



**Copenhagen
Business School**
HANDELSHØJSKOLEN

Performanceevaluering af aktivt forvaltede investeringsforeninger

*En empirisk analyse af performance i aktivt forvaltede investeringsforeninger med
investeringsmandat i europæiske og amerikanske large cap aktier i perioden 1995-2014*

af

Casper Rump Wørts

Kandidatafhandling

Cand.merc. Finansiering og Regnskab

Vejleder: Kenneth Winther

Oktober 2015

Antal anslag inkl. mellemrum: 169.346 - 78 fysiske sider

Performance of actively managed mutual funds

*An empirical analysis of the performance of actively managed Europe
and US large cap equity funds in the period 1995-2014*

ABSTRACT

This paper provides insight into the performance of two different categories of European-based actively managed mutual funds in the period from 1995 to 2014, investing in European and US large cap equities. Based on a dataset consisting of 358 Europe large cap funds and 197 US large cap funds, I examined stock picking skills as well as market timing abilities by employing single-factor CAPM as well as a multifactor model in the analyses. Furthermore, I examined whether one can identify performance persistence among the two fund categories based on their one year lagged absolute and risk-adjusted return. Finally, by exploiting the advantages of stock return dispersion, this study employed an alternative method in order to uncover whether abnormal performance of the examined funds systematically varied over time.

My results suggest that there is no evidence that neither the average Europe large cap fund nor the average US large cap fund possessed stock picking skills in the period examined indicated by their net returns. Even though the average estimates of alphas for the two fund categories differed, I found no conclusive evidence of a performance-related difference between the two geographically separated investment mandates. When applying models to uncover the funds' ability to time market, the results suggest insignificant negative market timing abilities, which implies that stock picking skills were underestimated in the simple models relying on the assumption of a constant beta. In relations to performance persistence when using net returns, I found evidence that especially prior losers extend their poor performance to subsequent periods with abnormal performance estimates being statistically negative. Finally, this paper concludes that the average abnormal performance is not related to the level of stock return dispersion. However, the difference between good and poor performing funds expands in periods with high levels of dispersion, suggesting that a "skilled" manager is worth more in such an environment.

INDHOLDSFORTEGNELSE

ABSTRACT.....	1
1 INDLEDNING.....	5
1.1 Problemformulering.....	6
1.2 Struktur	7
1.3 Formål og målgruppe.....	7
1.4 Afgrænsning	8
2 TEORETISK BAGGRUND	10
2.1 Indirekte investering.....	10
2.2 Aktive kontra passive investeringsforeninger.....	11
2.3 Markedseffektivitet.....	12
2.3.1 Random Walk Hypothesis	12
2.3.2 Efficient Market Hypothesis (EMH).....	12
2.4 Moderne porteføljeteori og CAPM.....	14
2.4.1 Mean Variance model	14
2.4.2 Jensen's alfa (α)	16
2.4.3 Market timing.....	18
2.4.4 Kritik af CAPM	19
2.5 Multifaktor performancemåling	20
2.5.1 Fama French 3-faktor model.....	21
2.5.2 Carhart 4-faktor model.....	22
2.5.3 Kritik af multifaktor performancemål.....	22
2.6 Stock Return Dispersion	23
2.7 Opsummering	24
3 FORUDGÅENDE UNDERSØGELSER AF PERFORMANCE I AKTIVT FORVALTEDE INVESTERINGSFORENINGER	26
3.1 Undersøgelser af det amerikanske marked	26
3.2 Undersøgelser af det europæiske marked	28
3.3 Undersøgelser af performance vedholdenhed	28
3.4 Undersøgelser af tidsvarierende performance.....	30
4 DATA.....	31
4.1 Undersøgelsesperiode	31
4.2 Undersøgelsesgruppe	31

4.2.1	Konsistens i undersøgelsesgruppe	32
4.3	Omkostninger	34
4.4	CAPM og faktormodeller	35
4.4.1	Markedsproxy og risikofri rente	35
4.4.2	Øvrige faktorer til 4-faktor modellen	37
4.5	Dispersion	37
4.5.1	Anvendte markeder	37
4.5.2	Beregning af dispersion	38
4.5.3	Kontrolvariable	38
5	UNDERSØGELSESMETODE	41
5.1	Robusthed i Ordinary Least Square	41
5.2	Hypotesetest	41
5.3	Statistiske tests	42
5.3.1	Test af normalfordeling	42
5.3.2	Wilcoxon Rank-sum Test & Wilcoxon Signed Ranked Test	43
5.3.3	Levene's test	44
6	EMPIRISK ANALYSE	45
6.1	Afkast og markedsudvikling	45
6.2	Analyse 1: Selektionsegenskaber	47
6.2.1	Jensen's α - før omkostninger	47
6.2.2	Jensen's α - efter omkostninger	50
6.2.3	Jensen's α - Europa vs. USA	51
6.2.4	Robusthed ved ændring af undersøgelsesperioden til kortere tidsintervaller	54
6.2.5	Jensen's α - delperiode et vs. delperiode to	59
6.2.6	Delkonklusion	61
6.3	Analyse 2: Market timing egenskaber	61
6.3.1	Treynor-Mazuy & Henriksson market miming	62
6.3.2	Henriksson-Merton market & faktor timing	63
6.4	Analyse 3: Performance vedholdenhed	64
6.4.1	Delkonklusion	68
6.5	Analyse 4: Dispersion	68
6.5.1	Udvikling i dispersion	69
6.5.2	Dispersion-relateret performance	71
6.5.3	Dispersion-relateret performance vedholdenhed	74
6.5.4	Dispersion-relateret signalværdi ved momentumstrategi	75
6.5.5	Delkonklusion	77

7	UNDERSØGELSENS VALIDITET OG RELIABILITET	78
8	KONKLUSION	80
9	FORSLAG TIL FREMTIDIGE UNDERSØGELSER.....	82
10	LITTERATURLISTE	83
11	BILAG.....	90

1 INDLEDNING

Debatten om effektiviteten på aktiemarkederne har længe været et emne af særlig interesse i den videnskabelige litteratur. Givet at markederne er effektive, vil alle aktiepriser afspejle al information på ethvert givent tidspunkt. På trods af utallige undersøgelser på området, synes der endnu ikke at være dannet konsensus i forhold til markedernes effektivitet. Den manglende konsensus kan primært finde sin begrundelse i, at en test af markedseffektiviteten er associeret med visse problemstillinger, og er indbyrdes afhængigt af den anvendte model til bestemmelse af aktiernes påkrævede afkast. E. F. Fama & K. R. French (1992) beskriver dette problem som et *Joint Hypothesis Problem*, hvorved det ikke er muligt at vurdere, om markederne er effektive, eller det er den underliggende model, der er utilstrækkelig til at bestemme det påkrævede afkast.

Naturligt spiller teorien om effektive markeder en central rolle i forhold til aktive porteføljeforvaltere, da ineffektivitet i markederne udgør kernen af eksistensgrundlaget for industrien. Hvis markederne er effektive, vil det ikke være muligt at skabe overnormale afkast gennem selektionsegenskaber og/eller market timing. Således kan der argumenteres for, at markederne ikke altid kan være effektive, da der ellers ikke ville være noget incitament for aktive porteføljeforvaltere for at afholde omkostninger til indsamling af information og analysearbejde (S. Grossman og J. Stiglitz, 1980).

Siden introduktionen af den grundlæggende begrebsramme for moderne porteføljeteori har måling og evaluering af aktive investeringsforeningernes performance været genstand for adskillige undersøgelser. Specielt har det amerikanske marked for aktive investeringsforeninger været dækket intensivt, startende med Jensen, M. C. (1968), som viste, at blot én aktiv amerikansk investeringsforening var i stand til at levere overnormale afkast, efter omkostninger blev fratrasket. Skønt der hele tiden bliver udviklet nye metoder til evaluering af performance og at der ikke er opnået konsensus på området, synes flertallet af undersøgelser, at pege mod at de fleste amerikanske foreninger underperformer markedet efter omkostninger (Elton, E. J., Gruber, M. J., & Blake, C. R., 1996a). Selv hvis der eksisterer et antal dygtige forvaltere, beskrives det som værende en noget nær umulig opgave at identificere en af de dygtige forvaltere, der fremadrettet vil slå markedet (M. Carhart, 1997).

På trods af den store interesse for aktive amerikanske investeringsforeninger, har markedet for aktive europæiske investeringsforeninger været af mindre interesse i den videnskabelige litteratur (R. Otten og D. Bams, 2002). Dog synes konklusionerne i et mindre antal undersøgelser for det europæiske marked ikke at være så nedslående, som for det amerikanske marked.

Set i lyset af et voksende marked for billige passive investeringsalternativer for investorer i Europa (H. Bioy, J. Garcia-Zarate, C. Gutman,, K. Lamont & G. Rose, 2014), kunne man formode, at et antal investorer har mistet troen på, at aktive investeringsforeninger kan 'slå markedet'. I den videnskabelige litteratur er der dog endnu ikke opnået konsensus vedrørende værdiskabelse i aktivt forvaltet aktiebaserede investeringsforeninger.

1.1 Problemformulering

På baggrund af ovenstående søger denne afhandling at undersøge følgende problemstilling:

- Skaber aktivt forvaltede investeringsforeninger med investeringsmandat i europæiske og amerikanske large cap aktier værdi?

Til at facilitere en dybdegående behandling af afhandlingens overordnede problemstilling søges svar på følgende underspørgsmål:

- I hvilken grad udviser aktive investeringsforeninger selektionsegenskaber og/eller market timing egenskaber?
- Hvor robust er historisk performance i aktive investeringsforeninger i forhold til tid og geografisk investeringsmandat?
- Kan historisk performance i aktive investeringsforeninger anvendes som en valid indikator for fremtidig performance?
- Hvordan relaterer *stock return dispersion* sig til performance i aktive investeringsforeninger, og hvorledes kan eventuelle informationer herom udnyttes af investorerne?

1.2 Struktur

For at danne et overblik over denne afhandling illustrerer nedenstående figur afhandlingens struktur, hvor de enkelte hovedafsnit er præsenteret med overordnet tilhørende indhold.

Figur 1. Oversigt over afhandlingens struktur

1. Indledning	Introduktion til baggrunden for denne afhandling samt problematisering, struktur, formål og målgruppe samt afhandlingens afgrænsninger
2. Teoretisk Baggrund	Introduktion til indirekte investering og forskellen mellem aktive og passive investeringsforeninger samt en præsentation af afhandlingens teoretiske baggrund
3. Forudgående undersøgelser	Et overblik over resultater af tidligere empiriske studier af performance i aktive investeringsforeninger
4. Data	Præsentation og diskussion af data
5. Undersøgelsesmetode	Præsentation og diskussion af undersøgelsesmetoder
6. Empirisk analyse	Analyse af performance i aktive investeringsforeninger
7. Undersøgelsens validitet og reliabilitet	Evaluerings af undersøgelsens validitet og reliabilitet
9. Konklusion	Konklusion på afhandlingens problemformulering
10. Forslag til fremtidige undersøgelser	Afsluttende afsnit med forslag til fremtidige undersøgelser

1.3 Formål og målgruppe

Hovedformålet ved dette speciale at evaluere performance i perioden fra 1994 til 2014 for europæisk-baserede aktive investeringsforeninger med UCITS-certificering, som henholdsvis har mandat til at investere i europæiske og US large cap aktier. Selvom begge grupper af investeringsforeninger i princippet er europæiske, vil de to grupper af investeringsforeninger i afhandlingen blive omtalt som europæiske og amerikanske investeringsforeninger med reference til deres investeringsmandat.

De to regioner Europa og USA er af særlig vigtighed i investeringsøjemed, da de udgør en stor vægt i det samlede marked af investeringsforeninger på verdensplan ("Worldwide Total Net

Assets of Mutual Funds”, 2015) og samtidig bliver betragtet som værende blandt de mest effektive (A. Dyck, K. V. Lins & L. Pomorski, 2013). Ved at vurdere værdiskabelsen i aktive investeringsforeninger både før og efter omkostninger, samt at benytte et bredt udsnit af anerkendte performanceevalueringsmodeller, søger denne afhandling at belyse værdiskabelsen i aktive porteføljeforvaltning fra flere vinkler og derved supplere den eksisterende litteratur på området. Endvidere vil afhandlingen ved brug af statistiske tests undersøge robustheden i performance blandt de aktive investeringsforeninger i forhold til tid og geografisk investeringsmandat, og derved søge at bidrage med ny viden til feltet.

Afhandlingen henvender sig primært til institutionelle investorer med kendskab til porteføljeteori og med en særlig interesse i performance blandt UCITS-certificerede aktive investeringsforeninger, herunder pensionskasser, banker, forsikringsselskaber og lignende institutionelle investorer. Samtidig vurderes det, at denne målgruppe har kapaciteten til at kunne genskabe og opdatere mine resultater fra omkostningstunge databaser. Ydermere, ved at benytte et nyt mål for attraktiviteten i markedet, *Stock Return Dispersion*, kan afhandlingen ligeledes benyttes til videre videnskabelig forskning i forhold til tidsvarierende performance i aktive investeringsforeninger med afsæt i afhandlingens undersøgelsesmetoder.

1.4 Afgrænsning

For at kunne fokusere på undersøgelsens hovedproblemstilling med hensyntagen til den valgte målgruppe, er der foretaget visse afgrænsninger i opgaven. For at kunne danne robuste resultater, har det været nødvendigt at benytte en række selektionskriterier i bestræbelserne mod at opnå en homogen undersøgelsesgruppe, underlagt samme reguleringer og restriktioner. Som følge af de valgte selektionskriterier, så som UCITS-certificering, er et stort antal investeringsforeninger udelukket fra undersøgelsesgruppen. Som konsekvens drages der i afhandlingen konklusioner på baggrund af en del af det samlede marked for aktive investeringsforeninger.

Ydermere er fokus i undersøgelsen rettet mod foreninger, der investerer i large cap aktieuniverser i Europa og USA, og som ikke er underlagt en bestemt stilart (Growth, Value mfl.). Valget af disse universer er taget ud fra en betragtning om, at disse universer indeholder flest foreninger i den undersøgte periode, og derved bør hæve robustheden af undersøgelsens resultater. Ydermere har det sine begrænsninger, at undersøgelsen kun dækker en periode på 20 år mellem 1995 og 2014, hvorved generaliseringer på baggrund af undersøgelsens resultater, bør foretages med en vis forsigtighed. Endog bør det noteres, at den undersøgte periode dækker flere økonomiske cyklusser inkluderende flere perioder af recession og vækst.

Tilmed forudsættes det gennem opgaven, at risiko i investeringsforeningers afkast tilstrækkeligt kan forklares ved de fire systematiske risikofaktorer som foreslået af Carhart (1997), på trods af,

at der siden udviklingen af denne model er blevet foreslået yderligere faktorer, så som en likviditetsfaktor (Pastor, L., & Stambaugh, R. F., 2001).

Endeligt drages der i afhandlingen konklusioner om værdiskabelse i industrien for aktiv porteføljeforvaltning ud fra et ligevægtsbetragtning. Derved bliver der ikke taget højde for hver enkelt forenings *Asset under Management* (AuM), hvilket potentielt kunne have influeret afhandlingens resultater.

2 TEORETISK BAGGRUND

Dette afsnit har til formål at give en introduktion aktiv porteføljevaltning og hvorledes denne adskiller sig fra en passiv investeringsstrategi. Som påpeget i afhandlingens indledning er diskussionen om effektive markeder af særlig vigtighed for aktiv porteføljevaltning. Dette afsnit søger derved endvidere at give indsigt i hypoteserne om effektive markeder. Ydermere er der gennem tiden blevet foreslået adskillige metoder til evaluering af performance. Dette afsnit søger at give et overblik over den historiske udvikling i disse evalueringsmetoder, først med fokus på de traditionelle performancemål og efterfølgende på de udvidede multifaktor performancemål. Slutteligt vil dette afsnit beskrive målet *stock return dispersion* og hvordan dette i nyere tid er anvendt i forbindelse med evaluering af performance i aktiv porteføljevaltning. Formålet ved at præsentere de ovenstående evalueringsmetoder er at give en forståelse for de anvendte metoder i denne afhandling samt forudgående undersøgelser præsenteret i afsnit 3.

2.1 Indirekte investering

Hovedideen bag en investeringsforening er at samle en kreds af mindre investorer og fælles investere pengene i en række forskellige værdipapirer, for derigennem at opnå fordelene ved at investere i større skala, hvilket betyder reducerede omkostninger samt større spredning af risiko. Ideen om en fælles tilslutning af investorer stammer helt tilbage fra 1800-tallet (Z. Bodie, A. Kane & A. J. Marcus, 2011), mens den første *open-end* investeringsforening, som vi kender dem i dag, har sine rødder tilbage til 1924 med introduktionen af ”Massachusetts Investors Trust” (Bodie mfl., 2011).

En investering gennem en investeringsforening kan betegnes som en indirekte investering, hvor investorerne får forholdsmæssig ejerandel set i forhold til det indskudte beløb. Derved køber man ikke værdipapirer direkte, men køber et ejerbevis i investeringsforeningen. Prisen på beviset kan ikke følges som man følger aktier, da disse ikke handler i det åbne marked (Bodie mfl., 2011). I stedet er udviklingen i foreningen afspejlet i dens indre værdi (NAV¹), som er baseret på den samlede værdi af aktiver i foreningen. Værdien af hvert bevis udgør dermed den samlede værdi (NAV) delt med andelen af udstedte beviser i den enkelte forening. Denne åbne konstruktion gør, at der som udgangspunkt ikke er nogen begrænsning i, hvor mange ejerbeviser en forening kan udstede.

¹ Net Asset Value

2.2 Aktive kontra passive investeringsforeninger

En indirekte investering gennem en investeringsforening er associeret med tre primære fordele uagtet om den er aktivt eller passivt forvaltet (Bodie mfl., 2011): (i) Risikospredning, (ii) Administration og løbende porteføljepleje samt (iii) lavere transaktionsomkostninger som følge af stordriftsfordele. På trods af disse ligheder adskiller aktive og passive investeringsforeninger sig på ét essentielt punkt: En aktiv forvaltet investeringsforening forsøger at slå markedet, ved at foretage dybdegående analysearbejde og derved identificere undervurderede selskaber for derfor holde porteføljevægte i disse selskaber, der er højere end i markedsporteføljen. Modsætningsvist forsøger en passiv investeringsforening ikke at slå markedet, men søger tværtimod at følge det så tæt som muligt. Det følger af logikken, at en passiv investeringsforening, på grund af omkostninger - dog mindre end aktive - alt andet end lige aldrig vil kunne slå det marked, som den følger. De aktive investeringsforeninger har dermed nogle meromkostninger, de skal kompensere deres investorer for, hvis en aktiv forening skal være at foretrække over en passiv.

William F. Sharpe (1991) definerer et grundprincip for performanceanalyse af aktiv porteføljeforvaltning, "equilibrium accounting", hvilket danner en grundsten for kritikken af aktive investeringsforeninger. Med anvendelse af simple regnemetoder argumenterer Sharpe (1991) for, at aktiv porteføljeforvaltning over en gennemsnitsbetragtning må være et nulsumsspil. Logikken er som følger: hvis man betragter en aktiv investor som en, der afviger i forhold til markedsporteføljen, må den aggregerede portefølje af aktive investorer være lig med den samlede markedsportefølje. Deraf vil det logisk set ikke være muligt for gennemsnitlige aktive investorer at slå markedet. Det må derfor følge, at hvis omkostningerne forbundet med aktiv porteføljeforvaltning er højere end passiv, vil aktive investeringsforeninger samlet set underperforme deres passive alternativ. Sagt med andre ord er aktiv porteføljeforvaltning efter omkostninger et negativ-sum spil (Fama, E.F., & French, K.R., 2010). Dette fundamentale princip udelukker naturligvis ikke, at visse aktive forvaltere kan være i besiddelse af dygtighed i form af investeringsekspertise, der gør dem i stand til slå markedet.

