



UNIVERSITY OF GOTHENBURG
SCHOOL OF BUSINESS, ECONOMICS AND LAW

**Svenska fondförvaltares avkastning och deras risk att
bli utbytta på grund av underprestation**

*En studie om hur svenska fondförvaltares prestation
påverkar deras risk att få sparken.*

Kandidatuppsats, Finans, 15HP

Författare:

Christer Andersson, 840316-6237

Pontus Hägerström, 891103-4935

Handledare:

Martin Holmen, Handelshögskolan i Göteborg

1. Inledning	3
2. Teori och tidigare empiriska studier	4
Effektiva marknadshypotesen och fondavkastning	4
Fondförvaltares skicklighet, tur och sannolikhet för byte av fondförvaltare.....	7
3. Metod	10
Hypotes.....	10
<i>Hypotes 1</i>	10
<i>Hypotes 2</i>	10
Urval.....	11
<i>Realiserad överavkastning</i>	12
<i>Jensen's alfa alla förvaltare</i>	12
<i>Jensen's alfa underpresterande förvaltare</i>	12
Beroende variabel, definition m.m.	12
<i>Realiserad överavkastning</i>	14
<i>Jensen's alfa alla förvaltare</i>	14
<i>Jensen's alfa underpresterande förvaltare</i>	14
Oberoende variabler definition m.m.	15
<i>Realiserad överavkastning</i>	15
<i>Jensen's alfa alla förvaltare & Jensen's alfa underpresterande förvaltare</i>	15
Regressionsmodell	16
<i>LPM</i>	16
<i>Logit</i>	17
4. Resultat och analys	17
Del 1 – Realiserad överavkastning	18
Del 2 – Jensen's alfa	22
Resultat för analys av Jensen's alfa underpresterande förvaltare.....	27
5. Slutsatser	31
6. Metodik-kritik och förslag på vidare forskning	32
7. Källförteckning	34
8. Appendix	36

1. Inledning

Mycket forskning har genom de senaste 50 åren studerat huruvida det går att prestera bättre än en marknadsportfölj. Har fondförvaltare egentligen någon förmåga att generera extra avkastning till sina investerare? Om aktörer i de finansiella marknaderna enligt den klassiska effektiva marknadshypotesen ej skulle kunna prestera överavkastning mot en marknadsportfölj (Fama, 1970), vad skulle då avgöra om en individ skulle få jobbet som fondförvaltare? Vad skulle avgöra om fondförvaltaren inte förtjänar att sitta på sin tjänst? Syftet med denna uppsats är att undersöka den senare av dessa frågeställningar.

Först analyseras huruvida fondförvaltares prestation skiljer sig från en marknadsportfölj. Vi undersöker sedan sambandet mellan fondförvaltares prestation och sannolikheten att ansvaret för fonden övergår till en ny förvaltare. Detta görs med avseende på den svenska fondmarknaden då liknande studier främst gjorts på den internationella eller amerikanska marknaden. Vi använder ett urval aktivt förvaltade aktiefonder med avseende på dess prestation. Jämförelsen görs dels i avseende mot sitt index där tidspekten kontrolleras i form av lags, och dels genom en riskjustering baserad på CAPM och Jensen's alfa likt Fama och French (2010).

Khorana (1996) och Berk och van Binsbergen (2012) använder sig av avkastning och kapitalflöden i sina undersökningar om fondförvaltare. Khorana finner ett omvänt samband mellan byte av ansvarig fondförvaltare och dennas prestation. Om fonden presterar väl löper förvaltaren låg risk att bli utbytt. Berk och van Binsbergen finner att fondförvaltare har kunnande men att den överavkastning de genererar i stor utsträckning tillfaller förvaltarna själva. Chevalier och Ellison (1999) undersöker om fondförvaltarens ålder påverkar sannolikheten att få sparken vid dåligt resultat och även hur detta förhållande är knutet till förvaltarens risktagande.

Undersökningens resultat visar att den genomsnittliga fondförvaltaren i urvalet presterar över motsvarande marknadsportfölj, men att denna överprestation är liten och inte kan täcka upp för avgifterna som fonderna tar. Dock verkar det som om sannolikheten att bli utbytt som fondförvaltare snarare är relaterad till att bli befördrad till ett mer eftertraktat jobb än att få sparken. Sannolikheten för byte av fondförvaltare

är således positivt korrelerad till fondens avkastning, dvs. bättre avkastning leder till en ökad sannolikhet för byte av fondförvaltare. Detta samband kan ses med statistisk signifikans i ett år föregående förvaltarbyte.

För att försöka identifiera fondförvaltare som faktiskt fått sparken sorterar vi bort överpresterande förvaltare. Denna undersökning visar att en förvaltare som presterar enligt CAPM utan hänsyn till fondavgifter löper en risk på 16.4% att förlora sitt jobb. Vid en årlig underprestation på 20% mot CAPM är motsvarande sannolikhet 44%. Liknande resonemang har förts av Chevalier och Ellison (1999) vilka delar in fondförvaltare i två kategorier. De urskiljer förvaltare som presterat väl och således fått behålla sin position eller blivit befordrade mot de som förlorat sin position och antingen försvunnit från fondförvaltning eller bytt position till en mindre fond.

Sammanfattningsvis kan konstateras att innan fondavgifter är dragna så har den genomsnittliga fondförvaltaren en förmåga att överprestera marknadsportföljen och viss information är således inte inkorporerad i de underliggande tillgångarnas priser. Alltså kan antas att marknaden inte är fullt effektiv då alla investerare inte är informerade (Grossman och Stiglitz, 1980). Detta tyder på en form av den effektiva marknadshypotesen som ligger något lägre än den halvstarka formen och snarare är någonstans mellan svag till halvstark (Fama, 1970).

2. Teori och tidigare empiriska studier

Effektiva marknadshypotesen och fondavkastning

Kapitalmarknadens huvudroll är att fördela ägandet av en ekonomisk kapitalstock. Idealet är en marknad där priserna ger tydliga signaler för resursallokering. Med det menas att investerare kan välja bland investeringsalternativ där priserna fullt reflekterar all tillgänglig information. Då priserna i en marknad gör detta kallas marknaden för effektiv (Fama, 1970).

Då all information som kan användas för att förutspå framtida aktiekurser är inkorporerad i priset är marknaden effektiv. Så fort ny information finns tillgänglig kommer aktien att köpas eller säljas tills priset förändringen motsvarar värdet av den nya informationen. Är marknaden effektiv kommer detta att ske omgående. Det ovan antagna medför att priserna endast kan variera då ny information finns tillgänglig. Eftersom all information som går att förutsäga redan speglas av priset måste all ny information, per definition, vara oförutsägbar. Det lägger grunden för "Random walk", ett begrepp som syftar till att förändringar i pris är slumpmässiga och oförutsägbara (Bodie, Kane och Marcus, 2011, s. 344).

I den klassiska EMH finns tre former av effektiva marknader. Den mest grundläggande är en så kallad svagt effektiv marknad. Om en marknad är svagt effektiv, är all tillgänglig information som kan erhållas genom att studera marknadsdata, inkorporerad i priset. Genom att analysera marknadsdata kan information fås angående historiska priser, handlade volymer och liknande. Den andra graden av effektiva marknader kallas halvstarkt effektiv. Förutom den informationen som används vid svagt effektiva marknader innefattas denna form även av information som berör företags framtidsplaner. Det kan röra sig om information om balansräkningar, patent, styrelse eller framtida förväntade intäkter. Marknader som är starkt effektiva har aktiepriser som inkluderar informationen som innefattas av de två tidigare formerna men även så kallad insiderinformation (Bodie, Kane och Marcus, 2011, s. 347-348).

De marknader som studeras i denna uppsats antas vara mellan svagt och halvstarkt effektiva (Fama, 1970). Detta är ett rimligt antagande då fondförvaltare antas studera såväl historisk data som företagets framtidsutsikter då de sammanställer sin portfölj. Fondförvaltarna antas inte ha tillgång till insiderinformation eller ha monopol på viss information.

Grossman och Stiglitz (1980) delar in investerare i två grupper, de som aktivt söker information och de som endast ser till priset på tillgångarna. De kallas för informerade respektive oinformerade investerare. Grossman och Stiglitz (1980) hävdar att det enda sättet informerade investerare kan tjäna på att söka information, är om de kan använda informationen för att ta en bättre position på marknaden än de

investorerare som är oinformerade. Om alla investerare tagit del av all information som finns skulle priserna reflektera all information, men då skulle en oinformerad investerare ha tillgång till den informationen genom priset. Det leder till att det inte är lönt att lägga resurser på informationssökande och det är mer gynnsamt att vara oinformerad då du kan nå samma resultat som de informerade utan att behöva betala priset av informationen. Skulle alla vara oinformerade finns det stora möjligheter att förbättra sin position på marknaden genom att söka ny information. Beroende av bland annat priset av ny information kommer jämvikten mellan andelen informerade och oinformerade investerare skifta (Grossman och Stiglitz, 1980). Denna företeelse leder till marknader endast kan vara fullt effektiva då ny information är gratis vilket ytterligare styrker det antagande som nämnts ovan, nämligen att det är svag till halvstark form av effektiva marknader som studeras i denna uppsats.

