western Cengage Learning.

Appendix A

Uträkning av Fama & French- och Carhart-faktorer

Uträkningarna för faktorerna SMB, HML och MOM följer Fama French uträkningar (1992, 1993 och 1996). Andrea Frazzini skapar de tre faktorerna genom att konstruera 6 portföljer viktade utifrån variablerna som storlek, book-to-market och årsavkastning. Alla portföljer som används vid beräkningarna är viktade utifrån företagens börsvärde.

Storleksfaktorn

Storleksfaktorn, SMB, är snittavkastningen för de tre små portföljerna minus snittavkastningen för de tre stora portföljerna. Brytpunkterna för storleken och B/M-kvoten uppdateras i juni varje kalenderår. Portföljerna ombalanseras däremot varje kalendermånad.

$$SMB = 1/3 (Small Value + Small Neutral + Small Growth) - 1/3 (Big Value + Big Neutral + Big Growth) \quad (14)$$

Värdefaktorn

Värdefaktorn, HML, är snittavkastningen för de två värdeportföljerna minus snittavkastningen för de två tillväxtportföljerna. Värt att notera är att beräkningarna skiljer sig något mot hur Fama och French konstruerar B/M-kvot. Fama och French (1992) beräknar kvoten genom att dela bokfört eget kapital med marknadsvärdet av eget kapital i slutet av december. Andrea Frazzini skiljer mellan företag, vars räkenskapsår följer kalenderår och de företag som har brutet räkenskapsår. För de senare företag används inte datan från i slutet av december utan datan från slutet av företagets räkenskapsår används. Brytpunkterna för storleken och B/M-kvoten uppdateras i juni varje kalenderår. Portföljerna ombalanseras däremot varje kalendermånad.

$$HML = 1/2 (Small Value + Big Value) - 1/2 (Small Growth + Big Growth) \quad (15)$$

Momentumfaktorn

Momentumfaktorn, MOM, är den genomsnittsavkastning för de två högavkastande portföljerna minus genomsnittsavkastningen för de två lågavkastande portföljerna. Brytpunkterna för storleken och book-to-market uppdateras till skillnad från de andra faktorerna varje kalendermånad. Likaså ombalanseras portföljerna varje kalendermånad.

$$MOM = 1/2 (Small High + Big High) - 1/2 (Small Low + Big Low) \quad (16)$$

Appendix B

Tabell 11 - Korrelationsmatris

| | GROSSALPHA | TER | LNSIZE | LNAGE | BANKFUND | TE | STDEV |
|-------------------|-------------------|------------|---------------|--------------|-----------------|-----------|--------------|
| GROSSALPHA | 1 | 0,136 | 0,157 | -0,207 | -0,086 | 0,018 | -0,134 |
| TER | 0,136 | 1 | -0,213 | 0,100 | 0,247 | 0,117 | 0,023 |
| LNSIZE | 0,157 | -0,213 | 1 | 0,364 | 0,313 | -0,312 | -0,104 |
| LNAGE | -0,207 | 0,100 | 0,364 | 1 | 0,361 | -0,248 | -0,050 |
| BANKFUND | -0,086 | 0,247 | 0,313 | 0,361 | 1 | -0,132 | 0,020 |
| TE | 0,018 | 0,117 | -0,312 | -0,248 | -0,132 | 1 | 0,268 |
| STDEV | -0,134 | 0,023 | -0,104 | -0,050 | 0,020 | 0,268 | 1 |

Appendix C

Lista på alla fonder inkluderade i studien

Aktie-Ansvar Sverige
Alfred Berg Småbolagsfond*
Alfred Berg Sverige Plus A
AMF Aktiefond Småbolag
AMF Aktiefond Sverige
Carnegie Sverige
Catella Fonder Reavinstfond
Catella Fondförvaltning Småbolagsfond
Cicero Focus
Cicero MÖ Sverige
Cicero SRI Sverige
Cicero TIME
Cliens Sverige A
Cliens Sverige Fokus*
Danske Invest Sverige
Danske Invest Sverige Fokus
Didner & Gerge Aktiefond Sverige
Didner & Gerge Småbolag
DNB Småbolagsfond
DNB Sweden Micro Cap
DNB Sverige Koncis A
DNB Sverigefond
Enter Select
Enter Sverige
Folksam LO Sverige
Folksam LO Västfonden
Folksams Aktiefond Sverige
Folksams Idrottsfond
Folksams tjänstemannafond Sverige
Granit Småbolag**
Granit Sverige 130/30**
Gustavia Småbolag
Gustavia Sverige
Handelsbanken AstraZeneca Allemansfond
Handelsbanken Bosparfonden
Bostadsrätterna
Handelsbanken Svenska Småbolag
Handelsbanken Sverigefond
Humle Kapitalförvaltningsfond**
Humle Småbolagsfond**
Scienta Inside Sweden*