Investeringsekspertise bliver kritiseret som et tvivlsomt argument for at skulle vælge en aktivt forvaltet investeringsforening (B. Florentsen & M. Møller, 2001). Krikken kan opsummeres i to hovedargumenter: det første argument bygger på, at hvis der findes eksperter som kan slå markedet, er spørgsmålet så hvordan vi skal sortere dygtighed fra held i bestræbelserne på at identificere de sande investeringseksperter. Det andet argument tager udgangspunkt i konklusionen om, at de globale aktiemarkeder er forholdsvis effektive, og at det derfor er nyttesløst at forsøge at slå markedet gennem analysearbejde. Hvorvidt aktiemarkederne kan betragtes som værende effektive, har været længe været diskuteret i den videnskabelige litteratur, hvilket vil blive behandlet dybdegående i det følgende afsnit.

2.3 Markedseffektivitet

Graden af markedseffektivitet har betydelige implikationer for industrien for aktiv porteføljevaltning. For at belyse dette nærmere vil følgende afsnit indeholde en teoretisk gennemgang af begrebsrammen for markedseffektivitet med udgangspunkt i de tidlige bidrag i form af *Random Walk Hypothesis* samt Eugene Fama's *Efficient Market Hypothesis*.

2.3.1 Random Walk Hypothesis

Hypotesen om *Random Walk* tager sit udgangspunkt i, at tidligere bevægelser og mønstre i kurser for spekulative aktiver ikke kan anvendes til at forudsige fremtidige bevægelser. Bevægelser i priser på spekulative aktiver er blevet undersøgt i over hundrede år. Det første anerkendte bidrag til hypotesen om *Random Walk* blev foretaget af Louis Bachelier i 1900, som grundlagde det fundamentale princip for teorien (E. F. Fama, 1970). Princippet bygger på, at bevægelser i priser på spekulative aktiver må kunne beskrives som et *fair game*, med en forventet profit på nul. Med andre ord kan hypotesen om, at priserne følger et *fair game* blive associeret med et spil plat eller krone, hvor priserne har lige sandsynlighed for at gå op og ned. Først i 1950'erne og 1960'erne vandt teorien yderligere popularitet med baggrund i en række empiriske undersøgelser af bevægelserne i priserne på spekulative aktiver. Blandt andre fandt M. G. Kendall og A. B. Hill (1953) empirisk bevis for, at udsving i priserne var uafhængige af hinanden, og som følge tilnærmelsesvis kunne beskrives som en *Random Walk*.

2.3.2 Efficient Market Hypothesis (EMH)

Teorierne om markedseffektivitet blev yderligere konkretiseret med Fama (1970), som med sin artikel introducerede *Efficient Market Hypothesis* (EMH). Heri definerer han et marked som effektivt, når det ikke er muligt at skabe overnormale afkast ved at handle på et sæt af informationer, da aktiepriserne allerede afspejler al information på ethvert givent tidspunkt, hvilket følger af at markedet udelukkende består af intelligente, rationelle og velinformerede investorer.

Teorien om, at et effektivt marked på et hvert givent tidspunkt skulle afspejle al information, bygger på en relativt ekstrem antagelse. Derfor opdeler Fama (1970) EMH hypotesen i tre fortolkninger, med forskellige grader af antagelser i forhold til det underliggende informationssæt:

Den svage form af markedseffektivitet anfører, at aktiepriser på ethvert givent tidspunkt afspejler information, der kan findes i historiske aktiepriser og handelsvolumen. Det er derfor i denne form ikke muligt at skabe overnormale afkast ved brug af teknisk analyse. Ydermere vil signaler om mønstre blive udnyttet som følge af, at alle spillere i markedet er informerede og

handler på disse signaler, hvorved værdien i disse bliver elimineret og derfor ikke bruges som en kilde til at skabe overnormale afkast.

Den semistærke form af markedseffektivitet beskriver, hvordan al offentlig tilgængelig information er afspejlet i aktiepriserne på ethvert givent tidspunkt. Dette betyder, at kvaliteten af selskaberne allerede er afspejlet i prisen, da information indeholdt i for eksempel regnskaber og selskabsnyheder allerede er inkorporeret i aktieprisen. Med denne form af markedseffektivitet er aktive investorer afskåret fra at skabe overnormale afkast ved brug af teknisk analyse såvel som fundamental analyse.

Den stærke form af markedseffektivitet tilsiger, at aktiepriserne afspejler al tilgængelig information, ikke kun offentligt, men ligeledes information holdt af insidere. Med andre ord bevirker denne ekstreme form af markedseffektivitet, at det ikke for nogen investorer er muligt at skabe overnormale afkast, da ingen vil have monopolistisk tilgang til en given information. Den stærke form af markedseffektivitet synes dog at være urealistisk, når det tages i betragtning, at handel på insider information er ulovligt.

Skolen for Behavioral Finance (BSF) er en af kritikerne af Fama's fremstilling af markedernes effektivitet (Bodie mfl., 2011), og anfægter specielt forudsætningen om, at markedet udelukkende består af intelligente, velinformerede og rationelle investorer. Ren teoretisk argumenterer BSF for, at der må opstå anomalier i kapitalmarkederne som følge af, at markedsaktørerne alt andet lige består af personer med menneskelige biases. R. J. Shiller (2003) har undersøgt dette fænomen og finder, at personer i forbindelse med investering ikke kan undgå at blive påvirket af deres følelser og subjektive holdninger som eksempelvis overdreven selvtilid, tabsaversion, overreaktion, informationsbias og andre kognitive biasformer.

Grossman og Stiglitz (1980) anfægter ligeledes de teoretiske forudsætninger for EMH og introducerer en modificeret teori for markedseffektivitet. I den virkelige verden er det behæftet med betydelige omkostninger at indsamle og behandle information, og at disse varierer fra marked til marked. De pointerer, at det for eksempel kan være mere omkostningsfyldt at indhente informationer på et lille selskab i nye markeder til forskel fra store selskaber i udviklede markeder som USA og Europa. Derfor argumenterer forfatterne for, at aktive forvaltere må blive kompenseret for disse omkostninger i form af højere afkast, hvilket i en ligevægtsmodel vil blive konkurreret ned til et niveau, hvor merafkastet er lig med de afholdte omkostninger.

Foruden de mere teoretisk baserede kritikpunkter, blev der omkring 1990'erne foretaget konkrete tests af EMH, hvor man observerede flere anomalier i aktiemarkederne. Der blev derfor stillet spørgsmålstejn ved den ellers bredt accepterede teori om markedseffektivitet, da anomalier per definition ikke kan eksistere i effektive markeder.

Specielt har den svage form af markedseffektivitet været under kritik. Lo og MacKinlay (1988) argumenterer for, at der eksisterer en mild grad af positiv seriekorrelation² på kort sigt mellem aktiepriserne. I forlængelse heraf finder N. Jegadeesh og S. Titman (1993) evidens for en momentumeffekt på tre og tolv måneders sigt. Med andre ord konkluderer de, at en portefølje af de historisk bedst performende aktier på systematisk vis fremadrettet outperformer en portefølje af de historisk dårligst performende aktier. På den anden side finder W. F. Bondt og R. Thaler (1985), at der på trods af momentumeffekt på kort sigt, eksisterer en reverserende effekt på lang sigt. De argumenterer for, at effekten skyldes, at markedet overreagerer på de relevante nyhedsstrømme, og at aktiepriserne som følge bliver for ekstremt påvirket i enten en positiv eller negativ retning.

En test af hvorvidt markederne er effektive i semistærk forstand kan være problematisk at udføre i praksis jf. Fama (1991). Argumentet bygger på, at resultatet af testen alt andet end lige vil være tvetydigt - et problem han definerer som *Joint Hypothesis*. Som vil blive udfoldet i afsnit 2.4 og 2.5 er performanceevaluering langt fra en eksakt videnskab, og der bliver i praksis brugt forskellige metoder til at måle risikojusterede afkast. En test af hvorvidt markeder er effektive i semistærk forstand vil derfor være påvirket af modellen til risikojustering af afkast og dens antagelser, og kan derfor ikke give nogen endegyldig konklusion om effektiviteten. På den baggrund kan det altså heller ikke afvises, at nogle aktive investorer er i stand til at slå markedet som følge af dygtighed. Det store spørgsmål er derved, hvordan værdiskabelsen blandt de aktive forvaltere fordeler sig. For at besvare dette spørgsmål er det essentielt at præcisere hvordan værdiskabelse måles korrekt, og hvordan der korrigeres for risiko i porteføljernes afkast. For at behandle dette aspekt vil jeg i det følgende afsnit behandle de metoder, der i praksis anvendes til bestemmelse af risikojusterede afkast samt tilblivelsen af disse.

2.4 Moderne porteføljeteori og CAPM

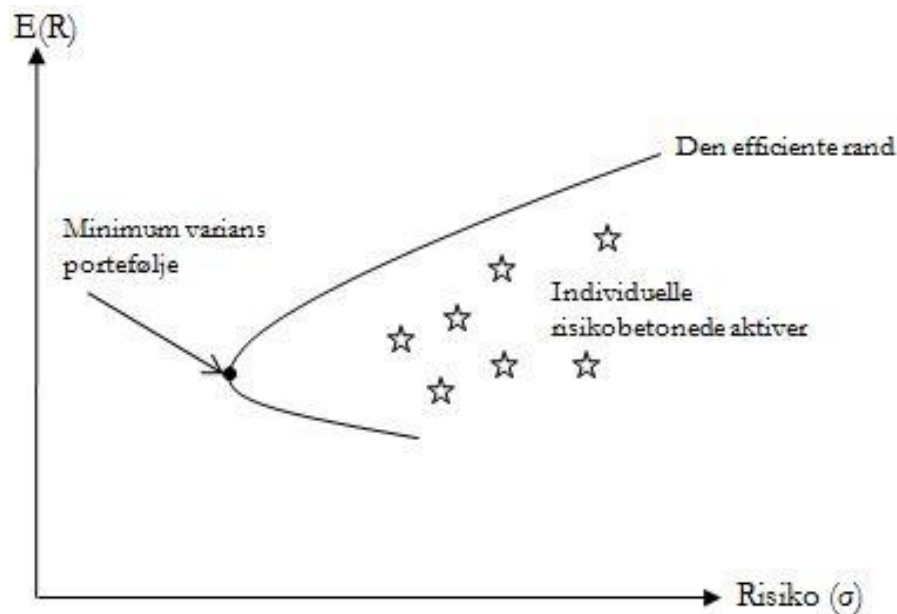
2.4.1 Mean Variance model

En af hjørnestenene i moderne porteføljeteori blev lagt af Harry Markowitz (1952) med udviklingen af *mean variance model*. Markowitz anfægtede hypotesen om, at alle investorer bør søge det maksimale afkast ved at vælge de aktier med det højeste afkastpotentiale, uagtet dets risiko og påvirkning på porteføljen som helhed. I modsætning til tidligere studier argumenterede Markowitz for, at man bør betragte tre komponenter i sammensætningen af den optimale portefølje: (i) Aktivernes forventede afkast, (ii) risiko samt (iii) aktivernes interne korrelation. Modellen følger heraf, at der ud fra de beregnede komponenter kan sammensættes et sæt af

² Positiv seriekorrelation betyder at positive afkast tenderer til at blive efterfulgt af positive afkast.

optimale porteføljer, vist som 'den efficiente rand' i figur 2. En rationel investor er udelukkende interesseret i porteføljer, der ligger på 'den efficiente rand' og for ethvert risikoniveau har det højeste forventede afkast. Endeligt tilsiger teorien, at valget internt mellem de optimale porteføljer er bestemt ud fra investors risikopræferencer.

Figur 2. Den optimale kombination af risikofyldte aktiver



Kilde: Bodie, Kane og Marcus (2011) – Egen oversættelse

Som følge af Markowitz' *mean variance model*, udviklede William Sharpe (1964), John Linter (1965) og Jan Mossin (1966) *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). Modellen udgjorde endnu en hjørnesteen i moderne porteføljeteori, og med udgangspunkt i en række antagelser beskriver CAPM ligeledes forholdet mellem afkast og risiko. Ydermere bidrager CAPM også med en ny forståelse for et aktiv eller en porteføljes risikojusterede afkast, nærmere bekendt som *expected return-beta* (β) *relationship* (SML). I hovedtræk dekomponerer CAPM en aktie/porteføljes risiko i to underliggende komponenter: (i) Systematisk risiko og (ii) usystematisk risiko. Den systematiske risiko, også kendt som β , måler følsomheden i afkastet på en aktie/portefølje i forhold ændringer i markedsafkastet. På den anden side er usystematisk risiko, også kaldet idiosynkratisk- eller selskabsspecifik risiko, relateret til ændringer i det individuelle afkast, der ikke kan forklares ved ændringer i markedsafkastet. Under antagelsen om, at en rationel investor altid vil vælge en veldiversificeret portefølje, tilsiger CAPM, at en porteføljes forventede merafkast er bestemt udelukkende ud fra aktivets β , da den idiosynkratiske risiko vil blive diversificeret væk. CAPM er derved beskrevet ved følgende relation:

$$E(r_i) = r_f + \beta_i[E(r_m) - r_f] \quad (1)$$

Hvor,

$E(r_i)$ er det forventede afkast på porteføljen, β_i er givet ved $\frac{Cov(r_i, r_m)}{\sigma_m^2}$ og $[E(r_m) - r_f]$ er det forventede merafst på markedet.

Som følge af udviklingen af CAPM, præsenterede J. L. Treynor (1966), W. F. Sharpe (1966) og Jensen (1968) hver især forskellige mål for risikojusteret evaluering af en porteføljes performance. Disse nye risikojusterede mål affødte en stor interesse for at måle aktive porteføljeforvalteres performance, da dette kunne bringe nyt lys på industriens sande performance set i forhold til den underliggende risiko (Bodie mfl. 2011). Direkte afledt af CAPM udviklede Treynor (1966) et risikomål, der justerer en porteføljes performance for porteføljens systematiske risiko, og derved måler porteføljens merafst pr. enhed systematisk risiko, givet ved formlen:

$$Treynor\ Ratio = \frac{(r_i - r_f)}{\beta_i} \quad (2)$$

Hvor Treynor ratio udelukkende justerer porteføljens afkast for den påtagede systematiske risiko, udviklede Sharpe (1966) sideløbende et alternativt performancemål, som justerer performance for den totale risiko i porteføljen, målt ved standardafvigelsen i afkast, givet ved formlen:

$$Sharpe\ Ratio = \frac{(r_i - r_f)}{\sigma_i} \quad (3)$$

Alt i alt består forskellen mellem de to mål i, at Treynor udelukkende tager højde for systematisk risiko, mens Sharpe justerer porteføljens performance for både systematisk og usystematisk risiko. Selvom de to performancemål kan være nyttige til sammenligning og rangering af forskellige porteføljer, besidder de begge en svaghed ved det faktum, at ingen af målene giver en indikation af porteføljens absolutte risikojusterede performance.

2.4.2 Jensen's alfa (α)

Som følge af svaghederne i Treynor Ratio og Sharpe Ratio udviklede Jensen (1968) ligeledes med udgangspunkt i CAPM et single-indeks performancemål, bedre kendt som Jensen's α . Målet adskiller sig fra de to andre mål, idet Jensen gør det muligt at måle absolut performance i relation

til et givent benchmark, hvilket gør det let at fortolke og anvende til praktiske studier af aktive portefølgers performance (M. Andersen, 2014). Jensen's α er et single-indeks performancemål og er givet ved følgende regression (Jensen's regression):

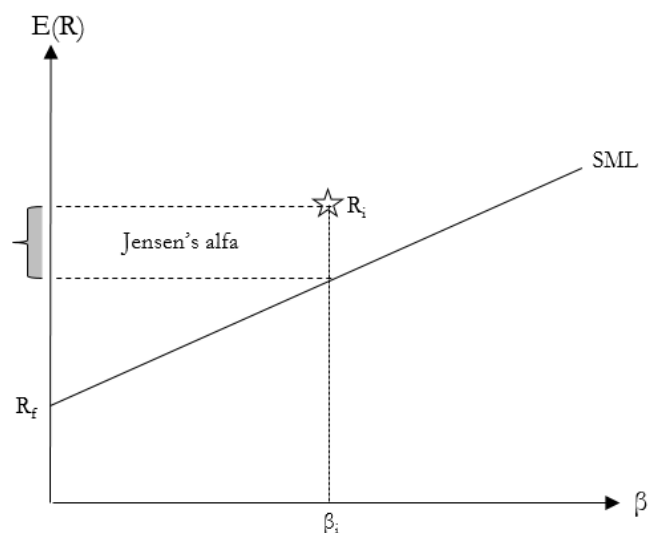
$$r_{i,t} - r_f = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Hvor,

α_i er skæringen med y-aksen og udgør det overnormale afkast i porteføljen set i forhold til det teoretiske risikojusterede afkast ved CAPM og $\varepsilon_{p,t}$ er fejleddet i modellen. Estimatet af α kan henholdsvis tage både positive og negative værdier. En signifikant positiv α -koefficient set i sammenhæng med performanceevaluering af investeringsforeninger betyder, at denne har leveret en positiv værdiskabelse målt i forhold til det anvendte benchmark. På den anden side er en signifikant negativ α -koefficient et udtryk for, at foreningen har leveret en negativ performance målt i forhold til benchmark.

Grafisk kan Jensen's α illustreres ved at sammenholde investeringsforeningens afkast, fratrullet den risikofrie rente, med security market linien (SML) som vist på figur 3. Hvor y-aksen repræsenterer det forventede afkast, viser x-aksen β . Afstanden mellem porteføljens faktiske afkast og det forventede afkast ud fra SML definerer derved α for porteføljen.

Figur 3. Grafisk illustration af Jensen's α i relation til SML



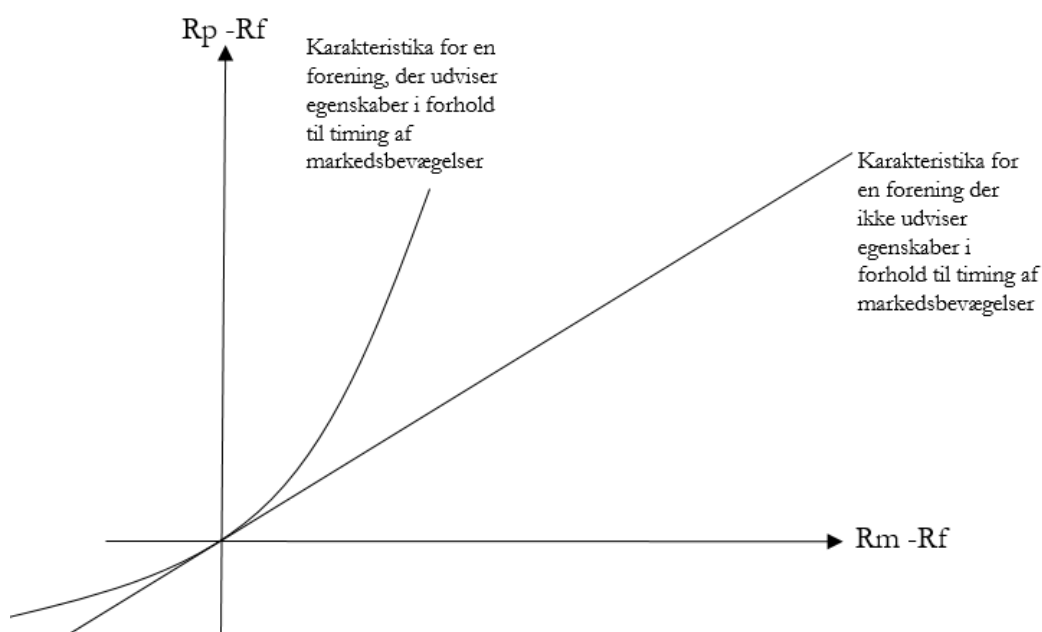
Kilde: Bodie, Kane og Marcus (2011) – Egen oversættelse

Ifølge Fama (1972) kan aktive porteføljeforvaltere skabe værdi på baggrund af egenskaber i forhold til stock picking og/eller market timing. Han kritiserer herfor Jensen's α estimat for forudsætningen om konstant β og på den baggrund udelukkende at være et mål for en porteføljeforvalters egenskaber i forhold til selektion. Derved mener han, at performancemålet underminerer værdiskabelsen for forvaltere, der besidder egenskaber i forhold til at forudsige generelle markedsudviklinger og derigennem formår at justere porteføljens β .