Både Sharpe (1966) och Jensen (1968) studerar fondförvaltares prestation och marknadens effektivitet. Sharpe (1966) menar att även då olika fonders resultat mäts som ett förhållande mellan risk och avkastning, så skiljer de sig åt. Denna skillnad kan tillskrivas kostnadskvoter, vilket ger stöd till att kapitalmarknaden är effektiv. Sharpe (1966) menar vidare att bra förvaltare lägger fokus på att utvärdera risk och skapa diversifiering. De lägger lite energi och pengar på sökandet efter inkorrekt prissatta tillgångar. Han antyder att sökandet efter inkorrekt prissatta tillgångar inte är lönt då själva kostnaderna för sökandet överstiger vinsterna som kan erhållas (Sharpe, 1966). Jensens (1968) resultat tyder på ett liknande resonemang kring fondförvaltare och även han visar att de inte aktivt kunnat slå marknadsportföljen (Jensens, 1968).

Då förvaltarna i Sharpe (1966) så väl som i Jensens (1968) studie inte kunnat slå marknadsportföljen tyder det på att marknaden är effektiv och att priserna redan reflekterar den information som finns tillgänglig. Båda kommer även fram till att aktiekursen är svår att förutse vilket kan tillskrivas till random walk. Båda ser till informationsinsamling och visar att sökandet av ny information är för kostsamt i förhållande till det värde det genererar vilket även det ger stöd till Famas (1970) teorier kring EMH.

Fondförvaltares skicklighet, tur och sannolikhet för byte av fondförvaltare

Berk och van Binsbergen (2012)

Artikeln visar hur flödet av tillgångar in och ut från fonder kan påvisa att en fondförvaltare visar skicklighet. Berk och van Binsbergen (2012) demonstrerar att den genomsnittliga förvaltaren har kunskaper och genererar ett mervärde som uppgår till 2 miljoner dollar per år. Värdet av en fondförvaltares skicklighet eller kunskaper kan inte endast tilldelas tur då studien ser till ett långt tidsperspektiv och visar att effekten av fondförvaltaren är beständig. Berk och van Binsbergen (2012) bedömer att investerare kan urskilja de bra fondförvaltarna från de dåliga och belönar dem genom att investera mer kapital i deras fonder. De menar att själva belöningen till fondförvaltare, som består av ökad införsel av tillgångar till fonden, är en bättre indikator för framtida genererade värden än historiska genererade värden i sig. Trots att förvaltare genererar ett mervärde är nettoalfat, dvs. den mot index avvikande medelavkastningen efter fondavgifter, för investerare nära noll. Detta menar Berk och van Binsbergen (2012) går i linje med Fama (1970) teori kring EMH där ett nettoalfa=0 tyder på en effektiv marknad. Mervärdet som skapas av förvaltarna tillfaller i hög grad förvaltarna och fondbolagen i form av avgifter (Berk och van Binsbergen, 2012).

Fama och French (2010)

Till skillnad från Berk och van Binsbergen (2012) lägger Fama och French (2010) sitt huvudfokus på Jensen's alfa, den riskjusterade avkastningens avvikelse från ett marknadsindex, samt skillnaden mellan bruttoavkastning (alfa innan förvaltningsavgifter är avdragna) och nettoavkastning (alfa efter förvaltningsavgifter är avdragna).

De visar att fondförvaltare som ett kollektiv realiserar nettoavkastning som i förhållande till modeller som CAPM och "4-factor model" underpresterar i storleksordningen av förvaltningskostnaderna. Det vill säga att nettoalfa avviker från benchmark med samma belopp som förvaltningskostnaderna uppgår till.

Fama och French (2010) kommer fram till att den genomsnittliga fondförvaltaren

saknar skicklighet. Det finns dock en lite grupp förvaltare som påvisar att de har kunnande men den ekonomiska effekten av kunnandet är liten (Fama och French, 2010).

Chevalier och Ellison (1999)

Chevalier och Ellison (1999) undersöker, genom att studera Jensen's alfa, huruvida sannolikheten för att en fondförvaltare att bli avskedad påverkas av förvaltarens handlingar, tidigare resultat med mera. De studerar tillväxtfonder och fonder inriktade på både tillväxt- och hög direktavkastning, där de delar upp förvaltare i två klasser:

1. Förvaltare som behåller sin position eller flyttar till en position hos en större fond.
2. Förvaltare som förlorar sin position och antingen försvinner från fondförvaltning eller får en position hos en mindre fond.

De undersöker förhållandet mellan uppsägning, risktagande och ålder. Studien visar att befordringar kan spela stor roll. De anser att en förvaltare blir befördrad då de slutar på en fond och nästa år finns på en fond med större totala tillgångar. Att bli avskedad är resultatet av att en företagsledning omvärderar en förvaltares förmågor. En förvaltare kommer att bytas ut då det går så dåligt att kostnaden för att behålla förvaltaren överstiger transaktionskostnaden för bytet (Chevalier och Ellison, 1999).

Sannolikheten att en förvaltare behåller sin tjänst eller blir befördrad ökar då hans riskjusterade avkastning ökar. Risker för att bli avskedad är mer avkastningskänslig för yngre förvaltare. De finner även att sannolikheten för att en ung förvaltare får sparken är en konvex funktion av dennes prestation, speciellt då förvaltaren har ett negativt alfa. De menar dock att den är ganska okänslig då alfa är positivt och visar att alfa har en statistiskt signifikant påverkan på byte.

Chevalier och Ellison (1999) finner vidare att unga förvaltare blir lättare bestraffade än äldre förvaltare om de avviker från den osystematiska medelrisken för andra fonder inom samma investeringsområde (Chevalier och Ellison, 1999).

Khorana (1996)

Khorana (1996) undersöker förhållandet mellan byte av förvaltare och dennas prestation. Likt Berk och van Binsbergen (2012) använder sig Khorana (1996) av tillväxttakt i en fonds tillgångsbas och dess avkastning. Detta gör han genom att studera skillnaden mellan en fonds in- och utflöde av kapital samt dess Jensen's alfa som två separata variabler. Dock studerar han inte huruvida en förvaltare har kunskande, utan hur förvaltarens prestation påverkar sannolikheten att bli utbytt. Khorana (1996) menar att en fonds aktiebaserade prestation, dvs. värdet på dess underliggande tillgångar, är ett bättre mått än fondens kapitalflöde.

Khoranas (1996) resultatet visar ett omvänt förhållande mellan förvaltarbyte och en fonds prestation. Om en fond presterar väl löper förvaltaren låg risk att bli utbytt. Det framgår även att avkastningen upp till två år innan bytet har påverkan men med avtagande effekt, ju längre från bytet man kommer desto mindre effekt (Khorana, 1996).

Även tillväxttakt påverkar om en förvaltare blir utbytt eller inte. Gruppen med utbytta förvaltare visar en högre omsättningstakt och högre kostnader i förhållande till den icke utbytta gruppen förvaltare inom samma område (Khorana, 1996).

Den systematiska och osystematiska risken skiljer sig ej märkbart mellan de utbytta förvaltarna och kontrollgruppen, förutom perioden två år före bytet då de utbytta förvaltarna tar avsevärt högre risker (Khorana, 1996).

Förvaltare med mer volatila portföljer har "råd" att underprestera mer än de som har "säkrare" portföljer innan de får sparken. Detta anses vara p.g.a. att det är svårare att bedöma en förvaltares prestation om portföljen är mer volatil, vilket leder till att de inte bestraffas lika hårt. Investerare har även andra förväntningar på en mer volatil portfölj och kan godta att en riskfull investering inte betar sig på samma vis som en mer säker investering (Khorana, 1996).

3. Metod

Hypotes

Fondförvaltares prestation utvärderas ständigt av såväl investerare som arbetsgivare. Denna utvärdering kan enligt Khorana (1996) leda både till högre befattningar såväl som ett avsked. Likt Chevalier och Ellison (1999) och Khorana (1996) kommer denna uppsats att försöka svara på om fondförvaltares tidigare prestation påverkar dennes risk att få sparken. Detta görs genom att studera tidigare avkastning och Jensen's alfa. Till skillnad från de ovan nämnda artiklarna kommer uppsatsen att fokusera på svenska fondförvaltare som varit aktiva mellan 2009 och 2014. Perspektivet är således skilt från tidigare studier både i geografisk omfattning så som i tid. Detta leder till uppsatsens första hypotes.

Vad påverkar om en fondförvaltare får sparken? Hur lång tid innan detta sker föregås av dålig prestation? Chevalier och Ellison (1999) menar att förvaltare som underpresterar och blir oroliga för sin framtida karriär kan förändra sina beteendemönster, vilket kan påverka framtida avkastning och risk. För en investerare är det av högsta intresse att veta om en investering ändrar karaktär och riskmönster. Khorana (1996) påvisar ett statistisk signifikant negativt samband mellan avkastning och byte två år tillbaka i tiden, för internationella fonder i slutet av 1900-talet. Huruvida detta förhållande även gäller för Sverige i nutid leder till uppsatsens andra hypotes.

Hypotes 1

Det finns ett negativt samband mellan en fonds alfa och sannolikheten att fondförvaltaren får sparken.

Hypotes 2

Det negativa sambandet mellan en fondförvaltares prestation och sannolikheten att förvaltaren får sparken kan härledas för en period två år föregående ett förvaltarbyte.