Lannebo Småbolag
Lannebo Sverige
Lannebo Sverige 130/30**
Länsförsäkringar Småbolag Sverige
Länsförsäkringar Sverige Aktiv
Nordea Alfa
Nordea Olympiafond
Nordea Småbolagsfond Sverige*
Nordea Swedish Stars icke-utd
Nordic Equities Sweden*
PSG Small Cap**
SEB Swedish Focus Fund
SEB Swedish Value Fund
SEB Sverige Småbolag
SEB Sverige Småbolag C/R
SEB Sverige Stora Bolag
SEB Sverigefond
SEB Sverigefond C/R
Skandia Cancerfonden
Skandia Småbolag Sverige
Skandia Sverige
Skandia Världsnaturfonden
SKF Allemansfond
Solidar Systematiska Sverige*
Spiltan Aktiefond Investmentbolag*
Spiltan Aktiefond Dalarna
Spiltan Aktiefond Småland
Spiltan Aktiefond Stabil
Spiltan Aktiefond Sverige
Swedbank Robur Ethica Sverige
Swedbank Robur Ethica Sverige MEGA
Swedbank Robur Exportfond
Swedbank Robur Humanfond
Swedbank Robur Småbolagsfond Sverige
Swedbank Robur Sweden High Dividend
Swedbank Robur Svensk Aktieportfölj
Swedbank Robur Sverigefond MEGA
Swedbank Robur Sverigefond
Öhman Sverigefond

*Fonder som exkluderats vid framtagning av den riskjusterade avkastningen på grund av för få observationer.

**Fonder som exkluderats vid regressionerna för karaktärsdragen på grund av att data saknas för storleken.

Appendix D

Tabell 12 - Karaktärsdrag som förklarar årlig avgift med Random Effect Model

| | 2005-2014 |
|-------------------------------|-----------------------------|
| Variabel | |
| C | 0,001441*** (0,0000894) |
| GROSSALPHA | 0,001866** (0,000861) |
| LNSIZE | -0,0000383*** (0,000004) |
| LNAGE | 0,000079*** (0,000006) |
| BANKFUND | 0,000128 (0,000126) |
| TE | 0,001517*** (0,000355) |
| STDEV | -0,000105 (0,000078) |
| Justerat R² | 14,11 |
| Observationer | 6334 |

Sammanfattande tabell över regressioner med månatlig riskjusterad avkastning mot olika karaktärsdrag för fonderna. Beroende variabel är månatlig riskjusterad avkastning och förklarande variabler är TER som mäter fondens månatliga årliga avgift, LNSIZE som mäter fondens förvaltade kapital i logaritmerad form, LNAGE som mäter hur länge fonden har varit aktiv i antal månader i logaritmerad form, BANKFUND som är en dummyvariabel för huruvida fonden är bankförvaltd eller inte, TE som står för Tracking Error och mäter hur fondens avkastning avviker från jämförelseindex (baserat på senaste 12 mån) samt STDEV som mäter standardavvikelsen i fondens avkastning (baserat på senaste 12 mån). Koefficienterna är skattade i Eviews med Random Effect Model. Standardfelet redovisas inom parentes och justerat R² i procent. Hausman-testet visar p-värde. *, **, *** visar statistisk signifikans på 10 %, 5 % och 1 % nivå.

Tabell 13 - Karaktärsdrag som förklarar riskjusterad avkastning med Random Effect Model

| | 2005-2014 |
|-------------------------------|----------------------------|
| Variabel | |
| C | -0,004964*** (0,001844) |
| TER | 0,911336*** (0,309502) |
| LNSIZE | 0,000751*** (0,0000737) |
| LNAGE | -0,002573*** (0,000231) |
| BANKFUND | -0,001220*** (0,000387) |
| TE | -0,074958*** (0,006653) |
| Justerat R² | 21,91 |
| Observationer | 6334 |

Sammanfattande tabell över regressioner med månatlig riskjusterad avkastning mot olika karaktärsdrag för fonderna. Beroende variabel är månatlig riskjusterad avkastning och förklarande variabler är TER som mäter fondens månatliga årliga avgift, LNSIZE som mäter fondens förvaltade kapital i logaritmerad form, LNAGE som mäter hur länge fonden har varit aktiv i antal månader i logaritmerad form, BANKFUND som är en dummyvariabel för huruvida fonden är bankförvaltd eller inte samt TE som står för Tracking Error och mäter hur fondens avkastning avviker från jämförelseindex (baserat på senaste 12 mån). Koefficienterna är skattade i Eviews med Fixed Effect Model. Standardfelet redovisas inom parentes och justerat R² i procent. Hausman-testet visar p-värde. *, **, *** visar statistisk signifikans på 10 %, 5 % och 1 % nivå.