2.4.3 Market timing

Market timing spiller ligeledes en central rolle i forhold til værdiskabelse, da investeringsforeninger er pålagt restriktioner i forhold til, hvordan de investingsmæssigt kan imødekomme opsving og korrektioner i aktiemarkedene. For eksempel ved en forventning om et opsving, er det derved ikke muligt for investeringsforeningerne at omlægge deres investeringer fra aktier til obligationer, eller købe finansielle instrumenter til at afdække risikoen. Der er derfor to overordnede muligheder, for hvordan investeringsforeningerne kan udvise market timing egenskaber: (i) Ved enten at sælge ud i aktier og midlertidig lade provenuet stå i kontanter, eller (ii) at modificere β ved omlægning af aktierne i porteføljen.

Figur 4. Afkast karakteristika for forening med market timing egenskaber



Kilde: Treynor (1966) – Egen oversættelse

I litteraturen er der foreslået forskellige modeller til at måle egenskaber relateret til market timing. Treynor og Mazuy (1966) udvikler deres model med udgangspunkt i CAPM, og argumenterer for, at hvis en investeringsforening forsøger at skabe merafkast ved market timing vil β i SML ikke være konstant. For at adressere denne problemstilling foreslår de at β er tidsvarierende som funktion af markedets risikopræmie, hvorved de tilføjer et kvadreret led af markedets risikopræmie til SML for at få deres model:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + \gamma_i(r_{m,t} - r_{f,t})^2 + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

Hvor,

α_i fortsat er et mål for selektion, mens market timing egenskaber er målt ved om γ_i er signifikant positiv. I tilfælde af succesfuld market timing vil investeringsforeningen således øge β i porteføljen ved en forventning om positiv risikopræmie i markedet, og omvendt reducere β ved forventning om negativ risikopræmie i markedet, som det ses i figur 4.

Beslægtet med Treynor og Mazuy (1966) har Henriksson og Merton (1981) udviklet en optionsbaseret model for market timing ligeledes med udgangspunkt i SML:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + \gamma_i \text{Max}(-(r_{m,t} - r_{f,t}); 0) + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

Hvor,

$\text{Max}(-(r_{m,t} - r_{f,t}); 0)$ repræsenterer det nye led i ligningen, og er en nul-cost put option med markedsporteføljen som det underliggende aktiv. Selektion er igen målt ved α_i , mens market timing egenskaber måles ved signifikant positivt γ_i . Ren intuitivt vil afkastet på put-optionen være positivt, hvis afkastet på den risikofri rente er større end markedsafkastet. Det vil med andre ord sige, at den aktive forvalter er i stand til at levere afkast, der er positivt relateret til afkastet på putoptionen, er dette et udtryk for, at han er i stand til at udnytte signaler om et faldende marked til at reducere β i porteføljen.

Det kan argumenteres for, at CAPM ikke holder empirisk, som vi vil se i de følgende afsnit. Derfor argumenterer Henriksson (1984) for at den optionsbaserede model for market timing ligeledes kan udvides til at indeholde andre systematiske risikofaktorer, følgende samme metodik. På den baggrund har udvidelsen fundet anvendelse i afhandlingens analyseafsnit af market timing.

2.4.4 Kritik af CAPM

Det centrale problem ved CAPM er, at markedsporteføljen er et teoretisk begreb, og ikke kan observeres i 'den virkelige verden'. Markedsporteføljen inkluderer samtlige risikofyldte aktiver der

findes på markedet, og som følge af tynd likviditet eller manglende handelstilgængelighed kan denne aldrig blive holdt af nogen investor (Roll, R. 1977). Roll argumenterer for, at en test af modellen ikke er muligt som direkte konsekvens af, at ingen vil kunne konstruere et validt mål for markedsporteføljen. Eftersom Jensen's α er direkte afledt fra CAPM, bygger modellen på de samme antagelser, og er derfor født med de samme kritikpunkter. Da markedsporteføljen ikke er observerbar, er praktikere blevet nødsaget til at anvende tilgængelige benchmarks både til test af CAPM modellens validitet, men ligeledes til at måle performance i aktive investeringsforeninger. For at gøre sidstnævnte operationelt er der i flere empiriske undersøgelser gjort brug af det benchmark, som forvalterne selv opgiver som værende den markedsportefølje, de forsøger at slå. Et andet hyppigt anvendt alternativ er at vælge en fælles proxy for markedsporteføljen, og herudfra evaluere alle investeringsforeningernes performance i forhold til dette referencebenchmark. Roll (1978) pointerer dog, at man bør være opmærksom på analytiske misspecifikationer når der anvendes en proxy for markedsporteføljen, da performanceanalysen er særligt følsom over for valget af benchmark, hvilket ligeledes understøttes af Grinblat og Titman (1989b).

2.5 Multifaktor performancemåling

Jensen, Black og Scholes (1972) samt Fama og Macbeth (1973) tester CAPM-modellen, og finder, at der i perioden 1926-1968 eksisterer en positiv sammenhæng mellem afkastet på aktier og markedsbeta. På den anden side finder Reinganum (1981) og Lakonishok og Shapiro (1986), at denne positive sammenhæng ikke var til stede i perioden 1963 til 1990, og kunne dermed ikke bekræfte CAPM. Uden at teste CAPM empirisk påpegede Roll (1978), at antagelsen om at det forventede afkast på aktier kun skulle kunne forklares ved hjælp af én systematisk risiko faktor var for simplificeret, og at der angiveligt er flere uopdagede systematiske faktorer. Det faktum at CAPM ikke holder empirisk, har betydning for performancemåling. Der er altså behov for at udvide CAPM performance relationen med variable, der fanger anomalierne i den ellers hidtil accepterede og bredt anvendte single-indeks model.

Op igennem 1990'erne har den videnskabelige litteratur beskæftiget sig netop med denne problemstilling. Undersøgelserne har resulteret i en række udvidelser til den eksisterende single-indeks model, som siden har været standardpraksis i performanceevaluering af investeringsforeninger. De resulterende multifaktor modeller kan fortolkes inden for rammerne af *Arbitrage Pricing Theory* (APT). Teorien bygger på arbitrage som finansieringskilde, og beskriver derved hvilket afkast som kan forventes givet eksponeringerne mod hver enkelt faktor, også kaldet *zero-investment factor mimicking portfolios*. APT tillader, at der kan tilføjes lige så mange faktorer, som der findes relevante for at kunne beskrive prisen på et aktiv. I denne afhandling har jeg valgt at benytte mig af Carhart's 4-faktor model (1997), men da denne i sin konstruktion er en

udvidelse til Fama og French's (1992) 3-faktor model, vil denne ligeledes blive gennemgået i følgende afsnit.

2.5.1 Fama French 3-faktor model

I 1992 offentliggjorde Eugene Fama og Kenneth French artiklen *The Cross Section of Expected Stock Returns*, hvor de med inspiration fra tidligere empiriske undersøgelser finder, at det forventede aktieafkast ikke udelukkende bør forklares ved CAPM, men identificerer to yderligere variable, "size" (SMB) og "value" (HML) som øger forklaringsgraden i forhold til den eksisterende model.

SMB er en "size faktor", der måler afkastforskellen mellem små og store selskaber, målt ud fra selskabets markedsværdi. HML er en "value-faktor", der måler afkastforskellen mellem *value* og *growth* aktier, målt ud fra forholdet af den bogførte værdi af egenkapital over markedsværdien af egenkapitalen, herefter book-to-market.

Baggrunden for at medtage de to faktorer, SMB og HML, har sit afsæt i en omfattende empirisk undersøgelse, hvor de finder, at value selskaber systematisk leverer gennemsnitligt højere afkast end growth selskaber, mens small cap selskaber højere end large-cap selskaber, på trods af samme eksponering over for markedets risikopræmie. Disse observationer bevirker, at value og small cap aktier vil udvise overnormal performance målt i forhold til den oprindelige CAPM-model. Der hersker uenighed i forhold til, hvordan de to variable præcist skal fortolkes i forhold til risiko, men argumenterne peger på, at SMB- og HML-faktorerne er relateret til en makroøkonomisk risiko for recession. Engsted (2012) mener dog ikke, at diskussionen er af større vigtighed i forhold til performancemåling, men nævner blot vigtigheden i, at faktorerne ser ud til at fange størstedelen af den systematiske risiko, som ikke kunne forklares ved CAPM.

Fama og French konkluderer ud fra ovenstående, at small cap aktier og value-aktier alt andet end lige må antages at være mere risikable, og at investorerne derved skal kompenseres med højere afkast, hvilket giver anledning til udvidelsen af Jensen's regression med to nye faktorer, givet ved ligning 7:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_1(r_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_2SMB_t + \beta_3HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

Hvor,

SMB_t er forskellen i afkast i tidspunkt t mellem porteføljer bestående af små- og store selskaber og HML_t er forskellen i afkast i tidspunkt t mellem porteføljer bestående af selskaber med høje

book-to-market værdier og selskaber med lave book-to-market værdier. Modellen er altså blot en udvidelse af den oprindelige single-indeks Jensen regression og porteføljens α_i , måles stadig som skæringen med y-aksen (konstanten).

2.5.2 Carhart 4-faktor model

I et senere studie af performance vedholdenhed tog Carhart (1997) udgangspunkt i en 4-faktor model. Rationalet bag den udvidede model var, at der stadig var en vigtig afkastforskel i aktierne, som Fama og French's model ikke tog højde for: *momentum* (WML). Jegadeesh og Titman (1993) observerede i deres undersøgelse en på daværende tidspunkt ikke forklaret anomali, hvor der på kort sigt var en tendens til, at aktier der det seneste år har leveret de højeste (laveste) afkast, ligeledes de efterfølgende måneder ville levere det højeste (laveste) afkast.

På den baggrund konstruerede Carhart (1997) en 4-faktor model, ved at kombinere Fama & French's (1993) 3-faktor model med en yderligere faktor til at opfange 12 måneders momentum anomalier, inspireret af resultaterne fra Jegadeesh og Titman (1993), og kan ses i ligning 8:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_1(r_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_2SMB_t + \beta_3HML_t + \beta_4WML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

Hvor,

WML_t er forskellen i afkast i tidspunkt t på porteføljer bestående af selskaber, der det foregående år har givet de højeste og laveste afkast. Carhart (1997) finder, at den udvidede model forbedrer forklaringsgraden mærkbart i forhold til CAPM og Fama og French's (1993) 3-faktor model. Resultaterne af hans undersøgelse viser, at den gennemsnitlige værdi af fejlløbet i ovenstående modeller var henholdsvis 0,35% og 0,31% pr. måned, hvor 4-faktor modellen på den anden side reducerede fejlløbet til 0,14% pr. måned.

2.5.3 Kritik af multifaktor performancemål

Multifaktormodellerne har siden deres introduktion været genstand for megen diskussion og kritik. Behaviorister og andre kritikere har generelt anfægtet modellerne for at være teoretisk baseret og derfor ikke have nogen praktisk værdi i evaluering af performance for aktive investeringsforeninger. Daniel mfl. (1997) argumenterer for, at en grundlæggende problematik for de udvidede performancemål er, at det ikke er yderligere præciseret, hvordan de yderligere faktorer relaterer sig til risiko. De mener, at anomalierne nærmere afspejler misprisninger i markedet. Spørgsmålet er således, om aktive investeringsforeninger skal have justeret

performance i forhold til de tre faktorer, hvis det er et udtryk for misprisninger, da dette udgør en del af rationalet bag valget af en aktiv investeringsforening fremfor en passiv, beskrevet i afsnit 2.2. I forlængelse af diskussionen om, hvorvidt de yderligere faktorer skal ses som compensation for systematisk risiko, finder M. van Dijk (2011) at *size* ikke har den samme forklaringsværdi på nutidens aktiemarkeder. Faktisk finder han, at *size-effekten* har været ikke-eksisterende siden starten af 1980'erne.

På baggrund af ovenstående kan der argumenteres både for og imod valget af multifaktor performancemåling. Carhart's (1997) model har siden introduktionen dannet standardreference for evaluering af performance i aktive investeringsforeninger. Med en antagelse om at de yderligere faktorer er et udtryk for systematisk risiko, bør afkast risikojusteres tilsvarende, hvorfor at jeg i denne afhandling vil benytte Carhart's (1997) 4-faktor model til performanceevaluering. Dog vil jeg med udgangspunkt i Daniel mfl.'s (1997) kritik ligeledes i hovedafsnittene af analysen præsentere resultaterne ved brug af CAPM-modellen.

2.6 Stock Return Dispersion

I artiklen "The Fundamental Law of Active Management" fra 1989 beskriver Richard Grinhold, at en aktiv porteføljes afkast et resultat af henholdsvis en forvalters dygtighed i kombination med muligheder i form af misprisninger i det underliggende marked. Selvom det kan fremstå logisk, kræver det med andre ord, at der eksisterer muligheder i det underliggende marked, hvis dygtigheden skal give sig udslag på værdiskabelse. Der er dog ikke konsensus om hvordan attraktiviteten i det underliggende marked måles.

Som defineret i afsnit 2.2, er formålet for aktive porteføljemanagere at designe en portefølje til at slå markedet ved at holde en vægt i aktierne, der er forskellig fra deres referencebenchmark. Størrelsen af denne afvigelse i vægt angiver, hvor aktiv en portefølje er, og kan måles ved *active share*, som foreslået af K. J. M. Cremers og A. Petajisto (2009). Effekten af de aktive bets er dog primært drevet af, hvordan de underliggende aktiver varierer i forhold til markedet. I et tilfælde, hvor alle aktierne leverer det samme afkast, vil de aktive bets ikke få nogen indflydelse på performance, og alle investeringsforeningerne, uagtet af hvor aktive de er, vil levere det samme afkast. Selvom eksemplet er ekstremt og urealistisk, demonstrerer det vigtigheden i at betragte afkast udsving i de underliggende aktiemarkeder. Med andre ord vil det sige, at som følge af højere afvigelse mellem de underliggende aktier vil konsekvensen af de aktive bets få større effekt, positivt eller negativt, og der kan dermed argumenteres for at værdien af en 'dygtig' forvalter er større i markedssituationer med høje afkastudsving.

Korrelation er tidligere anvendt til netop at belyse ovenstående problemstilling, men er som følge af dets svagheder i nyere litteratur blevet erstattet med *Stock Return Dispersion*, herefter dispersion.

Dispersion har fælles træk med korrelation, men adskiller sig på et par få vigtige parametre. Korrelation fanger kun lineære sammenhænge, og vil derved undervurdere mere komplekse afhængigheder. Ydermere vil korrelationsberegninger for et indeks, som for eksempel S&P 500 kræve beregninger af et utal af parvise korrelationer. Endeligt, og vigtigst, kan korrelation ikke beregnes i realtid, da den vil kræve en længere afkasthistorik, for at opnå valide resultater, hvilket vil være uanvendeligt taget i betragtning af de konstante markedsudviklinger (Edwards, T., og Lazzara, T. J., 2013).

I søgen efter alternativer, synes det et godt udgangspunkt at måle udsving i aktieafkast i forhold til et givent marked/indeks, hvilket direkte måler hvor meget de individuelle aktier afviger i forhold til gennemsnittet. Men da de fleste aktieindeks ikke er ligevægtede, kan målet præciseres yderligere ved at markedsværdivægte hver af aktierne (Ankrum og Ding, 2002), hvilket giver målet for dispersion i ligning 9:

$$Dispersion = \sum_{i=1}^n w_i(r_i - r_m) \quad (9)$$

Hvor,

r_m er afkastet på indekset og r_i er afkast på hvert enkelt aktiv og w_i er deres tilhørende markedsvægt i indekset. Målet er interessant, fordi det bidrager med en beskrivelse af, hvordan mulighederne til at skabe overnormale afkast, ved at tage aktive bets væk fra benchmark, ændrer sig over tid. Som følge af disse styrker, vil dispersion til sidst i denne afhandlings analyse blive anvendt til at sætte investeringsforeningernes performance i perspektiv i forhold til underliggende markedsdynamikker.

2.7 Opsummering

Det teoretiske baggrundsafsnit viste, hvordan aktive og passive investeringsforeninger adskiller sig på ét essentielt punkt: Hvor en aktiv forening forsøger at slå markedet gennem analysearbejde, søger en passiv forening blot at følge et givent indeks så tæt som muligt. Det fremgik ligeledes, at aktive porteføljeforvaltere har været genstand for kritik, da det synes teoretisk umuligt for den generelle industri at være bedre end deres passive alternativ. Ydermere bygger industrien for aktiv porteføljevaltning på en forudsætning om, at aktiemarkederne er ineffektive. Der er i litteraturen endnu ikke konsensus om hvorvidt markederne er effektive, da en sådan test er svær at udføre i praksis og flere kritikere stiller da også spørgsmålstejn ved de bagvedlæggende forudsætninger for hypoteserne om effektive markeder.

Det fremgik ligeledes af afsnittet, at der er foreslået flere metoder til evaluering af en porteføljes performance. I den klassiske CAPM model måles performance udelukkende ud fra eksponering i forhold til markedet. En række undersøgelser har dog vist, at CAPM ikke holder empirisk, og der er derfor i nyere litteratur foreslået flere udvidelser til CAPM. For at fange den yderligere systematiske risiko, er en tilføjelse af faktorerne i forhold til *Size*, *Value* og *momentum* (Fama og French, 1992; Carthart, 1997) blevet standardreference i nyere undersøgelser af aktive investeringsforeningernes performance. Et problem ved at undersøge performance isoleret set er dog, at disse metoder ikke tager højde for den underlæggende muligheder i markedet. Der er derfor i litteraturen foreslået at sætte performance i forhold til dispersion for at opfange underlæggende dynamikker.

3 FORUDGÅENDE UNDERSØGELSER AF PERFORMANCE

I AKTIVT FORVALTEDE INVESTERINGSFORENINGER

Dette afsnit har til formål at give et overblik over den eksisterende litteratur inden for performance i aktivt forvaltede investeringsforeninger. Det bør indledningsvist nævnes, at litteraturstudiet ikke er udtømmende, men søger at danne en solid baggrund for en forståelse af den historiske udvikling i resultater og metodetilgange inden for området. Først vil jeg fremlægge relevant litteratur i forhold til undersøgelser af foreninger, der har investeringsmandat i det amerikanske aktiemarked. Dernæst præsenteres forudgående empiriske studier, der har behandlet performance i foreninger med investeringsmandat i det europæiske aktiemarked. I det tredje underafsnit præsenteres resultater fra forudgående undersøgelser, der har beskæftiget sig med i hvilken grad performance er vedholdende over tid, hvorefter der afslutningsvist vil blive behandlet relevant litteratur i forhold til spørgsmålet om, hvorvidt performance på systematisk vis varierer over tid.

3.1 Undersøgelser af det amerikanske marked

Siden 1960'erne, og introduktionen af CAPM-modellen, har den amerikanske litteratur beskæftiget sig intensivt med performanceevaluering af aktive investeringsforeninger. Om end der ikke er skabt overordnet konsensus på området, tegner resultaterne af de fleste empiriske studier af performance blandt amerikanske investeringsforeninger ikke et lovende billede af industrien for aktiv porteføljeforvaltning. Sagt med andre ord ville investorerne gennemsnitligt have været bedre stillet ved at følge en passiv investeringsstrategi i form af en billig passiv forening.