Urval

Inledningsvis gjordes en sökning via Morningstar Direct för att få ett lämpligt urval av fonder enligt sökkriterierna i Tabell 1. Dessa sökkriterier gav ett urval på 148 fonder.

Tabell 1: Lista över sökkriterier i Morningstar.

Morningstar sökkriterier
Global Broad Category Group = Equity
Investment typ; Not = Hedge fund; Not = Index
Base Currency = Swedish Krona
Investment area = Sweden
Name does not contain index
Domicile = Sweden or Norway

Från dessa 148 fonder sållades de fonder bort som av uppenbara skäl inte passar in i undersökningens tanke om en homogen urvalsgrupp. De fonder som exkluderades från urvalet var de som var tydliga icke aktivt förvaltade fonder och därmed kan härledas som indexfonder så som exempelvis gratisfonder. Även fonder som ger utdelning till investerarna exkluderades liksom de som saknade för undersökningen nödvändig data.

Studiens tidsram startar 2009-01-01 för att undvika den turbulenta finanskrisen och innefattar all tillgänglig data fram till denna studies början vilket är till och med tredje kvartalet 2014.

Vidare så måste förvaltarbytet ha skett tidigast 2011-01-01, vilket alltså är två år efter studiens inledande tidsram. Som nämdes i empirin har tidigare studier visat att tiden upp till två år innan ett förvaltarbyte sker ger signifikant påverkan men med avtagande effekt, och vid tillfällena tidigare än två år tillbaka saknas signifikans (Khorana, 1996). Tidsperspektivet för studien har därmed satts till två år föregående ett förvaltarbyte.

I de fall där en fond har fler än en förvaltare har den förvaltaren med längst tid på positionen antagits vara ansvarig för fonden. Denna fondansvariga är benämnd fondförvaltare genomgående i studien.

Realiserad överavkastning

Samtliga i urvalet kvarvarande fonders kvartalsprisdata (PX_LAST) hämtades från Bloomberg. Fondernas prisdata kontrollerades mot dess bytesperioder och fonder som saknade prisdata för tillämplig period exkluderades ur urvalet. Då de fonder som inte uppnår de ovan nämnda kriterierna exkluderats återstod 69 fonder varav 32 uppvisar byte av förvaltare.

Jensen's alfa alla förvaltare

Data som användes vid dessa beräkningar är veckodata. Anledningen till att kvartalsdata ersätts med veckodata är att beräkningarna av CAPM-beta kräver fler än de sju mätpunkter som kvartalsdata erbjuder över två år. Vissa fonder saknade tillräcklig veckodata och exkluderades från studien. Detta resulterade i ett urval med 66 fonder varav 32 uppvisar byte av förvaltare.

Jensen's alfa underpresterande förvaltare

Vid vidare analys av data i den första delen av undersökningen, framgick att det fanns fonder där byte skett men där förvaltaren inte blivit ersatt på grund av dålig prestation. Dessa byten skedde antagligen på grund av befordran eller liknande, så som exempelvis pensionering eller flytt till en högre position på annat håll. Khorana (1996) påvisar detta problem och menar att det är svårt att avgöra om bytet skett p.g.a. underprestation eller andra orsaker. Chevalier och Ellison (1999) löste detta problem genom en uppdelning av förvaltare i två kategorier för över- och underpresterande förvaltare. För att enbart kunna studera effekten av dåligt presterande förvaltare och risken de löper att bli utbytta på grund av deras otillfredsställande avkastning skedde därmed, liksom Chevalier och Ellison (1999), en ytterligare rensning. Alla förvaltare som blivit utbytta men som hade överpresterat och alltså hade ett $\alpha > 0$ togs bort. Detta resulterade i att 64 fonder kvarstod varav 21 fonder uppvisar byte av förvaltare.

Beroende variabel, definition m.m.

Fonderna delades in i två olika kategorier enligt följande:

1. Fonder där förvaltare ersatts. (härefter kallat "Förvaltarbyten")
2. Fonder utan byte. ("Bytesfria")

För att en fond ska placeras under Förvaltarbyten måste fondförvaltaren ha blivit utbytt och ha suttit som ansvarig förvaltare i minst två år vilket är den perioden innan byte som studien inriktar sig mot. De Bytesfria fonderna är de fonder där det inte skett något förvaltarbyte under tidperioden. Därefter extraherades alla fondperioder innefattande godkänt förvaltarbyte enligt ovanstående byteskriterier och dessa angavs en dummyvariabel kallad $Byte = 1$.

I de fall då fondförvaltare bytts ut två gånger har även det andra bytet inkluderats i urvalet givet att minst två år skiljer de två bytena. För alla fonder som inte haft något förvaltarbyte under undersökningens tidsspann extraherades fondperioder till en kontrollgrupp för vilka dummyvariabeln $Byte$ sattes till noll (0). I denna kategori ingår alla perioder i fonderna där de har ett fritt spann på två föregående år med prisdata.

I de fall där två perioder inhämtats från samma fond ska det ha varit minst 2 år mellan de två mättillfällena. I dessa fall har det senare mättillfället slumpmässigt valts ut genom Excels slumpgenerator om det funnits flera möjliga mättillfällen som uppfyller kraven. För att illustrera detta kan vi se till Carnegie Sverigefond (ticker HQSVERA) som finns i urvalet. Denna fond innehar inget förvaltarbyte men ger två observationer. Det första mättillfället är två år efter studiens början, dvs. 2010-12-31. Ytterligare två år senare kan ett nytt mättillfälle användas enligt tidigare definition. Tillgänglig data som underlag för ytterligare en observation är alltså varje kvartal från 2012-12-31 till och med 2014-09-30. Utifrån dessa möjliga observationer har en observation slumpats fram och de två observationerna för Carnegie Sverigefond är således 2010-12-31 samt 2013-03-29.

Slutligen kontrollerades fondernas prisdata likt tidigare mot dess observationstillfällen och fonder som saknade prisdata för tillämplig period exkluderades ur urvalet.

Realiserad överavkastning

Denna modell ger ett urval på 39 observationer till kategori Förvaltarbyten (byte=1) och 88 observationer till kategori Bytesfria (byte=0). Observera att detta antal överstiger antalet fonder i studien då en fond kan finnas i gruppen Förvaltarbyte vid ett tillfälle och i Bytesfria vid ett annat.

Jensen's alfa alla förvaltare

Som tidigare nämnts består datan i *Jensen's alfa alla förvaltare* av veckodata. Det nämndes även ovan att några fonder saknade tillräcklig data vilket innebar att de exkluderades från vidare studie. Efter bearbetningen av data kvarstod totalt 121 mätperioder varav 38 med förvaltarbyte och 83 utan.

Jensen's alfa underpresterande förvaltare

Då alla överpresterande förvaltare som bytt tjänst exkluderats kvarstod totalt 104 mättillfällen varav 21 med förvaltarbyte och 83 utan.

Tabell 2: Observationsunderlag för uppsatsens tre delmoment Realiserad överavkastning, Jensen's alfa alla förvaltare samt Jensen's alfa underpresterande förvaltare. Underlaget anges i frekvens samt andel inom parentes.

Observations- underlag	Realiserad överavkastning	Jensen's alfa alla förvaltare	Jensen's alfa underpresterande förvaltare
Byte=1	39 (30.71%)	38 (31.40%)	21 (20.19%)
Byte=0	88 (69.29%)	83 (68.60%)	83 (79.81%)
Totalt	127	121	104

Oberoende variabler definition m.m.

Realiserad överavkastning

Utifrån de 127 observationernas prisdata beräknades kvartalsavkastningen för varje observation samt för undersökningens index. Index valdes efter korresponderande kategorisering av Morningstar (t.ex. Alfred Berg Sverige Plus A klassad som Small-/Mid cap equity). Samtliga fonder i urvalet klassades antingen som Small/Midcap- eller Largecapfonder. Således valdes MSCI Small/mid cap index (ticker MXSESM) och MSCI Large cap index (ticker MXSELC). Då samtliga fonder i urvalet återinvesterar sina innehavs utdelningar så valdes att genom Bloomberg hämta prisdata för index där utdelningar inkluderas. (Bloomberg: TOT_RETURN_INDEX_NET_DVDS). Därefter erhöles den realiserade överavkastningen enligt $R_{i,t} = r_{i,t} - r_{m,t}$ där R är realiserad överavkastning, r är avkastningen för observation i eller index m och t är tidpunkten för förvaltarbyte. Variabler för överavkastningen, omräknat från decimalform till procent, skapades enligt följande:

$$\begin{aligned} lag_{1,\%} &= [R_{i,t-1} * 100] \\ lag_{2,\%} &= [R_{i,t-2} * 100] \\ lag_{N,\%} &= [R_{i,t-N} * 100] \text{ där } N \text{ är kvartal.} \end{aligned}$$

Varje mätpunkts första kvartal bortses från då bytet skett någon gång under detta kvartal, och kvar finns värden på de sju tidigare kvartalen vilka utgör lagged realiserad överavkastning för varje observation.