Med udgangspunkt i CAPM-modellen var Jensen (1968) en af de første til at evaluere performance af aktive investeringsforeninger. Ud af 115 amerikanske foreninger finder han, at blot én forening var i stand til at skabe signifikant positivt α i perioden 1945 til 1964, og at investeringsforeningerne gennemsnitligt, før omkostninger, ikke var i stand til at slå en passiv markedsstrategi. Ligeledes finder Treynor og Mazuy (1966), at kun én forening ud af 57 besidder egenskaber i forhold til at time markedet, hvilket bakkes op af Henriksson (1984), som ligeledes ikke finder evidens for besiddelse af market timing egenskaber, ud fra den optionsbaserede model, beskrevet i afsnit 2.4.3. Samme tendens bekræftes af Grinblatt og Titman (1989), som dog finder signifikant positivt α blandt en mindre gruppe af aggressive growth-foreninger. Disse foreninger er dog forbundet med de højeste omkostninger, hvorved investorerne derfor ikke får del i de overnormale afkast. Endvidere konkluderer Gruber (1996), at den gennemsnitlige

investeringsforening efter omkostninger underperformer med 0,65% per år, i forhold til en passiv markedsstrategi, mens Carhart (1997) finder, at omkostningsniveauet i foreningerne er negativt korreleret med afkastet efter omkostninger. Sagt med andre ord; hvis man ønsker at vælge en aktiv forening, bør man vælge blandt dem med de laveste årlige omkostninger.

Modsat disse analyser finder C. F. Lee og S. Rahman (1990), at henholdsvis 17% og 11% af 94 amerikanske foreninger demonstrerer egenskaber i forhold til market timing og selektion. Ligeledes finder R. A. Ippolito (1989) at 12 foreninger i perioden 1965 til 1984 havde signifikant positivt α , og at det gennemsnitlige afkast for foreningerne efter administrationsomkostninger lå på SML linjen, hvilket er i tråd med ligevægtsmodellen af Grossman og Stieglitz (1980). E. J. Elton, M. J. Gruber, S. Das, & M. Hlavka (1993) og B. G. Malkiel (1995) argumenterer dog for, at disse undersøgelser at disse undersøgelser er behæftet med biased resultater. De argumenterer for, at foreninger der er lukkede/døde er udeholdt af datagrundlaget og resultaterne derved er påvirket af *survivorship bias*. Endvidere tages der i undersøgelserne ikke højde for eksponering mod aktiver, der ikke er indeholdt i det anvendte S&P benchmark. Derfor foretager Elton mfl. (1993) og Malkiel (1995) deres egne analyser, med korrektion for disse fejl og finder begge, at den gennemsnitlige amerikanske foreninger signifikant underperformer en passiv markedsstrategi.

I nyere performanceundersøgelser af det amerikanske marked har det vundet popularitet, at analysere på investeringsforeningernes beholdning i stedet for foreningernes samlede afkast. Cremers og Petajisto (2009) fokuserer på foreningernes beholdning og introducerer i deres artikel et nyt mål, *Active Share*, der anvendes til at måle, hvor aktiv en manager er. De undersøger *Active Share's* evne til at forudsige fremtidig performance ved en analyse af 2.026 investeringsforeninger i perioden 1980 til 2003. Med risikojusteret afkast målt i forhold til Carhart's (1997) 4-faktor model finder de, at foreninger med *Active Share* i den højeste femtedel skaber signifikant positivt årlig α på 1,15% p.a. efter omkostninger. B. Silli, R. B. Cohen, og C. Polk (2008) undersøger udelukkende foreningernes mest aktive positioner (størst overvægt i forhold til benchmark), og finder, at en ligevægtet portefølje med de mest aktive kald i aktive investeringsforeninger skaber signifikant positivt α . Samme tendens finder Y. Duan, G. Hu, og R. D. McLean (2009), som analyserer informationsværdien i de aktive investeringsforeningers transaktioner: købe når investeringsforeninger køber og sælge når investeringsforeninger sælger. Dog finder de kun signifikant værdi i handel med aktier med høj selskabsspecifik risiko, hvilket indikerer, at de aktive forvaltere kan lukrere på informationsfordele i forhold til selskabsspecifikke nyhedsstrømme.

3.2 Undersøgelser af det europæiske marked

Selvom den eksisterende litteratur primært er centreret omkring det amerikanske marked, er der i nyere tid foretaget flere lignende performanceundersøgelser af det europæiske marked. Otten og Bams (2002) undersøger de fem største europæiske markeder for aktive investeringsforeninger ved brug af Carharts (1997) 4-faktor model til risikojustering af afkast. Forfatterne finder evidens for, at aktive investeringsforeninger i modsætning til det amerikanske marked er i stand til at udnytte informationsfordele til at levere positivt α til deres investorer på et aggregeret niveau i Holland, Italien, Storbritannien og Frankrig. På den anden side finder de, at aktive investeringsforeninger i Tyskland ikke er i stand til at producere positivt α efter omkostninger er fratrasket. Dog var det i deres undersøgelse udelukkende Storbritannien, hvori investeringsforeningerne var i stand til at levere et signifikant positivt α efter omkostninger. I forlængelse af Otten & Bams (2002) undersøgelse finder R. Cesari og F. Panetta (2002) ligeledes ikke belæg for en signifikant gennemsnitlig positiv α efter omkostninger i det italienske marked for aktive investeringsforeninger, men at en del af foreningerne dog leverede signifikant α før omkostninger.

Inden for det svenske marked, har M. Dahlquist, S. Engstrom og P. Soderlind (2000) undersøgt, hvorvidt der kunne observeres overnormal performance i perioden 1993 til 1997, og konkluderer, at foreninger, der udelukkende investerede i det svenske aktiemarked var i stand til at levere signifikant positivt α før omkostninger i perioden 1993 til 1997, samt at α var størst i foreninger, der investerede i small cap aktier. Ligeledes i Norden undersøger M. Christensen (2003) 27 danske afdelinger i perioden 1994 til 2003 og finder intet belæg for signifikant positivt α i nogle af foreningerne. Tværtimod finder han, at størstedelen leverede neutral risikojusteret performance efter omkostninger, og at de resterende leverede signifikant negativ α . Som opfølgning til dette studie finder M. Christensen (2003b) at kun én ud af 45 foreninger besidder egenskaber i forhold til market timing, hvorved Jensen's α i den simple CAPM-model giver ligeså robuste resultater, som de to udvidede modeller, der ligeledes tager højde for market timing.

3.3 Undersøgelser af performance vedholdenhed

På trods af, at der stadig hersker en grad af kontrovers på emnet, viser den overvejende del af empiriske studier, at aktive investeringsforeninger efter omkostninger ikke er i stand til at slå en passiv strategi, hvilket er i tråd med det fundamentale princip om, at aktiv porteføljeforvaltning logisk set må være et nulsumsspil (Sharpe, 1991). Dog bliver der til stadighed investeret i aktive investeringsforeninger, i håbet om at kunne identificere de 'gode' foreninger. Hvorvidt de aktive forvaltere er dygtige eller heldige, er svært at vurdere, men flere studier har beskæftiget sig med i hvilken grad aktive investeringsforeningers performance er vedholdende over tid.

D. Hendricks, R. Zeckhauser og J. Patel (1993) var nogle af de første til at undersøge vedholdenheden i performance. De finder i deres undersøgelse evidens for vedholdenhed i performance, hvor en portefølje af investeringsforeninger med den bedste historiske performance slår den gennemsnitlige forening i det følgende kvartal. Konklusionen er endvidere mere udtalt i porteføljen af historisk dårlige foreninger, som signifikant underperformer den gennemsnitlige forening. De observerede tendenser refererer han i artiklen som henholdsvis *hot hands* og *cold hands* effekter. Elton, Gruber, og Blake (1996b) finder at tesen om "hot hands" holder. Til forskel anvender de risikojusterede afkast til at rangere historisk performance, og bruger ikke en ligevægtet portefølje, men konstruerer derimod porteføljen ud fra de tre principper fra moderne porteføljeteori, som blev gennemgået i afsnit 2.4.1. Resultaterne i undersøgelsen viser, at vedholdenhed i performance eksisterer længere end i de tidligere studier, og at historisk 12 måneders risikojusteret afkast har den største informationsværdi om fremtidig performance.

Carhart (1997) argumenterer for, at konklusionen om tilstedeværelse af performance vedholdenhed i Hendricks, Zeckhauser og Patel (1993) og Elton, Gruber og Blake (1996b) skyldes, at der ikke bliver taget højde for momentumeffekten i de underliggende aktiers afkast. Carhart (1997) finder derved, at når afkast risikojusteres i forhold til 4-faktor modellen, kan der ikke længere identificeres signifikant positivt α ved at investere i de historisk 'gode' foreninger, hvorimod undersøgelsen dog bekræfter at fænomenet om en såkaldt *cold hands* effekt eksisterer. W. V. Harlow og K. C. Brown (2006) undersøger ligeledes vedholdenheden, og finder, at ved kvartalsvis rebalancering er det muligt at øge sandsynligheden fra 45 til 60 procent for at finde en forening, der ligeledes vil outperforme i det følgende kvartal. Yderligere finder de, modsat Carhart (1997), evidens for "hot hands" fænomenet i form af, at den bedste tiendedel af foreninger producerer signifikant positivt α på 1,50% p.a. efter omkostninger.

J. B. Berk og R. C. Green (2004) argumenterer for, at resultaterne af undersøgelserne i forhold til performance vedholdenhed kan være biased. Argumentet bygger på det faktum, at investorerne vælger de foreninger, som historisk har leveret de bedste afkast, hvorved kapital flyder ind til disse foreninger, til et punkt hvor det overnormale afkast til investorerne ikke er positivt. L. Pastor, R. F. Stambaugh og L. A. Taylor (2014) adresserer ligeledes denne problemstilling om "diseconomies of scale", og finder, at der er to former for "scale", som er negativ for performance: (i) *Fund level decreasing returns to scale*, hvor størrelsen (AuM) på den enkelte forening er negativt korreleret til dets evne til at skabe værdi. I takt med at foreningens penge under forvaltning øges, vil det være sværere at navigere i det enkelte marked, da dets handler har større indflydelse på prissætningen af den enkelte aktie. (ii) *Industry-level decreasing returns to scale*, hvor koncentration på industrien for aktivt forvaltning i det respektive marked ligeledes er negativt korreleret med foreningens evne til at skabe værdi. Som følge af at den samlede pengemængde

blandt de aktive forvaltere forøges, vil det bevirke, at flere penge søger mod misprisede aktier, hvilket alt andet end lige øger effektiviteten på markedet.

3.4 Undersøgelser af tidsvarierende performance

Et mindre behandlet emne i litteraturen er hvorvidt værdiskabelsen i aktive investeringsforeninger på systematisk vis varierer over tid. I nyere undersøgelser har netop dette emne vundet popularitet, hvor performance blandt andet er blevet målt i forhold til underlæggende markedsdynamikker, så som dispersion i aktiemarkederne og økonomiske cyklusser.

H. De Silva, S. Sapra og S. Thorley (2001) argumenterer for, at den øgede eller formindskede spredning i performance blandt aktive investeringsforeninger ikke kan knyttes til graden af effektivitet på aktiemarkedet eller ændrede mængde af dygtighed blandt de aktive forvaltere. Derimod er disse observationer en naturlig konsekvens af dispersion i det underliggende aktiemarked. Samme tendens bekræftes af Ankrum og Ding (2002), der konkluderer, at dispersion ikke kun er relateret til performance på det amerikanske marked, men ligeledes kan observeres i markederne Japan, Canada og Storbritannien. Dispersion er ligeledes anvendt i en analyse af tidsvarierende værdiskabelse i hedge fonde. K. J. M. Connor og S. Li (2009) finder, at dispersion har en signifikant forklarende effekt på den gennemsnitlige hedge fonds α -værdi og effekten er endvidere mere udtalt i spredningen i fondenes α -værdier.

R. Kosowski (2011) finder, at performance blandt aktive amerikanske investeringsforeninger varierer systematisk i forhold til den økonomiske cyklus. Han finder i sin undersøgelse, at eksisterende undersøgelser konkluderer om generel underperformance i industrien primært er drevet af dårlig performance i vækstperioder. Imidlertid finder Kosowski (2011) en statistisk signifikant gennemsnitlig positiv α for den gennemsnitlige forening i perioder med recession. Alt i alt konkluderer han med undersøgelsen, at værdiskabelsen i aktive investeringsforeninger er blevet undervurderet, da den ikke har taget højde for det tidsvarierende aspekt i forhold til performance. A. De Souza og A. W. Lynch (2012) undersøger ligeledes performance målt over økonomiske cyklusser, blot for europæiske investeringsforeninger. De finder, at konklusionen ikke er så entydig som i det amerikanske marked. Faktisk finder de, at en stor del foreninger demonstrerer pro-cyklisk performance. M. Kacperczyk, S. Van Nieuwerburgh, og L. Veldkamp (2014) dekomponerer performance og finder, at succesfulde managere udviser egenskaber i forhold til selektion i perioder med vækst og market timing i perioder med recession.

4 DATA

Formålet med dette afsnit er at præsentere det anvendte data i afhandlingen samt at bidrage med indsigt i konsistensen af det anvendte data. Afsnittet er opdelt i fem underafsnit, hvor det første vil behandle afhandlingens undersøgelsesperiode. Andet afsnit er en gennemgang af datagrundlaget for undersøgelsesgruppen af aktive investeringsforeninger samt en diskussion af, hvorledes disse er udvalgt for at sikre et stabilt sammenligningsgrundlag mellem foreningerne. Det tredje afsnit søger at give indsigt i vigtigheden ved at medtage de associerede omkostninger ved en aktiv investeringsforening i analysen. Herefter følger en beskrivelse af dataudvælgelsen og genereringen af risikofaktorerne, der anvendes i analysen af performance. Endeligt beskrives de anvendte markeder til beregning af dispersion og de tilhørende kontrolvariable gennemgås.

4.1 Undersøgelsesperiode

Målet med undersøgelsen er at vurdere, om aktive europæiske og amerikanske investeringsforeninger skaber værdi målt i forhold til selektionsegenskaber og market timing, og om konklusionerne er robuste over tid. I litteraturen varierer længden af tidsperioder fra helt korte perioder til meget lange perioder, og der synes derfor ikke at være nogen overordnet enighed om, hvor langt tidsintervallet bør være. Dog vurderes det, at en lang tidsperiode bør være at foretrække frem for en kort, for at øge robustheden i afhandlingens konklusioner samt for at undgå støj i form af tilfældigheder i enkelte år. Valget af tidsperiode er dog samtidig en afvejning i forhold til størrelsen af undersøgelsesgruppen. Sagt med andre ord vil undersøgelsesgruppen være stærkt reduceret i begyndelsen af perioden, hvis der anvendes en for lang undersøgelsesperiode. På den baggrund er den fulde undersøgelsesperiode i afhandlingen fastsat til en 20-årig periode fra primo 1995 til ultimo 2014, med to delperioder af 10 års varighed fra 1995 til 2004 og 2005 til 2014. Samlet set er den fulde undersøgelsesperiode karakteriseret af store udsving i afkastet på to aktiemarkeder, hvilket giver en god afvejning i forhold til den underliggende markedsudvikling, da perioden indeholder flere økonomiske cyklusser. Undersøgelsen baseres på månedlig afkastdata, hvilket bevirker, at der for hver enkelt forening maksimalt set kan være 240 observationer for den fulde undersøgelsesperiode og 120 observationer for hver af delperioderne.

4.2 Undersøgelsesgruppe

Afkastdata for investeringsforeningerne er udtrukket fra Morningstar Direct databasen. Afkastene er trukket direkte fra Morningstar, og indeholder henholdsvis månedlige afkast før og efter

omkostninger. Afkastene er udregnet på baggrund af månedlige primo og ultimo værdier af NAV og er korrigeret i forhold til geninvestering af udbytter.

Dahlquist mfl. (2000) og Cesari og Panetta (2002) argumenterer for, at hvis en undersøgelse skal give valide resultater, er det vigtigt at investeringsforeningerne bliver klassificeret i homogene grupper. Jeg har derfor valgt udelukkende at fokusere på investeringsforeninger, der af Morningstar er kategoriseret i de to universer: (i) Europe large cap blend og (ii) US large cap blend. Dette skal sikre, at de analyserede investeringsforeninger har samme investeringsstrategier, og har mandat til at handle i det samme univers af aktier. Endvidere har investeringsforeninger i disse kategorier ikke et bestemt tilt imod en bestemt stilart, hvilket ville have medført en yderligere gruppering af investeringsforeningerne.

Kategorierne i det indledende dataudtræk indeholdt 3394 foreninger i Europa large cap blend og 2935 i US large cap blend, som hverken alle var aktivt forvaltede eller kunne anses for sammenlignelige. Der er derfor fastlagt en række selektionskriterier, for at kunne imødekomme anbefalingen om at skabe en homogen undersøgelsesgruppe af investeringsforeninger, hvor disse er blevet udvalgt på baggrund af følgende kriterier:

- Indgår i en af de to Morningstar kategorier: (i) Europa Large-Cap Blend eller (ii) USA Large-Cap Blend
- Er aktiebaseret og aktivt forvaltet
- Er UCITS-certificeret og følger GIPS
- Er den ældste i sin klasse (*Oldest Share Class*)
- Har mindst 36 måneders afkasthistorik forinden afhandlingens cut-off dato d. 31-12-2014

Som følge af ovenstående selektionskriterier er undersøgelsesgruppen i denne afhandling begrænset til et samlet antal investeringsforeninger på henholdsvis 357 i den europæiske kategori og 197 for den amerikanske. ISIN koderne på investeringsforeningerne der analyseres i denne afhandling kan ses i bilag 1 (tabel 23). Selvom ovenstående selektionskriterier fremstår relativt indskrænkende, vil jeg i det følgende afsnit rationalisere på kriterierne, og hvordan de bidrager til konsistens i den endelige undersøgelsesgruppe.

4.2.1 Konsistens i undersøgelsesgruppe

Baggrunden for anvendelse af ovenstående selektionskriterier er at sikre, at afhandlingen dækker sit formål, og at investeringsforeningerne i undersøgelsesgruppen er sammenlignelige for at sikre validiteten i analysen. Først og fremmest er alle indeksforeninger og fund-of-fund foreninger blevet ekskluderet, da der ønskes en analyse udelukkende baseret på aktive investeringsforeninger. For at sikre at de tilbageværende investeringsforeninger er aktiebaserede,

er det sat som et kriterium, at foreningen har mindst 75% af deres aktiver investeret i aktier, hvilket bygger på IFR og Morningstar's krav til, hvad der karakteriserer en aktiebaseret investeringsforening. Dette krav implementeres implicit, da undersøgelsesgruppen kun består af investeringsforeninger, der af Morningstar er klassificeret i en af de to kategorier nævnt i ovenstående afsnit.

Det er standardpraksis i industrien for aktiv porteføljevaltning at have flere klasser af den samme investeringsstrategi målrettet mod forskellige kundesegmenter. For at ikke at inkludere flere end én af den samme investeringsforening og samtidig opnå den længst mulige afkasthistorik, har jeg valgt kun at inkludere den ældste klasse. Endvidere er investeringsforeninger, der har mindre end 36 månedlige observationer ekskluderet, da det vurderes, at et mindre antal observation ikke synes tilstrækkeligt til at opnå en valide konklusioner i forhold til værdiskabelse (Ottén og Bams, 2002).

For at undgå resultater der er behæftet med *survivorship bias* er der ikke opstillet et kriterium for, at foreningen skal være i live ved cut-off datoen ultimo 2014. Dette tilvalg af 'døde' foreninger kan anføres i det anvendte screening værktøj i Morningstar Direct. I det endelige datasæt er der fire europæiske og to amerikanske foreninger, som er 'døde'. Antallet kan umiddelbart synes lavt, men det skyldes at nogle af de 'døde' investeringsforeninger er blevet sorteret fra som følge af de øvrige selektionskriterier.

Ligesom i Dahlquist mfl. (2000) undersøgelse, er investeringsforeninger der ikke er UCITS-certificerede ekskluderet fra undersøgelsesgruppen. For at give et indblik i hvordan UCITS reguleringen sikrer en yderligere harmonisering blandt foreningerne i undersøgelsesgruppen, vil jeg i det følgende afsnit i hovedtræk opsummere hvad en UCITS-certificering indebærer.

UCITS

For at sikre en ensartet lovgivning af investeringsforeninger på tværs af landegrænserne i EU, har medlemslandene adopteret direktiverne *The Undertakings for the Collective Investment in Transferable Securities Directives* (UCITS) (EU-kommissionen, 2015).

Det overordnede mål ved UCITS direktiverne har sit udgangspunkt i beskyttelse af forbrugeren ved for eksempel at stille krav til offentliggørelse af prospekt og *Key Investor Information Document* (KIID). Endvidere sikrer direktiverne en mere åben og fair konkurrence blandt investeringsforeninger inden for EU. Dette skal ses i lyset af, at investorerne ikke havde let tilgang til investeringsforeninger domicileret uden for landets grænser forinden indførelsen af det første UCITS direktiv. Derved har reguleringen udvidet mulighederne for investorerne, da denne understøtter en lovgivning, hvor såfremt en forening er blevet UCITS godkendt i et medlemsland, kan denne markedsføre sig i de resterende medlemslande. For yderligere at fremme harmoniseringen blandt foreningerne og for at disse overholder deres formål om at sikre

risikospredning hos sine investorer, opstiller direktiverne visse investeringsrestriktioner. Artikel 49 til 57 i EU direktivet (Directives, 2009) behandler hvilke krav der stilles til investeringspolitik i en UCITS-certificeret investeringsforening. Først og fremmest skal en foreningen investere i værdipapirer, der er i handel på en fondsbørs eller en autoriseret markedsplads, eller som inden for 12 måneder vil overholde kravet. Endvidere indebærer UCITS, at foreningen på ethvert givent tidspunkt har investeret 75% af den samlede beholdning i aktier, og at foreningen ikke må investere mere end 10% af den samlede værdi af forening i én enkelt aktie. Ydermere må den samlede markedsværdi på de aktiver, der overstiger 5%, ikke overstige 40% af fondens samlede værdi (Directives, 2009). De tre ovenstående restriktioner i forhold til risikospredning er i daglig tale refereret til som 5/10/40-reglen, som alt andet lige sikrer, at en UCITS-certificeret investeringsforening har sine investeringer spredt på minimum 16 forskellige aktier.

Performanceregulering af aktive investeringsforeninger (GIPS)

I UCITS direktiverne er der endnu ikke harmoniseret i forhold til regulering af performanceaflæggelse. For yderligere at bidrage til at opnå en homogen gruppe af sammenlignelige investeringsforeninger i denne afhandling, er verificering af CFA's *Global Investment Performance Standards* blevet medtaget som et krav til at indgå i datagrundlaget. Grundtanken bag GIPS er, at foreningerne uden implikationer kan sammenlignes, da performance er udregnet efter samme metoder og periodiseringsprincipper. Formålet er derved at opnå en global accept i forhold til præsentation af afkast, hvilket i tråd med UCITS sikrer en beskyttelse mod den enkelte investor. Kravet er medtaget med inspiration fra Morningstar, som kun tilbyder deres star-rating til foreninger, der har underlagt sig denne internationale standard, Global Investment Performance Standard (GIPS). Morningstar's star rating er derfor medtaget som en proxy for GIPS-verificering, og der er således foretaget kontrol af hvorvidt, foreningerne har, eller historisk har haft en star rating hos Morningstar.

4.3 Omkostninger

C. Tanggaard (2012) pointerer vigtigheden i både at måle performance i aktive investeringsforeninger før og efter omkostninger, da omkostninger har en betydelig effekt på investorernes afkast. K. L. Bechmann og P. Wendt (2012) argumenterer for, at specielt omkostninger til formidlingsprovision har en stor betydning for afkastet, og at dette udgør ca. 50% af administrationsomkostningerne i aktive investeringsforeninger. Formidlingsprovision er synonymt med markedsføringsprovision, og kan betragtes som omkostninger betalt til bankerne for at tage fordel af deres distributionsnet til rådgivning og salg af investeringsforeningernes produkter. Der kan argumenteres for, at formidlingsprovision skaber et ufordelagtigt incitament for bankerne til at anbefale de dyrere aktivt forvaltede investeringsforeninger, og at investorerne overordnet ikke set får noget værdi for disse omkostninger. Problemet er vel anerkendt, og der er foretaget studier, hvor afkast på investeringsforeninger med formidlingsprovision er

sammenholdt med foreninger uden. Konklusionen er, at foreningerne der betaler formidlingsprovision, signifikant underperformer de sammenlignelige foreninger, der ikke betaler formidlingsprovision. Denne afhandling vil ikke behandle dette yderligere, men blot inkludere formidlingsprovision som en del af de administrative omkostninger der fratrækkes afkastet i analysen af performance efter omkostninger. Herudover omfatter administrationsomkostningerne en række yderligere omkostninger, som ligeledes bliver fratrullet i det endelige afkast til investorerne. Disse omfatter eksempelvis udgifter til daglig drift, lønninger, samt handels- og depot omkostninger (Cesari og Panetta, 2002). Eftersom data er udtrukket direkte fra Morningstar som komplette afkastserier, er alle administrationsomkostninger fratrullet, hvorved der ikke behøves en yderligere justering af data. En oversigt over udviklingen i den gennemsnitlige samlede omkostningsprocent for europæiske og amerikanske investeringsforeninger kan ses i bilag 2 (figur 11).

4.4 CAPM og faktormodeller

For at kunne benytte CAPM og Carhart's (1997) 4-faktor model til estimering af Jensen's α i analysen af risikojusteret afkast, kræves der en komplet afkasthistorik for de systematiske risikofaktorer, der indgår i de to performancemål beskrevet ved henholdsvis ligning 4 og ligning 8, genkendt fra afsnit 2.5.2 og 2.5.2. I nedenstående afsnit vil valget af markedsproxy indledningsvist blive gennemgået, hvorefter data for de øvrige variabler vil blive uddybet i afsnit 4.4.2.

4.4.1 Markedsproxy og risikofri rente

Roll (1978) pointerede, at det er umuligt at finde markedsporteføljen, og at der i praksis derfor bør anvendes en markedsproxy. Endvidere er det vigtigt, at der vælges et benchmark, som stemmer overens med det investeringsunivers, som de analyserede foreninger investerer i, da dette ellers kan resultere i fejlspecificeringer af risikojusterede afkast.

På Kenneth French's hjemmeside ("Kenneth R. French", 2015) er givet en markedsproxy både for det europæiske marked og det amerikanske marked. Tidligere litteratur understreger dog en vigtig problemstilling i anvendelse af disse ved måling af performance i investeringsforeninger, der udelukkende er investeret i large-cap selskaber. M. Cremers, A. Petajisto og E. Zitewitz (2012) finder, at large-cap indekser, som for eksempel S&P500 producerer α , signifikant forskelligt fra nul, når det måles over for 4-faktor modellen med anvendelse af Kenneth French's (2015) markedsfaktor for det amerikanske marked. Da et indeks som S&P500 per definition er passivt forvaltet, burde dette performe neutralt. Cremers, Petajisto og Zitewitz (2012) anbefaler derfor, at ved performanceevaluering af large cap porteføljer bør der benyttes et benchmark, som

tilnærmer sig det investeringsunivers investeringsforeningen handler i, for at minimere fejlspecificeringer.

I vurderingen af om ovenstående observation ligeledes er gældende for det europæiske marked, har jeg foretaget en test af Kenneth French's (2015) europæiske markedsproxy og finder en gennemsnitligt R^2 på 0,66 for 4-faktor modellen. Dette synes forholdsvis lavt sammenlignet med tidligere undersøgelser i det europæiske marked, hvor for eksempel Otten og Bams (2002) finder en gennemsnitlig R^2 på over 0,90. For at imødekomme denne problemstilling, vurderes det, at en substitut af denne markedsproxy er nødvendig, for at skabe et retvisende billede af værdiskabelse.

I valget af markedsproxy til analysen er der blevet analyseret på de benchmarks, som foreningerne opgiver i deres prospekt. Det står klart, at størstedelen af de europæiske foreninger angiver MSCI Europa som deres benchmark (ca. 80%), hvorfor at dette er blevet valgt som fælles markedsproxy for de europæiske investeringsforeninger. For de amerikanske investeringsforeninger er der ikke i samme grad konsistens i valget af benchmark, hvor de tre hyppigst opgivte benchmarks blandt foreninger er S&P500, Russel1000 og MSCI USA. Jeg har foretaget en korrelationsanalyse af månedlige afkast for de tre benchmarks og finder, at alle de interne korrelationer er på over 0,99. En figur over afkastudviklingen for de tre benchmarks samt korrelationsmatricen kan ses i bilag 3 (figur 12 og tabel 24). Derfor har jeg valgt, tilsvarende med den europæiske kategori, at benytte MSCI benchmarket som fælles markedsproxy for de amerikanske investeringsforeninger.

De månedlige afkastserier for de to MSCI benchmarks er udtrukket gennem Morningstar Direct. Ved at benytte et fælles referencebenchmark antages det, at investeringsforeningerne investerer i det samme univers af aktier. Dette vurderes dog ikke at være et problem for validiteten af analysen, da der jf. afsnit 4.2.1 er blevet foretaget de nødvendige foranstaltninger, i forhold til at sikre en homogen gruppe af investeringsforeninger.

Afhandlingen dækker både en analyse af performance før og efter omkostninger. I analysen af performance før omkostninger er blevet gjort brug af de rene afkast for benchmark. På den anden side kan det ikke anses som værende retfærdigt, når omkostninger er fratrasket i de aktive investeringsforeninger, at måle dem mod et omkostningsfrit benchmark. Derfor vil jeg i afhandlingen søge at måle de aktive foreningernes performance mod deres 'sande' passive investeringsalternativ. I litteraturen er der foreslået at anvende *Exchange Traded Funds* (ETF'er), som det passive investeringsalternativ (J. B. Berk og J. H. van Binsbergen, 2013). For at undgå støj i forhold til en enkelt ETFs *tracking error*, har jeg beregnet de gennemsnitlige årlige omkostninger for undersøgelsesgruppens sammenlignelige ETF'er og fratrasket disse i de anvendte MSCI benchmarks' afkast.

For at beregne merafkastet på markedet ($R_m - R_f$), er der som proxy for den risikofrie rente anvendt den månedlige amerikanske nulkupon (T-Bill), hvor data er genereret ved hjælp af Kenneth French's (2015) database. Fra et teoretisk synspunkt, udgør den risikofrie rente det afkast der kan forventes ved en investering med nul risiko (Bodie mfl., 2011). En investering med nul risiko er dog svært at finde i den virkelige verden, hvorfor en proxy for den risikofrie rente har fundet anvendelse i denne afhandling i form af ovenstående.

4.4.2 Øvrige faktorer til 4-faktor modellen

For at kunne benytte 4-faktor modellen til evaluering af performance i de aktivt forvaltede investeringsforeninger kræves der afkasthistorik for de resterende systematiske risikofaktorer, som i henhold til afsnit 2.5.2 er følgende: (i) SMB, (ii), HML og (iii) WML.

Afkasthistorikken for de tre øvrige faktorer SMB, HML og WML i er ligeledes genereret fra ovenstående database. De tre systematiske risikofaktorer er estimeret separat for aktiemarkederne i Europa og USA. Faktorerne i Europa er baseret på aktier der tilhørende i de lande som ligeledes indgår MSCI Europa, og udelukkende indeholder 'udviklede økonomier'. Den indekserede afkastudvikling for de tre systematiske risikofaktorer i henholdsvis det europæiske og amerikanske marked kan ses i bilag 4 (figur 13 og figur 14).

4.5 Dispersion

4.5.1 Anvendte markeder

For at beregne dispersion for det europæiske- og amerikanske large cap aktiemarked, er der foretaget en replikation af de to large cap markedsindekser, MSCI Europe og MSCI USA, eftersom det ikke var muligt at trække beholdningsdata for disse gennem tilgængelige databaser. For europæiske aktier anvendes der derfor udelukkende selskaber fra de 15 markeder, som indgår i MSCI Europe.

For at inkludere alle aktier der på et hvert givent tidspunkt vil kunne være investeret i, er der anvendt en equity screening funktion i Bloomberg terminalen på halvårsbasis tilbage fra primo 1995 - ultimo 2014. De historiske screeninger er foretaget for at minimere, at datasættet ikke lider under problemer i forhold til *survivorship bias*. En total udelukkelse af *survivorship bias* ville dog kræve en mere hyppig frekvens af screeninger, hvilket ikke var muligt, taget afhandlingens omfang i betragtning. Det vurderes dog, at den halvårslige frekvens har minimeret graden af *survivorship bias* i datasættet.

Screeningen er udelukkende baseret på *Common Equities*, og datasættet er rensat for dobbeltnoteringer. For at isolere undersøgelsen til udelukkende at inkludere large-cap aktier,

rangeres aktierne efter markedsværdi i faldende orden. Med udgangspunkt i konstruktionen er cut-off for large-cap valgt til 90%, hvilket betyder, at alle aktier der ikke indgår i top 90% af den akkumulerede markedsværdi hver måned, ekskluderes fra datagrundlaget. Denne fremgangsmåde skal sikre, at dispersion udregningerne er konsistente med den resterende undersøgelse af performance af de aktive investeringsforeninger. For at undgå unødigt stor udskiftning i aktieuniverset for aktier tæt på 90% grænsen, ekskluderes en aktie først, når den udgår fra top 95% af den samlede markedsværdi. Dette sikrer et mere konsistent aktieunivers, som ikke er præget af store udskiftninger omkring 90% grænsen. Fremgangsmåden er baseret på en antagelse om, at investeringsforeningerne ikke skaber unødigt rotation i porteføljen ved salg af aktier, der har tabt markedsværdi, men at aktien på den anden side skal være defineret som large-cap for at blive købt.

4.5.2 Beregning af dispersion

Til beregning af månedlig dispersion i de anvendte markeder kræves der afkastserier på alle aktierne i de anvendte markeder, samt deres respektive markedsvægte i hver periode. Data er udtrukket gennem Bloomberg terminalen og de faktiske afkast er beregnet ud fra hver enkelt akties totalafkastserie i lokalvaluta (inkl. dividender) og beregnet som totalafkastet (tidspunkt t) divideret med totalafkastet (tidspunkt $t-1$) fratrasket 1. Endvidere er der udtrukket månedlige markedsværdier for alle aktier målt i US Dollar, da markedsværdierne ikke var sammenlignelige for europæiske aktier på grund af forskellige lokalvalutaer i perioden.

4.5.3 Kontrolvariable

For at opnå valide konklusioner på hvorvidt dispersions har en forklarende effekt i forhold til performance i aktivt forvaltede investeringsforeninger, er det vigtigt at inkludere relevante kontrolvariabler (Connor og Li, 2009). Dette gøres for at få den rene effekt af dispersion, og sikre at man ikke har udeladt nogen essentielle forklarende variabler (*Omitted Variables*), der er relateret til dispersion. På baggrund af eksisterende litteratur fra afsnit 3.4 og egen tilvirkning, har jeg identificeret fire variabler, der potentielt har en påvirkning på dispersion, hvorved en inkludering af disse skal sikre, at der i regressionsanalyserne ikke bliver tilskrevet for meget forklaringsværdi til dispersion. De fire variable er:

Økonomisk cyklus

Som beskrevet i afsnit 3.4, blev der i flere tidligere studier argumenteret for, at værdiskabelse i aktive investeringsforeninger varierer i forhold til, hvorvidt den underliggende økonomi er i vækst eller recession (Kosowski, 2011). Jeg har derfor medtaget den økonomiske cyklus som en kontrollerende variabel i forhold til dispersion. Den økonomiske cyklus er medtaget som en dummy variabel, hvor 1 indikerer en periode med recession, og 0 en periode med vækst. Data for de økonomiske cyklusser i Europa og USA er henholdsvis trukket fra Centre for Economic

Policy Research (CEPR) og The National Bureau of Economic Research (NBER) (The National Bureau of Economic Research, n.d, Centre for Economic Policy Research, 2015).

Volatilitet

I lighed med Connor og Li (2009) medtager jeg volatilitet som kontrolvariabel. Den månedlige volatilitet er baseret på daglige afkast for henholdsvis Russel 1000 og Eurostoxx 600, som er udtrukket fra Bloomberg terminalen, og er beregnet ved $\sigma_{\text{daglig}} \cdot \sqrt{T}$, hvor σ_{daglig} angiver standardafvigelsen på de daglige afkast i indekset og T angiver antallet af handelsdage i den pågældende måned. Optimalt set ville volatiliteten være beregnet på baggrund af de anvendte markeder til udregning af dispersion. Dette ville dog kræve et udtræk af daglige afkast på alle aktierne, der indgår i disse markeder. Endvidere udbyder hverken Bloomberg eller Morningstar daglig afkastdata på MSCI indekserne. Den interne korrelation mellem de månedlige afkast på Russel1000 og MSCI USA samt Eurostoxx 600 og MSCI Europe er dog på over 0,90 og de alternative indekser bør derfor ikke have en nævneværdig påvirkning på de opnåede resultater.

Volatilitet er uundgåeligt relateret til dispersion, da begge måler udsving i aktiepriserne på markedet, og derved begge opfanger bevægelsen i markedet over tid. Dette er eksemplificeret ved de to figurer som kan ses i bilag 5 (figur 15 og figur 16). På trods af visse ligheder bør der nævnes et par vigtige forskelle mellem dispersion og volatilitet. Høj dispersion kan godt eksistere på samme tid som lav volatilitet. For eksempel viser perioden 1999-2001 en periode med høj dispersion, drevet af en idiosynkratisk adfærd i teknologisektoren. I samme periode steg volatilitet ikke i samme grad, da det resterende marked havde en mere stabil performance. For at sammenfatte, kan det konkluderes, at de to mål har visse ligheder, men at dispersion er en kombination af volatilitet og korrelation på de underliggende aktier i markedet, positivt påvirket af volatilitet og negativt af den interne korrelation mellem de underliggende aktier. Derved har dispersion den fordel at den bedre opfanger perioder, hvor det kun er dele af det underliggende marked, der oplever performance, der afviger fra normalen.

Spredning på værdiansættelsesmultipler

Man kan fremsætte en hypotese om, at dispersion og spredning på værdiansættelsesmultipler er relateret til hinanden. Med udgangspunkt i data fra Bloomberg terminalen og aktierne der indgår i de anvendte markeder, har jeg af egen tilvirkning valgt at analysere spredningen i tre former af værdiansættelses multipler: Price-to-book (P/B), Price-to-earnings (P/E) og Price-to-cashflow (P/CF). For at undgå unødige støjkluder i datasættet, har jeg gjort brug af trimmede standardafvigelser, der ekskluderer de 5% mest ekstreme observationer i hver ende.

Korrelationen mellem de tre multipler er alle på over 0,80, hvorved jeg har vurderet, at det vil være tilstrækkeligt kun at medtage én af disse som kontrolvariabel (P/B), hvilket ligeledes reducerer problemstillinger i forhold til multikollinearitet (J. Wooldridge, 2009). For at give et eksempel på hvordan inkluderingen af spredningen kan tilbringe værdi til isolering af dispersion

effekten, illustrerer figur 17 og figur 18 i bilag 5 den månedlige trimmet standardafvigelse på P/B overfor den månedlige dispersion for henholdsvis det europæiske og amerikanske marked. I modsætning til volatilitet, synes det at være tilfældet, at spredningen i P/B ligeledes fanger perioder med høj grad af idiosynkratisk adfærd i enkelte sektorer, eksemplificeret i perioden omkring år 2000.