Jensen's alfa alla förvaltare & Jensen's alfa underpresterande förvaltare

Rådata i form av veckodata hämtades från Bloomberg. Utifrån hämtad data beräknades variabler nödvändiga för regressionsanalysen. Inledningsvis beräknades avkastningen, samt medelvärdet av denna, för de individuella fonderna under de studerade perioderna, vilka var 104 veckor innan kvartalet som studeras. Kvartalet då bytet skedde valdes att utelämnas på grund av att beslut om byte av förvaltare antas fattas en tid innan själva bytet verkställs. Detta beslut grundas av Khorana (1996) som finner att perioden för byte skapar otillförlitlighet i datan. Även avkastning och

medelvärde av index, samt riskfria räntan, beräknades för de tidsperioder som korresponderar med perioderna för förvaltarbyten och de bytesfria fonderna. Vidare beräknades varians, standardavvikelse och beta för alla observationer. Förväntad avkastning beräknades enligt CAPM (Capital Asset Pricing Model). MSCI Small/Mid Cap Index och MSCI Large Cap Index användes som proxy för marknaden och 1w-STIBOR användes som proxy för den riskfria räntan i enlighet med Khorana (1996) som använde en månads T-bill som riskfri ränta för sin studie av månadsdata. Slutligen uträknades Jensen's alfa, som under följande regressioner användes som riskjusterat prestationsmått. Innan regressionerna utfördes räknades de beroende variablerna om från veckodata till årsdata för att underlätta tolkningen av resultaten.

Regressionsmodell

Två olika metoder användes för att undersöka sambandet mellan den beroende och de oberoende variablerna. En binär variabel är en form av LDV, vilket står för "Limited Dependent Variable". En LDV är brett definierat som en beroende variabel vilken endast kan anta ett begränsat intervall (Wooldridge, 2014, s. 459). I denna undersökning är den beroende variabeln i binär form, och är således en dummy som endast kan anta värdet noll (0) eller ett (1).

För att göra en tvärsnittsstudie med en binär beroende variabel kan ibland vanliga linjära metoder användas, men ofta krävs andra metoder för att ge vettiga analysresultat.

LPM

En linjär regression kan fungera väl, men detta gäller då de oberoende variabelernas värden är nära dess snitt i urvalet. Den metod som då används är en regressionsmodell kallad LPM, Linear Probability Model (Wooldridge, 2014, s. 205). Om de oberoende variablerna skiljer sig signifikant från dess snitt riskerar dock denna modell att bli missvisande, då den estimerade beroende variabeln kan anta värden lägre än noll eller högre än ett. LPM ger en konstant partialeffekt vilket i många fall ej kommer stämma då den oberoende variabeln antar sina extremvärden. Det är rimligt att anta att i många beräkningsområden kommer en initial förändring av en oberoende

variabel från till exempel 0 till 1 ha en större partialeffekt än effekten att gå från 1 till 2 (Wooldridge, 2014, s. 205).

Logit

Om de oberoende variablerna skiljer väsentligt från dess medelvärden så kommer således LPM att ge ett missvisande resultat och en bättre form av analys för detta fall är i form av en s.k. binär responsmodell. I denna modell studeras responssannolikhet enligt

$$P(y = 1|x) = P(y = 1|x_1, x_2, \dots, x_k)$$

där x är alla oberoende variabler.

För att frångå LPMs begränsningar antas

$$P(y = 1|x) = G(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k) = G(\beta_0 + x\beta)$$

där G är en funktion som antar värdena $0 < G(z) < 1$ för alla reella tal z .

I logit-modellen är G den logistiska funktionen.

$$G(z) = \frac{e^z}{[1 + e^z]}$$

G antar värden mellan noll och ett för alla reella nummer z . Detta är den kumulativa fördelningsfunktionen för en standardlogistisk variabel (Wooldridge, 2014, s. 461).

Resultatet av ovanstående LPM- och Logit-modell presenteras och analyseras i nästkommande del av uppsatsen.

4. Resultat och analys

I följande del redovisas data för att förklara sambandet mellan förvaltarbyte och avkastning till investerarna. Även aspekter kring både total risk samt marknadsrisk och deras påverkan på förvaltarbyte påvisas. Nedan presenteras resultatet från LPM och logistiska regressioner och för de logistiska regressionerna studeras även dess marginaleffekter.

Del 1 – Realiserad överavkastning

I undersökningens första del utgörs urvalet av 127 observationer, där 39 av dessa utgörs av förvaltarbyten och 88 av kontrollgruppen (se Tabell 2). Observera att alla resultat i denna del är beräknade med kvartalsdata.

Tabell 3: Summering av variabler för analys av realiserad överavkastning. n är antal observationer, medel är medelvärdet för observationen, SD är standardavvikelse, min är minimum och max är maximum. Byte är dummyvariabeln för förvaltarbyte, Byte=1 vid förvaltarbyte och Byte=0 för kontrollgruppen. Lag_{N,%} är kvartalsdata för realiserad överavkastning i procent, dvs. differensen mellan den faktiska avkastningen och dess korresponderande index för det N:te kvartalet innan bytet. Samtliga mätpunkter inföll någon gång mellan 2009-01-01 och 2014-09-31.

VARIABLER	n	medel	SD	min	max
Byte	127	0.307	0.463	0	1
Lag _{1,%}	127	2.533	4.642	-9.322	15.95
Lag _{2,%}	127	1.141	8.062	-24.70	24.52
Lag _{3,%}	127	0.448	5.587	-23.06	15.76
Lag _{4,%}	127	2.017	6.728	-21.61	19.01
Lag _{5,%}	127	1.683	6.469	-22.37	15.11
Lag _{6,%}	127	2.624	8.828	-22.99	29.92
Lag _{7,%}	127	0.794	9.969	-20.77	38.59

I Tabell 3 visas en summering av variablerna för analysen av realiserad överavkastning. Noterbart är att samtliga $Lag_{N,\%}$ är positivt skilda från noll och således innebär en avkastning över index, men där $Lag_{3,\%}$ samt $Lag_{7,\%}$ inte är statistisk signifikant skilda från noll. Denna överavkastning kan delvis härledas till att fondavgifterna ej är borträknade i datan. Den årliga medelavgiften för urvalet är 1.25%, vilket ger en kvartalsavgift på 0.3125% (1.25%/4). Vid en eventuell korrigering med hänsyn till fondavgifterna hade således samtliga lags fortfarande varit positiva. Detta kan vid första anseende vara förvånande, då tidigare litteratur generellt påvisar motsatsen. Denna skillnad kan exempelvis bero på val av index eller en annorlunda investeringskultur jämfört med tidigare undersökningar, och analyseras vidare i senare delar av uppsatsen.

Tabell 4: Korrelation mellan variablerna för realiserad överavkastning.

Korrelation								
	Byte	Lag _{1,%}	Lag _{2,%}	Lag _{3,%}	Lag _{4,%}	Lag _{5,%}	Lag _{6,%}	Lag _{7,%}
Byte	1.0000							
Lag _{1,%}	0.0615	1.0000						
Lag _{2,%}	0.4373	-0.1849	1.0000					
Lag _{3,%}	0.1499	-0.2217	0.0906	1.0000				
Lag _{4,%}	0.3509	0.0924	0.1005	-0.1568	1.0000			
Lag _{5,%}	-0.0056	0.4069	-0.1455	-0.2448	-0.1410	1.0000		
Lag _{6,%}	0.1515	0.1587	0.1407	0.2419	-0.0160	0.1356	1.0000	
Lag _{7,%}	0.3054	-0.1589	0.3623	0.0906	0.1885	0.0002	0.2939	1.0000

Korrelationen för variablerna kan avläsas i Tabell 4 och vi kan se att den ligger i spannet $-0.25 \leq \rho \leq 0.44$. Då variablernas korrelation är spridda med olika tecken kan inga slutsatser dras angående återkommande prestation. Vi kan dock utläsa en positiv korrelation mellan byte och samtliga lags förutom kvartal 5.

Tabell 5: Regressionsresultat från LPM (1) och logit (2) samt margineffekter för en logistisk regression. (3) är uppskattade medelvärden för margineffekten och (4) är margineffekten för varje oberoende variabel vid dess medelvärde. Byte är den beroende variabeln och Lag_{N,%} är de oberoende variablerna. För LPM har robusta värden beräknats för att kompensera för heteroskedasticitet. I (1) är således standardfel robusta. Standardfel är inom parentes och ***, **, * står för signifikansnivåer för 1%, 5% samt 10%.