5 UNDERSØGELSESMETODE

Formålet med dette afsnit, er at præsentere de anvendte metoder i afhandlingens analyse. Indledningsvis beskrives metodikken omkring tidsserieanalyser, da disse udgør kernen i undersøgelsen. Herefter følger en præsentation hypotesetest samt en række statistiske tests der anvendes gennem afhandlings analyse.

5.1 Robusthed i Ordinary Least Square

I lighed med Jensen (1967), foretages der i denne afhandling regressionsanalyser af tidsserier ved brug af metoden *Ordinary Least Square* (OLS) til estimering af performancemodellernes ubekendte parametre. Et nævneværdigt problem ved metoden er, at den ikke tager hensyn til en eventuel tilstedeværelse af seriekorrelation og heteroskedasticitet i de anvendte dataserier. En manglende korrektion for disse vil ikke resultere i misspecifikationer i modellens estimerede parametre, men på den anden side give misspecifikationer af parametrene standardfejl (Wooldridge, 2009). Direkte afledt af misspecifikation af parametrene standardfejl, vil dette få betydning for parametrene tilhørende t-statistikker, som anvendes til test af statistisk signifikans.

For at imødekomme implikationerne ved misspecificerede standardfejl foreslår W. K. Newey og K. D. West (1987) en metode til at korrigere for seriekorrelation og heteroskedasticitet, og som følge opnå robuste standardfejl (Wooldridge, 2009). Metoden er vel anerkendt i den videnskabelige litteratur af performancemåling i investeringsforeninger og bliver blandt andet anvendt i Christensen (2003b), A. Petajisto (2013) og Wang, Yu., Verbeek, Marno., Jiang (2014). På den baggrund har jeg, for hæve robustheden i afhandlingens konklusioner, valgt at benytte robuste standardfejl ved hjælp af statistikprogrammet STATA.

5.2 Hypotesetest

Med udgangspunkt i de estimerede OLS-parametre, søges det undersøgt, hvorvidt disse kan konkluderes at være statistisk signifikant forskellige fra nul. Sagt med andre ord ønskes det afklaret om parametrene er signifikant større eller mindre end nul, hvilket medfører at vi foretager dobbeltsidede tests.

Det første step i denne proces er at opstille en nulhypotese og en alternativ hypotese. De relevante nulhypoteser er at test-parametrene er lig nul, mod de alternative hypoteser, at test-parametrene enten er større eller mindre end nul. Disse hypotesetests udføres ved hjælp af Student's t-fordeling med et antal frihedsgrader, svarende til antallet af observationer fratrasket

én, altså $n-1$. Denne distribution finder anvendelse, da der er tale om en stikprøveanalyse, for hvilken standardafvigelsen på populationen er ukendt. I tilfælde af, at nulhypotesen ikke kan forkastes, og test-parameteren ikke er signifikant forskellig fra nul, accepteres nulhypotesen. På den anden side, hvis test-parameteren er signifikant større eller mindre end nul forkastes nulhypotesen, og dermed accepteres en af de alternative hypoteser.

På formelbasis er hypoteserne, der bliver testet vha. en t-fordeling følgende:

H_0 : Test-parameteren er lig med nul

H_1 : Test-parameteren er enten signifikant større eller mindre end nul

Sandsynligheden for at begå en fejl i hypotesetests er værd at betragte. En type 1 fejl er defineret som sandsynligheden for at forkaste en nulhypotese, når den i virkeligheden er sand. Sandsynligheden for at begå en sådan fejl er lig med det valgte signifikansniveau, hvilket bør tages i betragtning når der evalueres på robustheden i afhandlingens konklusioner. I tråd med den eksisterende litteratur vil jeg i denne afhandling præsentere testresultaterne på 10%, 5% og 1% signifikansniveauer. Eftersom ovenstående hypotesetests er dobbelt-sidet medfører de valgte signifikansniveauer, forkastelsesområder på henholdsvis 5%, 2,5% og 0,5% i hver af fordelingshaler.

5.3 Statistiske tests

I tillæg til analysen af selektionsegenskaber og market timing egenskaber blandt de europæiske og amerikanske investeringsforeninger, søger denne afhandling ydermere at vurdere værdiskabelsen i de to grupper af investeringsforeninger i forhold til hinanden. Sagt med andre ord søges det belyst, om der er et af disse geografiske markeder, der er mere attraktivt for en investering gennem en aktiv investeringsforening. For at fastlægge hvilken model, der bedst understøtter en sådan sammenligning, er det nødvendigt at fastslå, om de estimerede testparametre tilnærmelsesvis følger en normalfordeling.

5.3.1 Test af normalfordeling

I test af normalfordeling vil der først blive foretaget en deskriptiv test af *skævnhed* og *kurtosis*. Ydermere foretages der to teoretisk drevet statistiske tests. Det vurderes, at sandsynligheden for at begå type 1 fejl vil blive minimeret ved medtagelse og kontrol af konsistens mellem de to *Goodness of Fit* teststørrelser Darling-Anderson og Shapiro-Wilkinson (P. Newbold, W. L. Carlson og B. Thorne, 2010). Teststørrelserne og deres tilhørende p-værdier er beregnet ved brug af statistikprogrammet SAS Enterprise Guide 6,1.

Hypoteserne der bliver testet, er følgende:

H_0 : Test-parametrene i stikprøven følger en normalfordeling

H_1 : Test-parametrene i stikprøven følger ikke en normalfordeling

Den alternative hypotese har kun ét udfald, hvorved testen gennemføres enkelt-sided, og vil blive testet i forhold til et 5% signifikansniveau.

5.3.2 Wilcoxon Rank-sum Test & Wilcoxon Signed Ranked Test

Eventuelle forskelle i risikojusteret afkast mellem de to grupper af investeringsforeninger som er opdelt af deres geografiske investeringsmandat, kan enten tilskrives reelle forskelle i værdiskabelse eller tilfældigheder. Det søges nærmere belyst ved en sammenligning af de to stikprøvers middelværdier af de estimerede parametre.

En test af ovenstående problemstilling foretages ved brug af *Wilcoxon rank-sum Test*, som er en ikke-parametrisk udgave af t-testen, og derved ikke stiller hverken betingelser i forhold til normalfordeling i populationerne (Newbold, Carlson og Thorne, 2010). Endvidere stiller *Wilcoxon rank-sum test* ingen krav til ens størrelse af de to stikprøver, en egenskab der ligeledes gør testen anvendelig i denne analyse, da der henholdsvis er 358 europæiske foreninger mod 197 amerikanske foreninger.

Hypoteserne, der bliver testet er følgende:

H_0 : $\text{Middelværdi}_{\text{Gruppe1}} = \text{Middelværdi}_{\text{Gruppe2}}$

H_1 : $\text{Middelværdi}_{\text{Gruppe1}} \neq \text{Middelværdi}_{\text{Gruppe2}}$

Det søges endvidere belyst, hvorvidt der eksisterer en systematisk forskel i værdiskabelse over tid målt i forhold til undersøgelsens to delperioder. Til dette formål finder *Wilcoxon Rank Sum Test* ikke anvendelse, da testen bygger på en forudsætning om uafhængighed mellem stikprøverne. Eftersom den samme investeringsforening vil indgå i begge stikprøver, kan denne forudsætning ikke antages at være opfyldt, hvorved der til denne analyse anvendes *Wilcoxon signed-ranked test*. Fremgangsmåden følger, at alle foreninger der har mere end 36 observationer i hver af de to delperioder, vil blive parret, og testværdien bestemmes herved på baggrund af det samlede antal af positive og negative differencer mellem de parrede estimer. Endeligt er testens hypoteser tilsvarende *Wilcoxon rank-sum* listet ovenfor.

5.3.3 Levene's test

De to ikke-parametriske tests, *Wilcoxon rank-sum test* og *Wilcoxon signed-ranked test* anvendes til vurdering af performancerelaterede forskelle i forhold til geografisk investeringsmandat og tid. Som tilføjelse til ovenstående kan en forskel ligeledes observeres i form af forskellige fordelinger. Sagt med andre ord søges det belyst, om der eksisterer en afvigende forskel imellem dygtige og udygtige foreninger målt i forhold til deres geografisk investeringsmandat og tid. Til dette formål anvendes *Levene's test*, da testen ikke stiller betingelser i forhold til normalfordeling i populationerne.

Hypoteserne, der bliver testet vha. Levene's test er følgende:

$$H_0: \sigma^2_{\text{Gruppe1}} = \sigma^2_{\text{Gruppe2}}$$

$$H_1: \sigma^2_{\text{Gruppe1}} \neq \sigma^2_{\text{Gruppe2}}$$

6 EMPIRISK ANALYSE

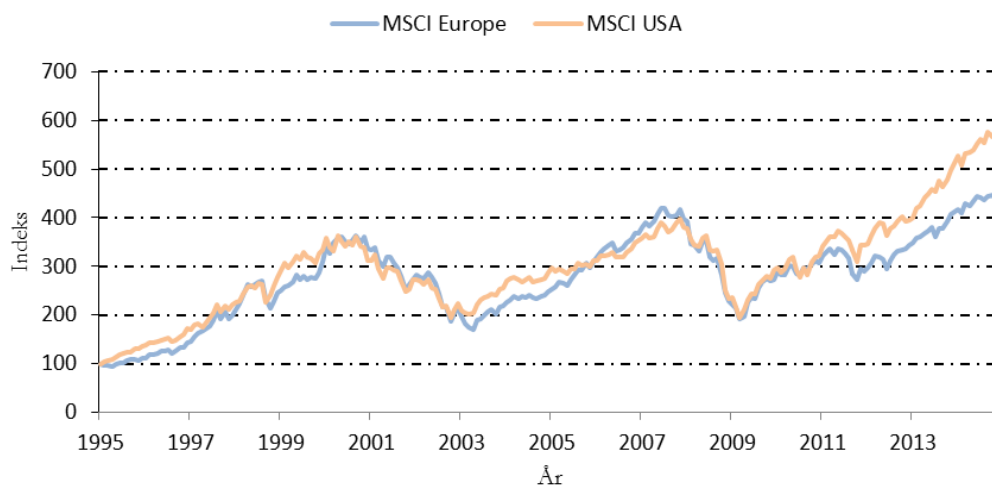
I dette afsnit vil resultaterne af dataanalysen blive præsenteret. Afsnittet er inddelt i fem underafsnit, hvor der indledningsvis vil blive beskrevet den generelle markedsudvikling i de to aktiemarkeder samt den absolutte performance for de aktive investeringsforeninger i perioden. Efterfølgende vil de fire analyseafsnit blive præsenteret. Først foretages der en analyse af performance i forhold til selektionsegenskaber samt robustheden heraf over tid og geografisk investeringsmandat. Andet analyseafsnit dekomponerer performance i forhold til henholdsvis selektion og marked timing egenskaber. Følgelig vil det blive analyseret om performance blandt foreningerne er vedholdende over tid, både ud fra et absolut og risikojusteret performanceperspektiv. Endeligt vil performance blive sat ind i en dispersion kontekst, for at belyse hvorvidt performance varierer over tid.

6.1 Afkast og markedsudvikling

I den fulde undersøgelsesperiode fra primo 1995 til ultimo 2014 var aktiemarkederne i Europa og USA, repræsenteret ved de to benchmarks MSCI Europe og MSCI USA, præget af flere økonomiske cyklusser. Som det fremgår af figur 5, var den tidligere del af undersøgelsesperioden karakteriseret af et opsving på aktiemarkederne, hvor specielt slutningen af 1990'erne var præget af høje afkast i teknologisektoren, også kaldet 'dot.com boblen' (Bodie mfl., 2011). Da 'boblen' sprang i begyndelsen af årtusindeskiftet, havde det en afsmittende effekt på stemningen i det generelle marked, som følgelig udløste en større korrektion på markederne.

Som det ses på figur 5, påbegyndte et nyt opsving først i 2003, hvilket forløb indtil den finansielle krise udfoldede sig globalt i 2008 (Bodie mfl., 2011). Som resultat af krisen blev de to aktiemarkeder sat tilbage på 2003-niveauer. Med undtagelse af en korrektion i 2011 har aktiemarkederne i de to regioner siden 2009 været karakteriseret af positivt vækst, med det højeste afkast i USA.

Figur 5. Oversigt over den indekserede afkastudvikling i MSCI Europe og MSCI USA i perioden 1995 til 2014



I ovenstående blev den generelle udvikling i aktiemarkederne for de to regioner beskrevet. Jeg vil nu vende blikket mod performance i undersøgelsesgruppen af aktive investeringsforeninger. Det fremgår af tabel, at over den 20-årige observationsperiode, var det gennemsnitlige årlige afkast for de 358 aktive europæiske investeringsforeninger på 8,29% før omkostninger. Sammenlignet med MSCI Europe, leverede foreningerne derved et absolut merafkast på 0,54 procentpoint. Fokuserer man på de aktive amerikanske investeringsforeninger fremgår det af tabel 1, at foreningerne leverede et højere absolut gennemsnitligt afkast end de europæiske foreninger, men dog leverede en absolut underperformance på 0,20 procentpoint i forhold til MSCI USA.

Tabel 1. Oversigt over gennemsnitlige beskrivende statistikker i undersøgelsesperioden

	Antal foreninger	Gns. Afkast (p.a)	σ (p.a)	β (CAPM)	Gns. TER (p.a)
Europe Large Cap Blend Foreninger (Før omkostning)	358	8,29%	16,30%	0,97	1,71%
BM: MSCI Europe		7,75%	15,83%		-
Europe Large Cap Blend Foreninger (Efter omkostninger)	358	6,47%	16,30%	0,97	1,71%
BM: MSCI Europe (Efter gns. ETF omkostninger)		7,45%	15,83%		0,28%
US Large Cap Blend Foreninger (Før omkostninger)	197	9,11%	16,34%	0,94	1,65%
BM: MSCI USA		9,31%	15,25%		-
US Large Cap Blend Foreninger (Efter omkostninger)	197	7,34%	16,32%	0,94	1,65%
BM: MSCI USA (Efter gns. ETF omkostninger)		9,11%	15,25%		0,19%

Billedet ser dog anderledes ud, når de associerede omkostninger fratrækkes i afkastet, hvor både de europæiske og amerikanske foreninger underperformer i forhold deres respektive passive investeringsalternativer. Sagt med andre ord ville den gennemsnitlige investor, alt andet end lige, have været bedre stillet ved at købe en billig indeksforening. Hvorvidt de aktive foreninger skaber

værdi kan ikke vurderes ud fra absolutte afkast. Der er foreslået flere metoder til at risikojustere afkast, som fremlagt i afsnit 2.4.2 og 2.5.2, hvilke vil blive anvendt i det følgende afsnit.

6.2 Analyse 1: Selektionsegenskaber

I dette afsnit vil jeg teste, hvorvidt de aktive investeringsforeninger i undersøgelsesgruppen har udvist selektionsegenskaber i afhandlingens undersøgelsesperiode fra 1995 til 2014. I tråd med Jensen (1968) vil jeg anvende regressionsanalyse og bruge OLS-estimererne til at teste, hvorvidt de estimerede α 'er statistisk signifikant afviger fra nul. Af hensyn til størrelsen af datasættet og omfanget af opgaven, har det ikke været muligt at korrigere regressionerne for hver enkelt forening for eventuel seriekorrelation og heteroskedasticitet ved brug af Newey West's metode. Som nævnt i afsnit 5.1, har et brud på disse forudsætninger ikke nogen påvirkning af selve den estimerede parameter, men kan give misfortolkninger i forhold til de tilhørende t-statistikker. Jeg vil alligevel præsentere antallet af signifikante positive og negative foreninger, målt i forhold til et 5% signifikansniveau ved en dobbelt-sidet test. Det skal dog understreges, at disse resultater skal fortolkes med en vis forsigtighed. Generelt er den manglende Newey West korrektion i de enkelte foreninger imidlertid af mindre betydning for opgaven, der ikke har til hovedformål at identificere hvilke og hvor mange investeringsforeninger, der har leveret overnormal performance. Derimod søger afhandlingen at drage konklusioner på baggrund af industrien for aktive investeringsforeninger som helhed.

For at give et mere helstøbt billede af performance, vil resultaterne af selektion målt ved Jensen's α både blive præsenteret før og efter omkostninger er fratrasket. Ved indledningsvist at evaluere investeringsforeningerne før omkostninger, vil denne del give en indikation af, hvorvidt markederne er tilpas ineffektive til, at de aktive porteføljeforvaltere kan 'slå markedet'. På den anden side vil resultaterne efter omkostninger er fratrasket afsløre, hvorvidt foreningerne har skabt tilstrækkelig overnormal performance til at kompensere investorerne for deres afholdte meromkostninger relativt til en passiv strategi.

Endeligt har jeg for at teste robustheden i konklusionerne valgt at foretage en yderligere analyse af Jensen's α i to lige delte delperioder, henholdsvis fra 1995 til 2004 og 2005 til 2014. Denne analyse har til formål at belyse, hvorvidt de generelle konklusioner draget på baggrund af hele undersøgelsesperioden, kan siges at være konsistente i forhold til de to delperioder.

6.2.1 Jensen's α - før omkostninger

I dette afsnit analyseres selektionsegenskaberne for de aktive porteføljeforvaltere for hele undersøgelsesperioden. Først tester jeg, om nulhypotesen i hypotese 1 nedenfor kan forkastes, hvor nulhypotesen er at α er lig med nul mod den alternative hypotese at α er forskellig fra nul.

nul. En forkastelse af nulhypotesen vil betyde en signifikant negativ eller positiv risikojusteret performance.

Hypotese 1:

$$H_0 : \alpha = 0 \quad H_1 : \alpha \neq 0$$

Resultaterne af Jensen's regressioner fremgår af tabel 2 nedenfor, hvor resultaterne er præsenteret ved anvendelse af CAPM, såvel som den udvidede 4-faktor model. For begge modeller angives de estimerede gennemsnitlige α -estimer i kolonne 5 (tabel 2). De angivne gennemsnitlige årlige α -estimer er Newey-West-korrigeret for seriekorrelation og heteroskedasticitet. Er der parametre, som er signifikant forskellige fra nul vil disse i tabellen være indikeret med henholdsvis en, to, eller tre stjerner svarende til 10%, 5% eller 1% signifikansniveau ved en dobbeltsidet test.