	(1) LPM	(2) Logit	(3) Medel marginal- effekt logit	(4) Marginal-effekt vid medelöveravkastning logit
VARIABLER	Byte	Byte	Byte	Byte
Lag _{1,%}	0.0130 (0.00991)	0.0959 (0.0617)	0.0124 (0.00774)	0.0155 (0.00990)
Lag _{2,%}	0.0222*** (0.00529)	0.187*** (0.0486)	0.0242*** (0.00484)	0.0302*** (0.00740)
Lag _{3,%}	0.0176** (0.00997)	0.131*** (0.0490)	0.0170*** (0.00573)	0.0212*** (0.00745)
Lag _{4,%}	0.0225*** (0.00725)	0.144*** (0.0408)	0.0187*** (0.00423)	0.0233*** (0.00652)
Lag _{5,%}	0.00700 (0.00839)	0.0181 (0.0414)	0.00234 (0.00533)	0.00292 (0.00671)
Lag _{6,%}	-0.000795 (0.00488)	-0.0243 (0.0280)	-0.00314 (0.00358)	-0.00391 (0.00444)
Lag _{7,%}	0.00511 (0.00436)	0.0283 (0.0270)	0.00365 (0.00343)	0.00456 (0.00434)
Observationer	127	127	127	127
R ² /Pseudo-R ²	0.3538	0.3465		

Tabell 5 kolumn (1) och (2) visar resultat från LPM- samt logistisk multivariabelregression med byte som beroende variabel och varje observations lags som oberoende variabler. Från (1) och (2) i Tabell 5 kan ses att effekten av lags på byte är generellt avtagande, och kvartal två, tre och fyra påvisar statistisk signifikans på minst 5%-nivån. Denna signifikans påvisar alltså att prestationen för året föregående ett byte, exklusive första kvartalet, har en statistiskt signifikant positiv påverkan på bytet. Detta är ett motsatt resultat till Khorana (1996) som kunde påvisa två års signifikant negativ påverkan. Då antalet observationer i denna undersökning är en bråkdel av Khoranas (1996) urval, är det möjligt att svagare nyanser inte kommer att kunna urskiljas i modellen. Detta skulle kunna vara en anledning till varför det för kvartal ett samt efter kvartal fyra saknas statistisk signifikans.

Det mest anmärkningsvärda resultatet från dessa regressioner är dock inte signifikansnivåerna, utan ses vid en teckenanalys. Samtliga lags förutom $Lag_{6\%}$ har positiva koefficienter, vilket kan tolkas som att en ökning i alfa ger en positiv effekt för $byte=1$. Alltså blir tolkningen att ju bättre en fondförvaltare presterar, desto mer troligt är det att denna byter jobb. Resultatet, som skiljer sig från antagandet om ett negativt samband mellan överavkastning och byte, är vid vidare analys dock inte nödvändigtvis konstigt. Att få sparken eller på annat sätt ofrivilligt förpassas från sin position som fondförvaltare sker generellt bara av en anledning – dvs. underprestation och då alltså ett negativt alfa. Att $byte=1$ är dock inte genomgående en indikation på dålig prestation, utan kan ske såväl vid pensionering som vid överprestation och befordran både internt och externt. Berk och van Binsbergen (2012) påvisar hur fondförvaltares belöning sker i form av ökad införsel av kapital till fonden vilket genererar större ersättning då avgifter oftast är en procentuell andel av det totala kapitalet som förvaltas. En större fond genererar större avgifter vilket speglas i förvaltarens ersättning, och således bör gälla att även överavkastande förvaltare lämnar sin position för att anta nya mer lukrativa positioner. Vidare menar Berk och van Binsbergen (2012) att den genomsnittliga fondförvaltaren överpresterar marknaden och genererar i snitt US\$2M i mervärde (Berk och van Binsbergen, 2012). Om så är fallet så har därmed den genomsnittliga fondförvaltaren en positiv överavkastning (om inte hänsyn tas till avgifter). Detta kan ses i medelavkastningarna i Tabell 5 och ovanstående regressionsresultat visar hur detta samband gäller för samtliga observationer i urvalet då avkastning har positiv påverkan på byte.

En annan orsak till det positiva sambandet mellan byte och överavkastning kan eventuellt finnas i val av index. Eftersom avkastning har ett positivt samband med risk, bör ett index väljas vilket speglar den totala risken i fondens innehav. Då varje fond och fondförvaltare har sin egen förvaltningsstil kan därmed antas att alla fonder ej har ett fullständigt tillfredsställande index för riskjustering. De index som legat till grund för riskjusteringen har valts utifrån Morningstars klassificering, vilket endast visar en grov skattning av vilken investeringsform och bolagsstorlek som innefattas. Varje fond agerar inom sina egna utsatta ramar och även om fonden enligt Morningstar investerar exempelvis i bolag på large cap, så kan fonden tillåta viss del mindre innehav. Om detta hade ökat dess risk så hade då även dess förväntade avkastning ökat enligt klassisk portföljteori (Markowitz, 1952). Om så skett för en fond i denna undersöknings urval hade således observationens realiserade överavkastning blivit högre än det faktiska värdet och därmed blivit missvisande. Likväl hade motsatsen kunnat ske då en fond matchas mot ett index med högre risk än den faktiska risknivån och överavkastningen hade därmed blivit missvisande lågt. Då detta problem bör följa en standard normalfördelning hade således problemet kunnat undvikas vid ett större urval. Denna undersökning riktas mot ett för smalt spann både geografiskt likväl som tidsmässigt för att sådan manöver skulle vara möjlig.

I Tabell 5 kan även utläsas den logistiska regressionens medel-marginaleffekter i (3) samt margineffekt då de oberoende variablerna antar sina medelvärden i (4). Teckenanalys samt signifikans är samma som vid regression (1) och (2).

Både medel-marginaleffekten i (3) samt margineffekten vid medel-överavkastning i (4) påvisar störst effekt vid $Lag_{2,\%}$, vilket innebär att andra kvartalet har störst inverkan på om förvaltaren lämnar sin position på fonden. Tiden för detta andra kvartal kan kopplas till att ett halvår är ett rimligt antagande av tiden från ett jobberbjudande tills den nya positionen tillsätts. Detta kan ställas mot att ett avsked på grund av misskötsel troligen går fortare. Denna teori är dock ej förankrad från tidigare studier utan är författarnas egen reflektion, varför den bör studeras djupare för att få någon större vikt i analysen. Denna reflektion hade dock gett ytterligare understöd till varför koefficienterna i LPM- och logit-regressionerna är positiva.

Utifrån ovanstående analys sammanfattas att överavkastning har en tydlig inverkan på byte. Teckenanalys av koefficienterna visar att urvalet har en tydlig tendens till positiv korrelation mellan byte och överavkastning för en period om ett år före förvaltarbyte, vilket även kan ses i korrelationstabellen. Om denna positiva korrelation uppkommer från en genomsnittligt positivt överavkastning från observationerna alternativt att korresponderande index ej återspeglar den sanna risken är svårt att avgöra efter rådande förutsättningar. Därmed krävs djupare undersökningar vilka analyseras i nedanstående del.

Del 2 – Jensen’s alfa

I del 2 av uppsatsen belyses den riskjusterade avkastningen med Jensen’s alfa beräknat utifrån CAPM. Som tidigare nämnts består urvalet för denna del av 121 observationer vilket kan ses i Tabell 2. Urvalet är något mindre än i Del 1, då övergången från kvartalsdata till veckodata resulterade i avsaknad av nödvändig data för sex av de ursprungliga observationerna. Samtliga data vid beräkning av CAPM samt nedanstående regressioner är baserade på veckodata som räknats om till årsdata.

Tabell 6: Korrelation mellan variablerna för samtliga fonddata till CAPM-analysen. (1) är för Jensen’s alfa alla förvaltare och (2) är för Jensen’s alfa underpresterande förvaltare.

Korrelation					
(1)	Byte _A	SD _A	beta _A	CAPM_Er _A	alfa _A
Byte _A	1.0000				
SD _A	-0.1583	1.0000			
beta _A	-0.1049	0.3034	1.0000		
CAPM_Er _A	-0.1211	0.0732	-0.0554	1.0000	
alfa _A	0.0644	-0.2452	-0.1461	-0.5240	1.0000
(2)	Byte _N	SD _N	beta _N	CAPM_Er _N	alfa _N
Byte _N	1.0000				
SD _N	-0.0443	1.0000			
beta _N	-0.0206	0.2705	1.0000		
CAPM_Er _N	-0.0086	0.0102	-0.1197	1.0000	
alfa _N	-0.2131	-0.1423	-0.0417	-0.5158	1.0000

I Tabell 6 (1) kan negativ korrelation ses för byte och alla variabler förutom alfa_A där korrelationen är positiv. Vid (2), där utbytta förvaltare med positivt alfa exkluderats, ger samtliga omvända förhållanden och ett tydligare samband för alfa. Märkbart är

även att korrelation mellan SD och alfa i båda fall är negativa, och ökad risk har således ej bidragit till större alfa i urvalet.

Tabell 7: Summering av variabler för analys av CAPM-data för både Jensen's alfa alla förvaltare (A) och Jensen's alfa underpresterande förvaltare (N). n är antal observationer, medel är medelvärdet för observationen, SD är standardavvikelse, min är minimum och max är maximum. Byte är dummyvariabeln för förvaltarbyte, Byte=1 vid förvaltarbyte och Byte=0 för kontrollgruppen. Alla variabler är angivna i decimalform och beräknade med veckodata över en 104 veckors mätperiod och därefter omräknat till årsdata. Samtliga mätpunkter inföll någon gång mellan 2009-01-01 och 2014-09-31.

Summering	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VARIABLER	n	medel	SD	min	max
(A)					
Byte _A	121	0.3140	0.466	0	1
SD _A	121	0.2037	0.056	0.104	0.338
beta _A	121	0.8734	0.104	0.530	1.136
CAPM_Er _A	121	0.1754	0.137	-0.060	0.452
alfa _A	121	-0.0111	0.088	-0.323	0.309
(N)					
byte _N	104	0.202	0.403	0	1
SD _N	104	0.208	0.056	0.104	0.338
beta _N	104	0.880	0.107	0.530	1.136
CAPM_Er _N	104	0.186	0.140	-0.060	0.452
alfa _N	104	-0.024	0.0840	-0.323	0.261

I Tabell 7 (A) visas en summering av alla variabler i undersökning av CAPM för hela urvalet. Det veckovisa medlet av Jensen's alfa_A är negativt och -0.0111, eller -1.11%, vilket har en statistisk signifikans på 10%-nivån vid utförande av ett ensidigt t-test. Detta betyder att den genomsnittliga förvaltaren i urvalet underpresterar sitt index med -1.11% enligt CAPM. Ett negativt alfa kan ställas mot klassisk halvstark EMH (Fama, 1970) där all tillgänglig data speglas i tillgångens pris och om alla investerare vore rationella skulle deras optimal risky portfolio bestå av marknadsportföljen, eller en proxy för marknadsportföljen vilken i detta fall är undersökt index. Att därmed investera i en aktivt förvaltd fond, vilken inte består av marknadsportföljen, vore att vara irrationell och skulle därmed leda till underprestation mot marknadsportföljen eller dess proxy. Detta resultat bekräftar tidigare antagande om att marknaden ej är fullt halvstark samt går i linje med Grossman och Stiglitzs (1980) resonemang om

informerade och oinformerade investerare och dess påverkan på marknadens jämvikt. Utifrån investerarnas synvinkel ger CAPM en förlust mot index med 1.11%.

Både Berk och van Binsbergen (2012) samt Fama och French (2010) diskuterar i sina artiklar att fonders avgifter bör inkluderas i prisdata vid beräkningar av alfa. Snittavgiften för fonderna i Jensen's alfa alla förvaltare är 1.27% (se Appendix, Tabell A1). Om vi jämför det negativa alfat på -1.11% mot fondernas avgifter i form av dess snittavgift skulle förvaltarna påvisa ett marginellt positivt riskjusterat resultat på 0.16% per år. Detta skulle inte räcka till för att täcka fondernas förvaltningsavgifter och investerarna skulle göra bättre i att investera i en billig eller till och med gratis indexfond. Detta resultat är i linje med vad Fama och French (2010) kommer fram till i sin undersökning då de finner att den övre percentilen av förvaltare kan slå index, men att medelförvaltaren levererar underavkastning mot CAPM, tre- och fyrfaktormodellerna motsvarande vad de tar ut i avgifter. Detta leder till en slutsats att bruttoalfa, det vill säga innan fondavgifter är avdragna, är runt noll (Fama och French, 2010).

*Tabell 8: Regressionsresultat för envariabel-LPM samt logit med beroende variabel byte. Alla variabler är angivna i decimalform och det samma gäller således för koefficienterna. Var är varians, SD är standardavvikelse, beta är beta beräknat från CAPM CAPM_Er är $E(r_p)$ från CAPM och alfa är Jensen's alfa beräknat från CAPM. Samtliga variabler har omräknats till årsdata. GoF är Estat Goodness-of-Fit test för logit-regressionerna i (5)-(8). För LPM har robusta värden beräknats för att kompensera för heteroskedasticitet. I (1)-(4) är således standardfel robusta. Standardfel är inom parentes och ***, **, * står för signifikansnivåer för 1%, 5% samt 10%.*

Regressioner	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
VARIABLER	LPM	LPM	LPM	LPM	logit	logit	logit	logit	GoF
	Byte	Byte	Byte	Byte	Byte	Byte	Byte	Byte	Byte
SD _A	-1.309*				-6.451*				68.6%
	(0.749)				(3.754)				
Beta _A		-0.472				-2.187			68.6%
		(0.410)				(1.909)			
CAPM_Er _A			-0.413				-2.000		68.6%
			(0.310)				(1.512)		
Alfa _A				0.341				1.580	68.6%
				(0.484)				(2.238)	
Konstanter	0.581***	0.726**	0.386***	0.318***	0.508	1.120	-0.445	-0.767***	
	(0.158)	(0.361)	(0.0689)	(0.0428)	(0.762)	(1.664)	(0.313)	(0.197)	
Observationer	121	121	121	121	121	121	121	121	
R ²	0.025	0.011	0.015	0.004					

I Tabell 8 visas resultat från envariabels LPM- och logit-regressioner över urvalet. Regression (4) mellan byte och α_A påvisar låg signifikans och ett mycket lågt R^2 på 0.004 varför ingen vidare tolkning görs av resultatet. Vid analys av byte mot standardavvikelse i (1) kan dock nollhypotesen förkastas på 10%-nivån och koefficienten är -1.309. Vid en eventuell tolkning bör beaktas att α_A är uttryckt i decimalform. Detta innebär att en ökning av standardavvikelsen med 0.01 minskar sannolikheten för byte med 0.01309 eller 1.309%. Märk dock att då standardavvikelsen antar värden som avviker stort från dess medelvärde ($\widehat{SD}_A = 0.2037$ från Tabell 7) så uppmanas till försiktighet med tolkning av koefficientens storlek i LPM. En ökning i standardavvikelse har alltså en negativ effekt på byte, vilket går i linje med Khoranas (1996) slutsats att förvaltare med mer volatila portföljer har en större tolerans innan de blir utbytta. Khorana (1996) argumenterar att *"I find that the ability of investment advisors to tolerate underperformance is monotonically related to the volatility of the fund's underlying assets."*. Detta grundas i att det tycks vara svårare att avgöra en förvaltares prestation då de förvaltar en mer volatil portfölj (Khorana 1996). I kolumn (5)-(8) visas resultat från envariabels logit-regression likt tidigare tabell. Samtliga resultat går i linje med den linjära regressionen tidigare i tabellen, varför resultaten ej analyseras vidare.

Marginal effekter av $\alpha_{A,\%}$ på bytesvariabeln kan utläsas från Tabell 9. I (1) visas marginaleffekten av $\alpha_{A,\%}$ på byte, då $\alpha_{A,\%}$ antar sitt medelvärde. Detta värde saknar signifikans och värt att nämna är att dess standardfel är större än marginaleffekten själv. Den genomsnittliga marginaleffekten utläses i (2) och är även den insignifikant med en standardfel som är högre än sin marginaleffekt, varför inga vidare slutsatser dras från varken (1) eller (2). Noterbart är att resultaten i (1) och (2) avrundas till samma i tabellen men skiljer sig då decimalerna ökar.

I (3) beräknas marginaleffekterna för givna värden på α mellan värden $-30 \leq \alpha_{A,\%} \leq 30$. Statistisk signifikans påvisas då $\alpha_{A,\%}$ antar värden mellan -30 och +30, med något lägre statistisk signifikans i ytterlägena vilket kan härledas till storleksordningen på $\alpha_{A,\%}$ i urvalet. Från summeringen i Tabell 7 kan ses att $\alpha_{A,\min} = -0,323 = -32,3\%$ och $\alpha_{A,\max} = 0,309 = 30,9\%$ och regressionen ger således mer statistiskt signifikanta värden inom spannet för vilket α återfinns.

Tabell 9: Marginaleffekter från en logistisk regression med byte som beroende variabel och alfa (angivet i procent) som oberoende variabel. Samtliga variabler är omräknade till årsdata. (1) visar marginaleffekten då alfa antar sitt medelvärde. (2) visar medel-marginaleffekten för alfa och (3) visar sannolikheten i decimalform för byte=1 stegvis då α_A antar värden mellan $-30 \leq \alpha_{A,\%} \leq 30$. Standardfel är angivna inom parentes och ***, **, * står för signifikansnivåer för 1%, 5% samt 10%.

Logistiska marginaleffekter för α_A	(1)	(2)	(3)
VARIABLER	Vid Medel- alfa	Medel Marginal- effekt	Uppskattad sannolikhet byte
$\alpha_{A,\%} = -30$			0.224* (0.119)
$\alpha_{A,\%} = -10$			0.284*** (0.058)
$\alpha_{A,\%} = 0$			0.317*** (0.0426)
$\alpha_{A,\%} = 10$			0.352*** (0.071)
$\alpha_{A,\%} = 30$			0.427** (0.175)
$\alpha_{A,\%}$	0.0034 (0.005)	0.0034 (0.005)	
Observations	121	121	121

Vi kan se att ett ökande α_A ger ökad sannolikhet för att bli utbytt, vilket går i linje med tidigare resultat att ett byte=1 snarare kommer från en bra prestation jämfört med motsatsen. Vid ett positivt alfa på 10% avkastning över CAPM skulle sannolikheten att bli utbytt, eller mer troligt få ett bättre jobb, vara 35.2% med en statistisk signifikans på 1%-nivån. För $\alpha_{A,\%}=0$ kan utläsas att den uppskattade sannolikheten för att blir utbytt uppgår till 0.317 eller 31.7% med en statistisk signifikans på 1%-nivån. Likvärdigt noterbart är att nollhypotesen även kan förkastas på 1%-nivån då $\alpha_{A,\%}=-10$ och sannolikheten för byte=1 är 28.4%. $\alpha_{A,\%}=30$ ger en uppskattad sannolikhet för byte med 42.7% en statistisk signifikans på 5%-nivån. $\alpha_{A,\%}=-30$ påvisar, med en statistisk signifikans på 10%-nivån, att den uppskattade sannolikheten för byte är 22.4%.

Goodness-of-fit för den logistiska modellen är genomgående 68.6% och kan utläsas i Tabell 8 (9).