Tabel 2. Resultat af Jensen's regressioner for omkostninger

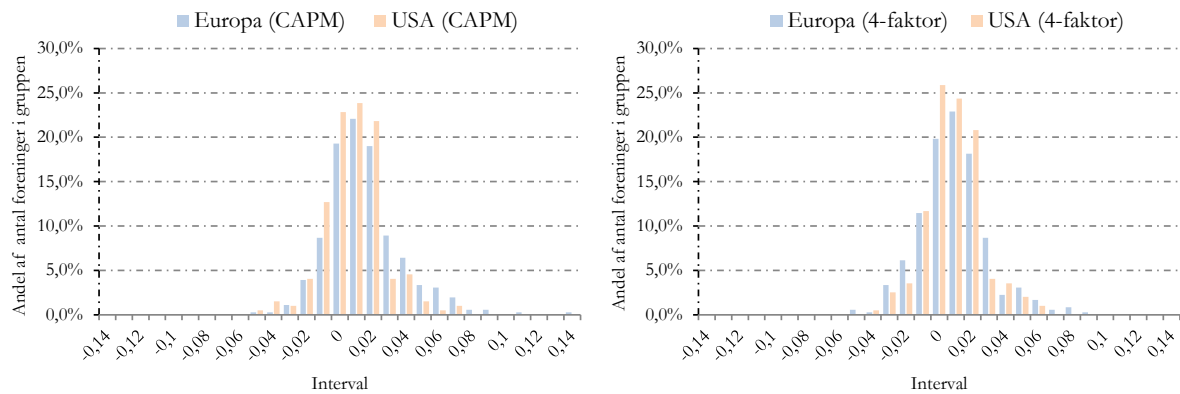
Region	Antal foreninger	Model	Gns. R-Square	Gns. α (p.a)	Middelværdi α (p.a)	σ (p.a)	# Signifikant positive (negative) α foreninger
Europa	358	CAPM	0,865	0,65%	0,66%	0,59%	38 (3)
		4-Fakor	0,891	0,17%	0,32%	0,65%	25 (7)
USA	197	CAPM	0,844	0,24%	0,23%	0,53%	5 (3)
		4-Fakor	0,857	0,28%	0,27%	0,47%	3 (5)

Hvis vi først betragter resultaterne af de europæiske investeringsforeningers performance, fremgår det af kolonne 5 (tabel 2), at foreningerne over en gennemsnitsbetragtning har leveret positivt, men insignifikant α ved begge modeller. Der eksisterer dog ikke overensstemmelse imellem de to modeller³, og resultatet viser, at α -estimatet korrigeres nedad når 4-faktor modellen anvendes. De positive, men insignifikante gennemsnitlige α -estimer, er som udgangspunkt i overensstemmelse med, hvad de fleste undersøgelser af europæiske investeringsforeninger finder (Otten & Bams, 2002). Omend resultaterne for de enkelte investeringsforeninger skal tolkes med forsigtighed, fremgår det af kolonne 8 (tabel 2), at selvom investeringsforeningerne som helhed ikke har demonstreret signifikant α , har en del af de enkelte investeringsforeninger udvist signifikant positive og negative selektionsegenskaber på et 5% signifikansniveau. Ydermere er spredningen i α -estimerne præsenteret i kolonne 7 (tabel 2). Det bør her fremhæves, at

³ Forskel på 0,48 procent point (0,65 – 0,17)

spredningen i α -estimerne for de europæiske foreninger er højere for 4-faktor modellen end CAPM modellen, hvilket er illustreret i figur 6.

Figur 6. Frekvensfordelingen af Jensen's α (p.a) - før omkostninger



Betragtes resultatet for de amerikanske investeringsforeninger, er α for den gennemsnitlige forening ligeledes positivt, men i lighed med gruppen af europæiske foreninger er α -estimerne for de to modeller insignifikant forskelligt fra nul. Forskellen i α -estimerne er dog ikke ligeså mærkant, med gennemsnitlige α -estimer på henholdsvis 0,24% for CAPM og 0,28% ved brug af 4-faktor modellen. I kontrast til de europæiske bliver α -estimatet for de amerikanske foreninger højere ved den udvidede model og tilføjes af de tre yderligere systematiske risikofaktorer. Med hensyn til resultaterne i de enkelte foreninger, fremgår det af tabel 2, at flertallet af foreningerne har haft neutral performance. Målt i forhold til 4-faktor modellen er der kun tre foreninger, som har signifikant positivt α mod fire med signifikant negativt α . Endeligt synes det værd at understrege, at spredningen i α -estimerne, som fremgår af kolonne 7 (tabel 2).

Overordnet set viser analysen af hele undersøgelsesperioden af henholdsvis 358 europæiske foreninger og 197 amerikanske foreninger positive, men dog insignifikante gennemsnitlige estimer af α , uanset valget af model til evaluering af performance. Konklusion er i tråd med den eksisterende litteratur på amerikanske investeringsforeninger, der ligeledes finder positivt, men insignifikant positivt α før omkostninger er fratrasket (Gruber, 1996). På den anden side afviger ovenstående resultater af aktive europæiske investeringsforeninger i forhold til den eksisterende litteratur, hvor Otten og Bams (2002) finder et gennemsnitligt signifikant positivt α før omkostninger i flere europæiske markeder. Det bør dog nævnes, at undersøgelserne ikke er helt sammenlignelige, da Otten og Bams (2002) ligeledes inkluderer specialiserede investeringsforeninger, så som small cap og growth i deres analyse, hvilket trækker det gennemsnitlige α op i deres undersøgelse. Endvidere kan afvigelsen i de to undersøgelser potentielt tilskrives forskelle i de analyserede tidsperioder, hvilket vil analyseret yderligere i afsnit 6.2.4 i form af en test af robusthed i den historiske performance.

6.2.2 Jensen's α – efter omkostninger

I det følgende afsnit estimeres α for CAPM og 4-faktor modellen efter omkostninger er fratrasket i de månedlige afkast. Det understreges endvidere, at afkastene i de aktive investeringsforeninger bliver målt op imod deres omkostningsbetonet passiv investeringsalternativ, og derfor må anses at være målt retfærdig. Analysemetoden vil være tilsvarende som i afsnit 6.2.1, men set fra investorenes synspunkt kan der argumenteres for, at disse resultater er af større interesse, da det analyseres, om de aktive forvaltere besidder tilstrækkelige selektionsegenskaber til at kompensere investorerne for deres afholdte meromkostninger. Sagt med andre ord vil hypotese 1 blive testet analogt, dog med hensyntagen til investeringsforeningernes omkostninger.

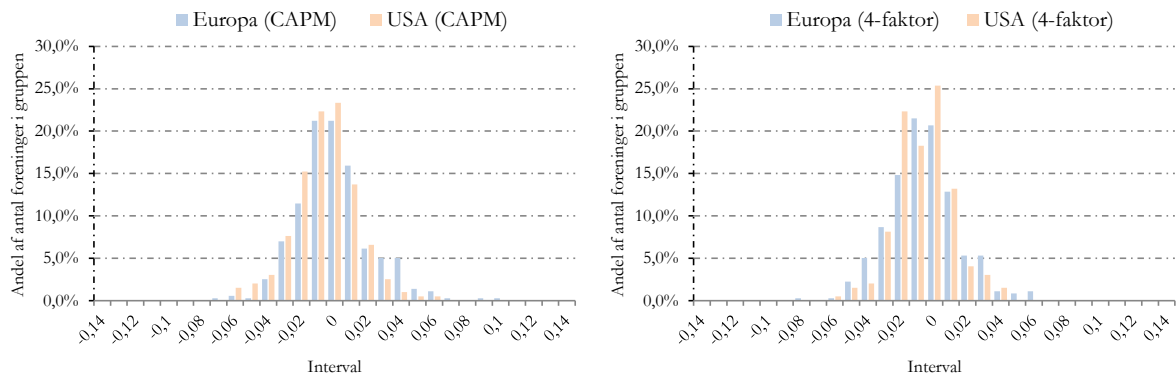
Tabel 3. Resultat af Jensen's regressioner (efter omkostninger)

Region	Antal foreninger	Model	Gns. R-Square	Gns. α (p.a)	Middelværdi α (p.a)	σ (p.a)	# Signifikant positive (negative) α foreninger
Europa	358	CAPM	0,866	-0,78%**	-0,69%	0,66%	14 (39)
		4-Fakor	0,891	-1,24%**	-1,14%	0,60%	4 (55)
USA	197	CAPM	0,844	-1,23%*	-1,11%	0,55%	0 (39)
		4-Fakor	0,857	-1,19%*	-1,10%	0,51%	0 (32)

Resultaterne af Jensen's α efter omkostninger er fratrasket fremgår af tabel 3, hvor de gennemsnitlige årlige α -estimater for 4-faktor modellen er på -1,24% og -1,19% for henholdsvis de europæiske og amerikanske investeringsforeninger. Endvidere fremgår det af kolonne 4 (tabel 3), at estimaterne er indikeret med henholdsvis to stjerner for de europæiske foreninger og én stjerne for de amerikanske foreninger, betydende at α er signifikant negativt på henholdsvis 5% og 10% signifikansniveauer. Med hensyn til selektionsegenskaber i de individuelle investeringsforeninger, fremgår det af kolonne 8 (tabel 3), at det efter omkostninger er fratrasket, er ganske få europæiske foreninger, der leverer signifikant positivt α ud fra 4-faktor modellen.

Ovenstående resultater er i overensstemmelse med hvad de fleste undersøgelser af selektionsegenskaber i amerikanske investeringsforeninger finder, jf. afsnit 3.1. På den anden side er selektionsegenskaberne i de europæiske investeringsforeninger værre end hvad tidligere undersøgelser indikerer, hvor eksempelvis Otten og Bams (2002) finder, at α er positiv for fire ud af fem europæiske markeder, selv efter omkostninger er fratrasket. Men som tidligere påpeget i afsnit 6.2.1, er denne undersøgelse ikke fuldstændig sammenlignelig med Otten og Bams (2002), hvilket kan begrunde forskellighederne i de opnåede resultater.

Figur 7. Frekvensfordelingen af Jensen's α ($p.a$) - efter omkostninger



6.2.3 Jensen's α – Europa vs. USA

På baggrund af de opnåede resultater i afsnit 6.2 søges det belyst, om der eksisterer en statistisk signifikant forskel i selektionsegenskaber mellem aktive investeringsforeninger med investeringsmandat i henholdsvis amerikanske og europæiske large cap selskaber. For overskuelighedens skyld vil resultaterne kun blive præsenteret baseret på α -estimer for omkostninger, da resultaterne med hensyntagen til omkostninger ikke giver anledning til modificerede konklusioner af hypotese 2, hvilket fremgår af resultaterne i bilag 6 (tabel 25 og tabel 26).

Hypotese 2:

$$H_0 : \text{Middelværdi } (\alpha)_{\text{Europa}} = \text{Middelværdi } (\alpha)_{\text{USA}}$$

$$H_1 : \text{Middelværdi } (\alpha)_{\text{Europa}} \neq \text{Middelværdi } (\alpha)_{\text{USA}}$$

Til at undersøge hvilken statistisk model der finder anvendelse til test af hypotese 2, er det vigtigt at fastlægge, hvorvidt populationerne af α i aktive investeringsforeninger kan antages at være normalfordelte. Dette ville dog kræve data for samtlige aktive investeringsforeninger, og jeg tester derfor i forhold til stikprøven, for at kunne vurdere om normalfordeling i populationen med rimelighed kan antages. Som beskrevet i afsnit 5.3.1, har jeg valgt at teste en potentiel afvigelse fra en normalfordeling ved brug af to statistiske tests: Shapiro-Wilkinson og Anderson-Darling's test. Resultaterne af de to teststørrelser kan ses i tabel 4, som viser, at nulhypotesen om normalfordeling i alle tilfælde forkastes på et 5% signifikansniveau.

Tabel 4. Test af normalfordeling i α (før omkostninger)

Region	Model	Antal foreninger	Middelværdi α (p.a)	Skewness (p-værdi)	Kurtosis (p-værdi)	Anderson-Darling (p-værdi)	Sharpiro-Wilkinson (p-værdi)
Europa	CAPM	358	-0,69%	1,05 ($< 0,001$)	2,78 ($< 0,001$)	2,75 ($< 0,001$)	0,97 ($< 0,001$)
	4-faktor		-1,14%	0,19 (0.1366)	0,88 (0.0085)	1,06 (0.009)	0,99 (0.0060)
USA	CAPM	197	-1,11%	-0,10 (0.5404)	0,94 (0.0298)	0,73 (0.0567)	0,99 (0.0632)
	4-faktor		-1,10%	0,02 (0.9261)	0,41 (0.2347)	0,34 (> 0.2500)	0,99 (0.5441)

På baggrund af resultaterne i tabel 4, vurderes det, at forudsætningen om normalfordeling ikke kan antages som værende opfyldt, hvorved den ikke-parametriske *Wilcoxon rank-sum test* finder anvendelse til test af formålet, da denne ikke stiller betingelser normalfordeling. Testværdien udregnes på baggrund af den faktiske sum af rangering af α -estimerne i de på stikprøver holdt op imod den værdi der kunne forventes, hvis de to stikprøver havde en ensartet fordeling (Newbold, Carlson og Thorne, 2010). Nulhypotesen i testen er, at den centrale position (middelværdien) i de to populationsfordelinger (europæiske og amerikanske aktive investeringsforeninger) er identisk (Newbold, Carlson og Thorne, 2010). Sagt med andre ord: Middelværdien af α -estimerne er identisk i forhold til geografisk investeringsmandat.

Tabel 5. Resultatet af Wilcoxon rank-sum test for CAPM α (før omkostninger)

Gruppe	Antal Obs.	Sum af rangering (Faktisk)	Sum af rangering (Forventet)	Test specifikation	
				Z-værdi	p-værdi
Gruppe 1 (Europa 1995-2014)	358	100.903	99.524	0,7630	0,4455
Gruppe 2 (USA 1995-2014)	197	53.387	54.766		

Resultatet af testen i forhold til α estimeret ud fra CAPM-modellen fremgår af tabel 5 ovenfor, hvor testspecifikationen viser, at nulhypotesen forkastes. På baggrund af resultaterne ved anvendelse af CAPM-modellen, indikerer testresultatet, at der er statistisk evidens for, at selektionsegenskaber varierer i forhold til geografisk investeringsmandat i de to undersøgte regioner.

Det blev konkluderet i afsnit 6.2.1, at α -estimerne varierer i forhold til valget af model. Tabel 2 viste, at når performance bliver justeret for de tre yderligere risikofaktorer, bliver forskellen i

middelværdien af selektionsegenskaber i form af α betydelig mindre mellem de grupper. Derfor har jeg foretaget en lignende analyse af fordelingerne af α ved brug af 4-faktor modellen.

Proceduren er derfor tilsvarende som ovenfor, og der vil blive foretaget en *Wilcoxon rank-sum test* til at teste hypotese 2 ved brug af α -estimerne fra 4-faktor modellen.

Tabel 6. Resultatet af Wilcoxon rank-sum test for 4-faktor α (før omkostninger)

Gruppe	Antal Obs.	Sum af rangering (Faktisk)	Sum af rangering (Forventet)	Test specifikation	
				Z-værdi	p-værdi
Gruppe 1 (Europa 1995-2014)	358	100.903	99.524	0,7630	0,4455
Gruppe 2 (USA 1995-2014)	197	53.387	54.766		

Det fremgår af testresultatet i tabel 6, at den observerede z-værdi ikke er over den kritiske værdi i forhold til de anvendte signifikansniveauer, og har en p-værdi på 0,4455. Derfor forkastes nulhypotesen ikke, og forskellen mellem middelværdierne i de to grupper kan ikke siges at være forskellige fra hinanden.

På baggrund af testresultaterne for de to modeller, kan det ikke entydigt konkluderes, hvorvidt der er en geografrelateret forskel i selektionsegenskaber, da testresultaterne ikke er robuste, og afhænger af valget af den anvendte model til performanceevaluering.

Det søges endvidere undersøgt, hvorvidt den observerede spredningen i de estimerede α -værdier kan siges at være variere i forhold til de to undersøgte geografiske investeringsmandater. For at belyse dette nærmere, vil jeg undersøge denne problemstilling vha. hypotese 3.

Hypotese 3:

$$H_0 : \sigma_{Europa}^2 = \sigma_{USA}^2 \quad H_1 : \sigma_{Europa}^2 \neq \sigma_{USA}^2$$

Nulhypotesen er, at spredningen i α -estimerne for de europæiske og amerikanske foreninger, vist i kolonne 7 (tabel 2), er lig med hinanden, testet mod den alternative hypotese, at forskellen i spredningen på α -estimerne er signifikant forskellig fra nul. I lighed med tidligere kan forudsætningen om normalfordeling i ikke antages at være opfyldt, hvorved testen af hypotese 3 foretages ved brug af *Levene's test*, som blev gennemgået i afsnit 5.3.3.

Tabel 7. Resultatet af Levene's test for spredning i CAPM α (før omkostninger)

Gruppe	Antal Obs.	Test specifikation		
		P-værdi (Gns.)	P-værdi (Middelværdi)	P-værdi (Trimmet Middelværdi)
Gruppe 1 (Europa 1995-2014)	358	0,0103	0,0196	0,0155
Gruppe 2 (USA 1995-2014)	197			

For at øge robustheden i forhold til konklusion af hypotese 3, har jeg valgt både at teste hypotesen, ved tre forskellige mål af spredning, henholdsvis ved variansen målt i forhold til gennemsnitsværdi, middelværdi og endeligt en trimmet middelværdi, hvor der bliver korrigeret for de 10% mest ekstreme observationer. Nulhypotesen forkastes i forhold til alle tre mål på et 5% signifikansniveau, og det kan derved konkluderes, at der eksisterer en signifikant forskel i spredningen af α mellem de to regioner.

Tabel 8 Resultatet af Levene's test for spredning i 4-faktor α (før omkostninger)

Gruppe	Antal Obs.	Test specifikation		
		P-værdi (Gns.)	P-værdi (Middelværdi)	P-værdi (Trimmet Middelværdi)
Gruppe 1 (Europa 1995-2014)	358	0,0157	0,0170	0,0173
Gruppe 2 (USA 1995-2014)	197			

Ligeledes har jeg foretaget *Levene's test*, på baggrund af spredningen de estimerede α 'er for 4-faktor modellen, hvor resultaterne af testen fremgår af tabel 8. Nulhypotesen forkastes i alle tilfælde på et 5% signifikansniveau og det kan dermed konkluderes, at ovenstående konklusion er robust i forhold til valget af performanceevalueringsmodel.

6.2.4 Robusthed ved ændring af undersøgelsesperioden til kortere tidsintervaller

For at belyse hvorvidt konklusionerne i forhold til hypotese 1, 2 og 3 er konsistente på tværs af hele perioden, har jeg inddelt undersøgelsesperioden i to mindre delperioder fra 1995 til 2004 og 2005 til 2014. Dette er gjort med henblik på at få en forståelse af, om konklusionerne er generaliserbare til hele perioden, eller om der er en delperiode, der har en betydelig effekt på resultaterne for den fulde undersøgelsesperiode. Set i lyset af 4-faktor modellens højere forklaringsgrad (R-Square) af performance for den fulde undersøgelsesperiode, har jeg valgt udelukkende at præsentere resultaterne af robusthed i forhold til denne performanceevalueringsmodel.

Til at belyse ovenstående foretages tilsvarende tests som ved den fulde undersøgelsesperiode, dog anvendt på datagrundlaget for de to delperioder. For at undgå støj i analysen, har jeg i lighed med

den fulde undersøgelsesperiode opsat et minimumskrav til antallet af månedlige observationer af afkast på mindst 36.

Robusthed af hypotese 1 – før omkostninger

Hypotese 1:

$$H_0: \alpha = 0 \quad H_1: \alpha \neq 0$$

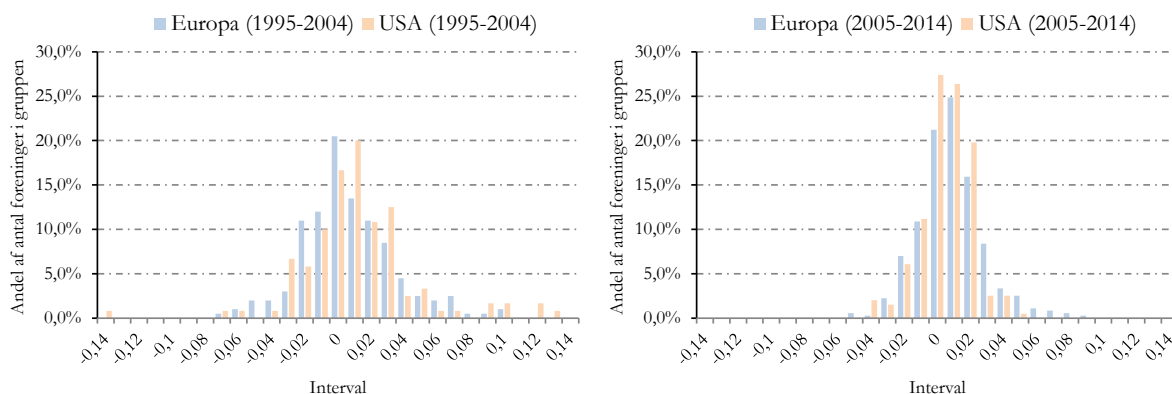
Hvis vi først betragter de europæiske investeringsforeninger, ses det i kolonne 4 (tabel 9), at de gennemsnitlige årlige α -estimerer ændrer sig i forhold til den fulde undersøgelsesperiode, som blev præsenteret i tabel 2. Hvor α for den fulde undersøgelsesperiode var lig 0,17%, er det gennemsnitlige årlige α for henholdsvis delperiode et og to lig -0,086% og 0,371%. De estimerede α 'er er dog insignifikant forskellige fra nul i begge delperioder, ligesom det var tilfældet ved den fulde undersøgelsesperiode.