Sammanfattningsvis kan alltså en tydlig tendens ses där ett positivt Jensen's alfa leder till en större sannolikhet att förvaltaren blir utbytt. För att studera det omvända fallet där en underprestation leder till ett avsked behövs alltså en vidare sällning göras från urvalet. En sådan sällning görs i den tredje och sista delen av analysen som följer nedan.

Resultat för analys av Jensen's alfa underpresterande förvaltare

En relativt stor del av de utbytta förvaltarna har uppvisat ett positivt alfa vilket strider mot vår hypotes. För att fördjupa analysen har observationer med positivt alfa valts att exkluderas från urvalet. I denna analys har alltså samtliga observationer som tillhör gruppen förvaltarbyte (dvs. byte=1) och har ett positivt Jensen's alfa rensats bort. Detta leder till ett urval på totalt 104 observationer bestående av samma kontrollgrupp som tidigare med 83 observationer, men endast 21 observationer av förvaltarbyte (se Tabell 2). Detta är ett för litet urval för att ge ett tillfredställande statistiskt underlag vilket bör beaktas, men kan ändå ge en inblick hur förhållandet ser ut.

Utifrån detta urval har en ny undersökning av CAPM och Jensen's alfa gjorts, där detta alfa rensat från positiva alfa är kallat α_N . Resultat från denna studie följer nedan. Observera att följande regressioner är utförda med årsdata som beräknats från ursprunglig veckodata.

Tabell 7 (N) summerar samtliga variabler och vi kan se att α_N har ett medelvärde på -0.024 eller -2.4%, vilket är ungefär hälften så stort som för det fulla urvalet. Detta värde är klart lägre än den genomsnittliga förvaltningsavgiften på fonderna i undersökningen vilken ligger på 1.28% (se Appendix, Tabell A1). Justerat för fondavgifter ger detta en avkastning på -1.12% innan avgiften dragits och dessa fonder har ett tydligt underläge mot en investering i marknadsportföljen. Minimum och maximum för α_N är i princip oförändrat från α_A , med ett minimum på -32.3% och ett maximum på 26.1%.

Tabell 10: Regressionsresultat för envariabels-LPM samt logit över utbytta förvaltare med negativt alfa samt kontrollgruppen. Byte är beroende variabel. Alla variabler är angivna i decimalform och omräknade till årsdata. Var är varians, SD är standardavvikelse, beta är beta beräknat från CAPM CAPM_Er är $E(r_p)$ från CAPM och alfa är Jensen's alfa beräknat från CAPM. GoF är Estat Goodness-of-Fit test för logit-regressionerna i (5)-(8). För LPM har robusta värden beräknats för att kompensera för heteroskedasticitet. I (1)-(4) är således standardfel robusta. Standardfel är inom parentes och ***, **, * står för signifikansnivåer för 1%, 5% samt 10%.

Regressioner	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	LPM	LPM	LPM	LPM	logit	logit	logit	logit	GoF
VARIABLER	Byte _N	Byte _N	Byte _N	Byte _N	Byte _N	Byte _N	Byte _N	Byte _N	Byte _N
SD _N	-0.316 (0.706)				-2.001 (4.436)				79.8%
Beta _N		-0.0775 (0.373)				-0.478 (2.281)			79.8%
CAPM_Er _N			-0.0246 (0.285)				-0.153 (1.755)		79.8%
Alfa _N				-1.024** (0.465)				-6.945** (3.314)	77.9%
Konstanter	0.268* (0.153)	0.270 (0.331)	0.207*** (0.0662)	0.177*** (0.0404)	-0.961 (0.940)	-0.954 (2.014)	-1.346*** (0.405)	-1.631*** (0.296)	
Observationer	104	104	104	104	104	104	104	104	
R ²	0.002	0.000	0.000	0.045					

Tabell 10 visar resultatet för LPM- samt logit-regressioner för sambandet mellan byte och de olika oberoende variablerna.

I både LPM kolumn (1)-(4) och logit-regressionerna i (5)-(8) för denna del kan ses att alfa_N nu antagit en negativ koefficient som förväntat och sambandet mellan byte och alfa är således negativt. Vid både LPM regression (4) och logit regression (8) kan nollhypotesen förkastas vid 5%-nivån. För LPM kan ses att koefficienten för alfa_N mot byte är -1.024. Tolkning av koefficienten bör göras med försiktighet även här, då den linjära modellen endast gäller för värden på alfa som ligger nära dess medelvärde. Vid en eventuell tolkning bör även beaktas att alfa är uttryckt i decimalform. En koefficient på -1.024 kan tolkas som att en förändringshastighet på 0.01 i alfa_N ger upphov till en minskning i sannolikhet för byte med 0.01024. Nämnvärt är att denna förändringshastighet bara gäller för en infinitesimalt liten förändring i alfa och inte för storleksordningen 1.0, varför här ses till en förändring i storleksordningen 0.01. Modell (5) har en förklaringsgrads på 0.045.

Tolkning av alfa_N effekt på byte görs dock lämpligare från logit marginaleffekter då likt tidigare LPM ej är en fullt tillfredställande modell för binära beroende variabler, och logit regressionskoefficienter ej kan avläsas som vid en linjär regression.

Vi kan se att standardavvikelsen saknar statistisk signifikans vid både LPM och logit. Det skulle kunna bero på storleken på det statistiska underlaget, då det endast är 21 observationer i bytesgruppen och 83 i kontrollgruppen. Standardavvikelsen har fortfarande negativa koefficienter vilket indikerar att det finns ett negativt samband mellan byte och standardavvikelse likt tidigare. Då Khorana (1996) också har funnit detta samband kan ändå viss tillförlit skänkas till koefficienternas tecken.

Tabell 11: Marginaleffekter från en logistisk regression över utbytt förvaltare med negativt alfa samt kontrollgruppen. Samtlig data har räknats om till årsdata. Byte är beroende variabel och alfa (angivet i procent) som oberoende variabel. (1) visar marginaleffekten då alfa antar sitt medelvärde. (2) visar medel-marginaleffekten för α_N och (3) visar sannolikheten i decimalform för $\text{byte}=1$ stegvis då $-80 \leq \alpha_{N,\%} \leq 20$ samt vid kompensation till fondavgift för urvalet på 1.28%. Standardfel är angivna inom parentes och ***, **, * står för signifikansnivåer för 1%, 5% samt 10%.¹

Logistiska marginaleffekter för α_N	(1)	(2)	(3)
VARIABLER	Vid Medel- alfa	Medel Marginal- effekt	Uppskattad sannolikhet byte
$\alpha_{N,\%} = -80$			0.981*** (0.048)
$\alpha_{N,\%} = -50$			0.863*** (0.180)
$\alpha_{N,\%} = -20$			0.440*** (0.139)
$\alpha_{N,\%} = -10$			0.282*** (0.062)
$\alpha_{N,\%} = 0$			0.164*** (0.041)
$\alpha_{N,\%} = 1.28$ (Medel fondavgift)			0.152*** (0.041)
$\alpha_{N,\%} = 10$			0.089** (0.046)
$\alpha_{N,\%} = 20$			0.047 (0.038)
$\alpha_{N,\%}$	-0.011*** (0.005)	-0.011*** (0.005)	
Observationer	104	104	104

I Tabell 11 visas marginaleffekter för olika α_N . (1) visar marginaleffekten då α_N antar sitt medelvärde. Denna marginaleffekt är -0.011 och nollhypotesen kan förkastas på 1%-nivån. Detta värde kan tolkas som att då $\alpha_N = -2.4\%$ (se Tabell 7)

¹ Test har även utförts då de exkluderade observationerna (med förvaltarbyte samt positivt alfa) har inkluderats i kontrollgruppen. Dessa test ger samma slutsatser med endast en marginell skillnad i siffrornas värden.

så skulle sannolikheten för $byte=1$ minska med 1.1% för varje procentenhets förändring av α_N . Märk dock att detta är den momentana förändringshastigheten och så fort som α_N skiljer sig från sitt medelvärde så kommer även förändringshastigheten att ändras.

I (2) ser vi den genomsnittliga marginaleffekten för α_N på $byte=1$. Denna är snarlik till (1) och dess ger att sannolikheten för $byte$ minskar med 1.1% per procentenhets förändring av α_N . Nollhypotesen förkastas på 1%-nivån och även här gäller den momentana förändringshastigheten och inte för en hel procentenhets förändring. Märk väl att resultaten i (1) och (2) avrundas till samma i tabellen, men skiljer sig vid utveckling av fler decimaler.

I regression (3) kan de uppskattade sannolikheterna för $byte$ vid olika $\alpha_{N,\%}$ avläsas. α_N kontrolleras här för värden på $-80 \leq \alpha_{N,\%} \leq 20$ eftersom $Pr(byte) \leq 1$ och då $\alpha_{N,\%} \geq 20$ saknas statistisk signifikans. Vi kan se att risken att byta jobb ökar med ett lägre α och har mycket god statistisk signifikans där nollhypotesen kan förkastas vid 1%-nivån för värden där $-80 \leq \alpha_{N,\%} \leq 1.28$. Vi kan utläsa att för en fondförvaltare som levererar resultat precis enligt CAPM efter fondavgifter är avdragna, dvs. $\alpha_{N,\%}=0$ och investerarna således får avkastning i nivå med marknadsportföljen så är sannolikheten för $byte$ 16.4% där nollhypotesen kan förkastas på 1%-nivån. Om hänsyn tas till medelavgiften i fondurvalet kan istället motsvarande nivå ses vid $\alpha_{N,\%}=1.28$ där sannolikheten för $byte$ är något lägre (15.2%) och en signifikans där nollhypotesen kan förkastas på 1%-nivån. Vi kan även se att en förvaltare som avkastat 20% under marknadsportföljen enligt CAPM utstår en sannolikhet på 44% att mista sitt jobb medan en förvaltare som avkastat 10% över marknadsportföljen endast har 8.9% sannolikhet att byta position på ett eller annat sätt. Detta ger en fingervisning över vad en underpresterande fondförvaltare löper för risk att förlora sitt jobb p.g.a. sin oförmåga att generera α .

I Tabell 10 (9) visas att resultat från Estat Goodness-of-fit test för den logistiska modellen är genomgående strax under 80%.

5. Slutsatser

Likt tidigare artiklar påstår så kan ett tydligt samband ses mellan fondförvaltares prestation och deras sannolikhet att byta jobb. Resultaten påvisar dock att sambandet generellt är positivt och att de flesta förvaltare således snarare byter upp sig till en bättre position än att de förlorar sitt jobb. Detta samband gäller genomgående för undersökningen och sambandet på hur underpresterande förvaltares prestation står mot byte kan ses först då urvalet rensats från fonder med positivt alfa. Som Berk och van Binsbergens samt Fama och Frenchs artiklar visat kan ett mönster ses där den genomsnittliga fonden inte ger en riskjusterad avkastning, i form av ett positivt Jensen's alfa, som är större än den avgift som fonden tar ut (Berk och van Binsbergen, 2012; Fama och French, 2010).

Denna avgift påverkar resultatet negativt och åter således upp hela överavkastningen som medelfondförvaltaren presterat. Ett genomsnittligt positivt alfa kan dock påvisas, vilket tyder på att den effektiva marknadshypotesens halvstarka form ej gäller fullt ut utan snarare ligger någonstans mellan svag och halvstark form då överprestation är möjlig (Fama, 1970).

Vidare påvisas statistisk signifikans för sambandet mellan byte och avkastning i ett år tillbaka, exklusive första kvartalet, innan en fondförvaltare byter position eller får sparken. Detta kan jämföras med den tidigare studien av Khorana (1996) som påvisar ett statistisk signifikant negativt samband i två år innan ett förvaltarbyte. Att Khoranas (1996) resultat har negativa koefficienter i motsats till denna studie bör poängteras. Således kan ej Hypotes 2 bevisas, och det kan inte påvisas att det finns ett negativt samband i två år likt internationella marknader i slutet av 1900-talet. Denna skillnad kan förslagsvis bero på ändrad transparens och konkurrens i fondvärlden, där dagens fondförvaltare i en liten marknad likt Sveriges utstår betydligt högre krav och granskning gentemot sina tidigare internationella kollegor som studerades av Khorana (1996). Dessa antaganden kan ligga till grund för vidare studier.

Att studera hur mycket en förvaltare måste underprestera för att få sparken är en svårare uppgift än vad kan tänkas vid första anblicken då det dels är svårt att avgöra vad som föranlett att förvaltaren lämnar sin position. Om vissa antaganden görs så

som att alla förvaltare som presterat negativa resultat och därefter lämnat sin position har fått sparken, så kan marginaleffekter påvisa sannolikheterna för att få sparken vid olika grader av underprestation. I detta fall kan grundtillståndet antas vara vid $\alpha=0$ vid vilken fondförvaltaren löper en 16.4% risk att förlora jobbet. Sannolikheten ökar därefter med ett lägre α och om en fondförvaltare riskjusterat presterat $\alpha = -80\%$ lägre än marknaden löper denna en 98.1% risk att förlora jobbet. Det ska dock poängteras att vid dessa beräkningar har ej fondavgifter tagits hänsyn till. Om dessa värden skulle omtolkas till att inkludera fondavgifter skulle exempelvis det negativa urvalet med en medelavgift på 1.28% innebära en ett grundtillstånd där förvaltaren avkastar i nivå med marknadssportföljen och löper en sannolikhet på 15.2% att förlora sitt jobb. Detta med en signifikans på 1%-nivån.

Slutligen kan konstateras att Sverige till synes innehar samma tendenser som de internationella eller amerikanska undersökningarna påvisat, men att det är mycket svårare med observationsunderlag då marknaden bara är en bråkdel så stor. Utifrån dessa slutsatser kan Hypotes 1 bekräftas, men för att se detta måste först alla överpresterande förvaltare som lämnat sin position exkluderas från urvalet.

6. Metodik-kritik och förslag på vidare forskning

Uppsatsens inriktning på den svenska fondmarknaden och ett förhållandevis specifikt spektrum av fonder har medfört att antalet observationer för undersökningen har varit i minsta laget. Resultat har kunnat påvisas med godtagbar signifikans, men ett större urval hade varit önskvärt för att påvisa svagare nyanser av samband mellan de undersökta variablerna. Förslagsvis kan ytterligare studier göras på samma ämne men inkludera ett bredare spektrum av fonder. Detta skulle exempelvis kunna uppnås genom att inkludera ett större geografiskt område, utländska marknader eller längre tidshorisont.

Vi är medvetna om de brister CAPM medför samt att de index och räntor som använts som proxy inte speglar verkligheten fullt ut.

Modellen som används i uppsatsen skulle kunna förbättras genom att inkludera variabler från Fama-French-Carhart Four-Factor Model samt genom att inkludera variabler för flödet av tillgångar till och från fonderna. Det har inte varit möjligt för oss att göra detta då Fama-French-Carhart faktorerna inte är direkt applicerbara på den svenska marknaden samt att data på flödet av tillgångar ej kunnat hämtas för de undersökta fonderna.

Användning av mer fondspecifika index skulle kunna vara ett sätt att förbättra resultatet och ge möjlighet att skildra ett mer realistiskt perspektiv, dock saknas data för de fondspecifika index som är nödvändiga för att detta ska vara möjligt.

Vidare studier skulle kunna göras inom samma område som denna uppsats men under en annan tidshorisont, till exempel finanskrisen, där resultaten kan jämföras för att studera huruvida förvaltares prestation bedöms annorlunda under hårdare marknadsförhållanden.

Förhållandet mellan fondavgifter och överavkastning är ett annat område som uppsatsen har behandlat men inte analyserat fullt ut. Uppsatsen ser hur medelavgiften är i förhållande till medelöveravkastningen men vidare analys där fondernas individuella avgifter jämförs med den individuella överavkastningen är relevant.

Vad ett byte resulterar i kan studeras vidare. I denna uppsats antas att alla förvaltare som överpresterat har blivit befordrade, men så kanske inte är fallet. Analys av vad som händer med en förvaltare efter byte, om förvaltaren blir befordrad, pensioneras, byter karriär eller blir avskedad skulle kunna ge studien ytterligare djup. Detta har för oss varit omöjligt att göra då data som krävs inte varit möjlig att få tag på inom tidsramen för uppsatsen samt att den data som varit tillgänglig varit för opålitlig och svårdefinierad.

7. Källförteckning

Berk, J. B., och van Binsbergen, J. H., 2012, Measuring Managerial Skill in the mutual fund industry, Working Paper 18184 <http://www.nber.org/papers/w18184>
NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH 1050 Massachusetts Avenue Cambridge, MA 02138 June 2012

Bodie, Z., Kane, A., och Marcus, A. J., 2011 Investments and portfolio management: Global edition. McGraw-Hill Companies, Inc New York, NY

Bodie, Z., Kane A., och Marcus, A. J., 2010, Investments: Ninth edition. McGraw-Hill Companies, Inc New York, NY

Chevalier, J., och Ellison, G., 1999, Career Concerns of Mutual Fund Managers, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 114, No 2, pp. 389-432

Fama, E. F., 1970, Efficient capital markets: a review of theory and empirical, The Journal of Finance, Vol. 25, No. 2, pp. 383-417

Fama, E. F., och French, K. R., 2010, Luck versus skill in the cross-section of mutual fund returns, THE JOURNAL OF FINANCE • VOL. LXV, NO. 5

Grossman, S. J., och Stiglitz, J. E., 1980, On the impossibility of informationally efficient markets, The American Economic Review, Vol. 70 NO. 3

Jensen, M. C., 1968, The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964, The Journal of Finance, Vol. 23, No. 2, pp. 389-416

Khorana, A., 1996, Top Management turnover An empirical investigation of mutual fund managers, Journal of Financial Economics 40 (1996)

Markowitz, H., 1952, Portfolio Selection. The Journal of Finance, Vol. 7, No. 1, pp. 77-91

Sharpe, W. F., 1966, Mutual fund performance. The Journal of Business, Vol. 39, No. 1, Part 2: Supplement on Security Prices. pp. 119-138

Wooldridge, J. M., 2014, Introduction to Econometrics. Cengage Learning, Andover.

8. Appendix

Tabell A1: Snitt för årliga fondavgifter i urvalen.

	Realiserad överavkastning	Jensen's alfa alla förvaltare	Jensen's alfa underpresterande förvaltare
Snitt fondavgift	1.25%	1.27%	1.28%