Med hensyn selektionsegenskaber i de enkelte foreninger fremgår det af kolonne 8 (tabel 9), at seks foreninger har haft signifikant positive α 'er i delperiode et sammenlignet med 21 foreninger i delperiode to. På den anden side var antallet af foreninger med signifikant negative α 'er seks i begge delperioder. Resultaterne skal for sammenlignelighedens skyld opvejes med det højere antal foreninger i delperiode to.

Vendes blikket mod de amerikanske investeringsforeninger ser billedet anderledes ud. Af nedenstående tabel fremgår det, at det gennemsnitlige årlige α er højere i delperiode et end delperiode to. Sammenholdt med det estimerede α på 0,28 procent for den fulde undersøgelsesperiode, er det henholdsvis 0,745% for delperiode et og -0,018% for delperiode to, begge dog insignifikant forskellige fra nul. På trods af et tilt mod den positive ende af α -fordelingen i delperiode et, er det dog kun én ud af 197 foreninger, der har signifikant positivt α .

Tabel 9. Resultat af Jensen's regressioner i delperioder (før omkostninger)

Region	Antal foreninger	Periode	Gns. R-Square	Gns. α (p.a)	Middelværdi α (p.a)	σ (p.a)	# Signifikant positive (negative) α foreninger
Europa	200	1995-2004	0,886	-0,086%	-0,12%	1,00%	6 (6)
	358	2005-2014	0,907	0,371%	0,32%	0,60%	21 (6)
USA	120	1995-2004	0,791	0,745%	0,21%	1,13%	1 (1)
	197	2005-2014	0,899	-0,018%	0,05%	0,44%	2 (5)

Figur 8. Frekvensfordelingen af Jensen's α (p.a) i delperioder - før omkostninger

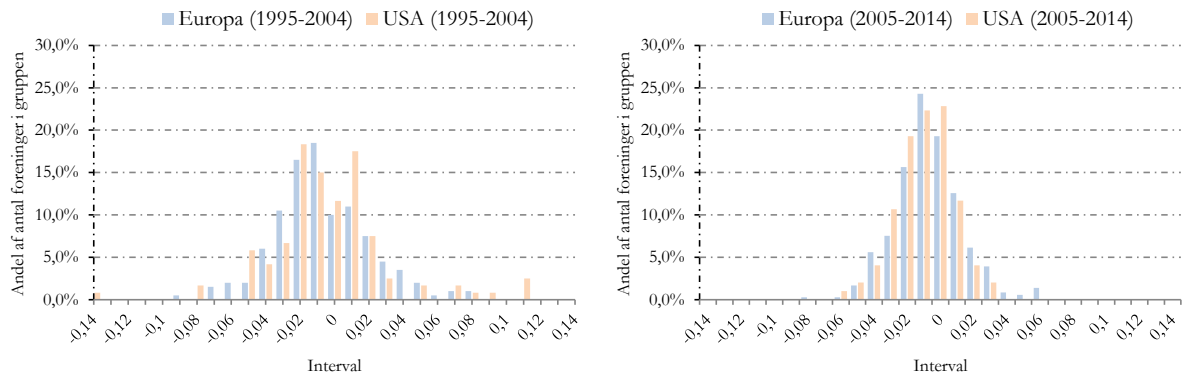
Robusthed af hypotese 1 – efter omkostninger

For den fulde undersøgelsesperiode blev det i afsnit 6.2.2 konkluderet, at det gennemsnitlige årlige α efter omkostninger var signifikant negativt for både de europæiske og amerikanske investeringsforeninger. Betragtes resultaterne i tabel 10, fremgår det, at denne konklusion kun er robust i forhold til delperiode to, hvor α er signifikant negativ på et 5% signifikansniveau for både europæiske og amerikanske investeringsforeninger. Overordnet set er resultaterne af α efter omkostninger i delperioderne i overensstemmelse med argumentet om, at markederne er blevet mere effektive, og at de aktive investeringsforeninger som følge har svært ved at omsætte deres selektionsegenskaber til overnormale afkast. Set fra en investors synspunkt tegner resultatet af specielt den seneste delperiode ikke et lovende billede af industrien for aktiv porteføljeforvaltning i de to analyseret regioner, hvor en passiv investeringsstrategi set over en gennemsnitsbetragtning er signifikant overlegen.

Tabel 10. Resultat af Jensen's regressioner i delperioder (efter omkostninger)

Region	Antal foreninger	Periode	Gns. R-Square	Gns. α (p.a)	Middelværdi α (p.a)	σ (p.a)	# Signifikant positive (negative) α Foreninger
Europa	200	1995-2004	0,886	-1,38%	-1,36%	1,00%	2 (16)
	358	2005-2014	0,907	-1,15%**	-1,28%	0,60%	2 (57)
USA	120	1995-2004	0,791	-0,73%	-1,06%	1,14%	0 (6)
	197	2005-2014	0,899	-1,48%**	-1,45%	0,50%	0 (37)

Figur 9. Frekvensfordelingen af Jensen's α (p.a) i delperioder - efter omkostninger



Robusthed af hypotese 2

Hypotese 2:

$$H_0 : \text{Middelværdi } (\alpha)_{\text{Europa}} = \text{Middelværdi } (\alpha)_{\text{USA}}$$

$$H_1 : \text{Middelværdi } (\alpha)_{\text{Europa}} \neq \text{Middelværdi } (\alpha)_{\text{USA}}$$

Baseret på resultaterne for den fulde undersøgelsesperiode i afsnit 6.2.3, kunne den observerede forskel i middelværdierne af 4-faktor α mellem de to regioner ikke siges at være forskellig fra nul. Det ønskes i dette afsnit belyst, hvorvidt denne konklusion er robust i forhold til de to delperioder med udgangspunkt i 4-faktor modellen.

Til formålet anvendes *Wilcoxon rank-sum tests*, da det ses i bilag 7 (tabel 27), at de fire fordelinger for delperioderne i ingen af tilfældene kan antages at følge en normalfordeling, hvorved forudsætningen om normalfordeling i populationerne ikke kan antages. Resultaterne af de to tests kan ses i tabel 11, som viser, at forskellen mellem middelværdierne ikke er signifikant forskellig fra nul i delperiode et og konklusionen fra den fulde undersøgelsesperiode er derved robust i forhold til delperiode et.

Tabel 11. Resultatet af Wilcoxon rank-sum tests for 4-faktor α i delperioder (før omkostninger)

Gruppe	Antal Obs.	Sum af rangering (Faktisk)	Sum af rangering (Forventet)	Test specifikation	
				Z-værdi	p-værdi
Gruppe 1 (Europa 1995-2004)	200	31.168	32.100	-1,1630	0,2448
Gruppe 2 (USA 1995-2004)	120	20.192	19.260		
Gruppe 1 (Europa 2005-2014)	358	103.666	99.524	2,2910	0,0219
Gruppe 2 (USA 2005-2014)	197	50.624	54.766		

Nederst i tabel 11 er resultaterne af *Wilcoxon rank-sum test* for delperiode to præsenteret. I modsætning til delperiode et, viser testen at nulhypotesen nu forkastes på et 5% signifikansniveau, og at den observerede forskel mellem middelværdien i α -estimerne for delperiode to er signifikant forskellig fra nul.

Ovenstående tests er analogt foretaget på baggrund af α -estimerne i delperioderne efter omkostninger er fratrasket. Resultaterne giver anledning til én modifikation vedrørende delperiode to, hvor nulhypotesen kun kan forkastes på et 10% signifikansniveau vist i bilag 8 (Tabel 28).

Robusthed af hypotese 3

Hypotese 3:

$$H_0 : \sigma_{Europa}^2 = \sigma_{USA}^2 \quad H_1 : \sigma_{Europa}^2 \neq \sigma_{USA}^2$$

Endeligt er der foretaget en *Levene's test* på baggrund af spredningen i α -estimerne for delperioderne til analyse af robustheden i forhold til hypotese 3. Resultaterne af testen vist i tabel 12 indikerer, at der ikke er nogen signifikant forskel i spredningen på α -estimerne mellem grupper i delperiode et. Dette bevirker, at konklusionen i forhold til hypotese 3 af den fulde undersøgelsesperiode ikke er robust i forhold til delperiode et. På den anden side forkastes nulhypotesen i delperiode to på 1% signifikansniveau. Det kan dermed konkluderes, at der er en signifikant forskel i spredningen af α for investeringsforeningerne i de to grupper i delperiode to, hvorved konklusionen fra den fulde undersøgelsesperiode er robust i forhold til delperiode to.

Testresultaterne efter omkostninger er præsenteret i bilag 8 (tabel 29), hvor konklusionen er i overensstemmelse med resultaterne ovenfor. Dog er forskellen i spredningen i α -estimer i delperiode to udelukkende signifikant på et 10% signifikansniveau.

Tabel 12. Resultatet af Levene's tests for spredning i 4-faktor α i delperioder (for omkostninger)

Gruppe	Antal Obs.	Test specifikation		
		P-værdi (Gns.)	P-værdi (Middelværdi)	P-værdi (Trimmet Middelværdi)
Gruppe 1 (Europa 1995-2004)	200	0,6506	0,6448	0,6437
Gruppe 2 (USA 1995-2004)	120			
Gruppe 1 (Europa 2005-2014)	358	0,0045	0,0043	0,0045
Gruppe 2 (USA 2005-2014)	197			

Det blev i dette afsnit konkluderet, at for resultaterne af de to delperioder i flere tilfælde ikke var konsistens i forhold til resultaterne for den fulde undersøgelsesperiode. Ydermere afveg resultaterne ligeledes intern mellem de to delperioder. For at belyse dette yderligere vil jeg i det følgende afsnit sammenholde performance i forhold til Jensen's α for de to delperioder.

6.2.5 Jensen's α – delperiode et vs. delperiode to

Det fremgik af resultaterne i afsnit 6.2.4, at middelværdien af de estimerede 4-faktor α 'er varierede over de to delperioder. På den baggrund vil jeg i dette afsnit undersøge, hvorvidt selektionsegenskaber signifikant afviger mellem de to delperioder vha. hypotese 4:

Hypotese 4:

$$H_0 : \text{Middelværdi } (\alpha)_{\text{delperiode 1}} = \text{Middelværdi } (\alpha)_{\text{delperiode 2}}$$

$$H_1 : \text{Middelværdi } (\alpha)_{\text{delperiode 1}} \neq \text{Middelværdi } (\alpha)_{\text{delperiode 2}}$$

Wilcoxon-rank-sum test finder ikke anvendelse til test af hypotese 4, da testen forudsætter, at de to stikprøver er uafhængige. Det kan imidlertid ikke kan udelukkes, at seriekorrelation er tilstedeværende for afkastene i de enkelte foreninger. Derfor er der til test af hypotese 4 anvendt *Wilcoxon signed-rank test*, som blev gennemgået i afsnit 5.3.2. For at undgå unødige støjkluder, har jeg valgt kun at sammenholde α -estimerer for foreninger, der i begge delperioder har haft 36 eller flere måneders afkasthistorik. Estimerterne for hver enkelt forening er derved blevet parret og differencen er indgået til at beregne testværdien til analyse af, hvorvidt performance på systematisk vis kan siges at have varieret over tid. Nulhypotesen i testen er tilsvarende med *Wilcoxon rank-sum test*, at der ikke er nogen forskel mellem middelværdierne for de to grupper, mod den alternative hypotese at der er en signifikant forskel.

Resultaterne af de to *Wilcoxon signed-rank tests* er vist i kolonne 8 og 9 (tabel 13), og viser, at der ikke er statistisk belæg for, at selektionsegenskaberne har ændret sig over de to delperioder, da nulhypotesen i ingen tilfælde forkastes på et 10% signifikansniveau.

Tabel 13. Resultat af *Wilcoxon signed-rank tests* for 4-faktor α i delperioder

Gruppe	Median α (p.a)	Positive (Negative) Obs.	Sum af rangering positive (Faktisk)	Sum af rangering negative (Faktisk)	Sum af rangering positive (Forventet)	Sum af rangering negative (Forventet)	Test specifikation	
							Z-værdi	P-værdi
Gruppe 1 (Europa 1995-2004)	-0,12%	101 (99)	10.448	9.652	10.050	10.050	0,4860	0,6272
Gruppe 2 (Europa 2005-2014)	0,10%							
Gruppe 1 (USA 1995-2004)	0,21%	65 (55)	4.195	3.065	3.630	3.630	1,4800	0,1390
Gruppe 2 (USA 2005-2014)	0,14%							

Som påpeget i afsnit 6.2.3 kan eventuelle forskelle i performance kan ligeledes observeres i form af forskel i spredningen mellem de estimerede α 'er. Følgende samme metodik vil jeg nu undersøge, hvorvidt der eksisterer en signifikant forskel i spredningen mellem α 'er for de to delperioder, udtrykt ved hypotese 5 nedenfor:

Hypotese 5:

$$\sigma_{\text{delperiode 1}}^2 = \sigma_{\text{delperiode 2}}^2 \quad H_1 : \sigma_{\text{delperiode 1}}^2 \neq \sigma_{\text{delperiode 2}}^2$$

I lighed med analysen af eventuelle forskelle i spredning af α i forhold til geografisk investeringsmandat i afsnit 6.2.3, vil hypotesen blive testet ved anvendelse af *Levene's test*. Resultatet af testen kan ses i kolonne 4-6 (tabel 14), og billedet er entydigt: i alle tilfælde forkastes nulhypotesen. Det kan dermed konkluderes, at der eksisterer en signifikant forskel i spredning mellem de to delperioder.

Tabel 14. Resultat af *Levene's tests* for 4-faktor α i delperioder

Gruppe	Antal Obs.	Test specifikation		
		P-værdi (Gns.)	P-værdi (Middelværdi)	P-værdi (Trimmet Middelværdi)
Gruppe 1 (Europa 1995-2004)	200	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001
Gruppe 2 (Europa 2005-2014)	200			
Gruppe 1 (USA 1995-2005)	120	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001
Gruppe 2 (USA 2005-2014)	120			

6.2.6 Delkonklusion

Analysen af selektionsegenskaber viser, at de aktive europæiske og amerikanske investeringsforeninger udviser insignifikant positive selektionsegenskaber, når der måles i forhold til performance før omkostninger er fratrasket. Den overnormale performance var dog ikke tilstrækkelige til at kompensere investorerne for deres afholdte meromkostninger ved en investering i en aktiv forening, hvor investeringsforeningerne over en gennemsnitsbetragtning har signifikant negative α -estimer. Yderligere blev der konkluderet, at det kun var ved anvendelse af CAPM, at der kunne identificeres en signifikant forskel i selektionsegenskaber i forhold til det geografiske investeringsmandat i de to undersøgte grupper. Modsat viste analysen, at der var en signifikant forskel i spredningen i α -estimerne i forhold til geografisk investeringsmandat.

Analysen af selektionsegenskaber i de mindre delperioder viste, at kun efter omkostninger i delperiode to kunne der observeres signifikant negative α -værdier målt ved 4-faktor modellen. Samtidig viste analysen, at der i delperiode to var en signifikant forskel i selektionsegenskaber mellem de to geografiske investeringsmandater. I forhold til forskel i spredningen i foreningernes α , var det ligeledes kun i delperiode to, at der kunne observeres en signifikant forskel mellem de to geografiske investeringsmandater.

Endeligt blev det analyseret om det Jensen's α i den gennemsnitlige forening varierede over de to delperioder. For både europæiske og amerikanske investeringsforeninger viser testen, at der ikke var en statistisk signifikant forskel i selektionsegenskaber mellem de to delperioder. Dog viste analysen på den anden side, at der var en signifikant forskel i spredningen på foreningernes selektionsegenskaber mellem de to delperioder, med spredningen værende størst i delperiode et.

6.3 Analyse 2: Market timing egenskaber

Som beskrevet i afsnit 2.4.3, er selektionsegenskaber ikke den eneste måde hvorpå aktive investeringsforeninger kan skabe værdi. Market timing spiller ligeledes en central rolle i forhold til værdiskabelse, og udgør en vigtig komponent i forhold til UCITS-certificerede foreninger, som ligger under for særlige krav i forhold til diversifikation deres porteføljer jf. afsnit 4.2.1.

Som gennemgået i afsnit 2.4.3, er der i litteraturen primært foreslået to metoder/modeller, der kan anvendes til at teste, om aktive porteføljeforvaltere demonstrerer egenskaber i forhold til market timing: Treynor-Mazuy (1966), herefter TM og Henriksson-Merton (1981), herefter HM. Begge metoder tager sit udgangspunkt i Jensen's regression, hvor investeringsforeningernes egenskaber i forhold til selektion måles ved α , mens deres market timing egenskaber måles ved γ , jf. ligning 5 og 6. Treynor-Mazuy er dog kun anvendt i forhold til CAPM, da det ikke var muligt at afklare, om den kvadratiske TM-model understøtter tilføjelsen af de tre yderligere faktorer. På

den anden side foreslår Henriksson (1984), at den optionsbaserede model ligeledes kan bruges for flere faktorer, hvorfor denne har fundet anvendelse i afsnit 6.3.2.

6.3.1 Treynor-Mazuy & Henriksson market miming

Eftersom de to modeller dekomponerer performance i forhold til investeringsforeningernes selektionsegenskaber og market timing egenskaber, opdeles hypoteserne der testes i to. For Jensen's α er nulhypotesen derved stadig, at α -estimatet er lig med nul, mod den alternative hypotese at α er forskelligt fra nul, udtrykt ved hypotese 1.

Hypotese 1:

$$H_0: \alpha = 0 \quad H_1: \alpha \neq 0$$

På den anden side er investeringsforeningernes evne til at forudsige markedsudviklinger udtrykt ved γ . Nulhypotesen der testes i forhold til market timing er, at γ -estimatet er lig med nul mod den alternative hypotese at γ er signifikant forskelligt fra nul, udtrykt i hypotese 6 nedenfor:

Hypotese 6:

$$H_0: \gamma = 0 \quad H_1: \gamma \neq 0$$

I tabel 15 præsenteres resultaterne af den kvadratiske TM model, såvel som den optionsbaserede HM model. For modellerne er det gennemsnitlige estimerede α angivet i kolonne 4 og 6 (tabel 15). De estimerede gennemsnitlige γ 'er er vist henholdsvis kolonne 5 og 7 (tabel 15), deres tilhørende signifikans er præsenteret ved eventuelle stjerner ud fra parametrene, hvor t-statistikkerne er Newey-West korrigeret for seriekorrelation og heteroskedasticitet.

Tabel 15. Resultat af selektion og market timing

Region	Antal foreninger	Før/Efter omkostninger	Treynor og Mazuy		Henrikson og Merton	
			Gns. α (p.a)	Gns. γ (Mkt)	Gns. α (p.a)	Gns. γ (Mkt)
Europa	358	Før	1,39%	-0,2807	1,75%*	-0,0506
		Efter	-0,05%	-0,2795	0,31%	-0,0503
USA	197	Før	0,77%	-0,2147	1,92%	-0,0791
		Efter	-0,70%	-0,2149	0,44%	-0,0794

Hvis vi først betragter investeringsforeningernes selektionsegenskaber i form af α , ses det at det kun er for de europæiske investeringsforeninger i HM modellen, hvor det gennemsnitligt

estimerede α er signifikant forskellig fra nul på et 10% signifikansniveau. Denne konklusion kan imidlertid ikke bekræftes ved anvendelse af TM modellen, hvorved konklusionen bør tages med forsigtighed. Hvis vi fokuserer på det generelle billede af α -estimerne ses det, at α -estimerne i alle tilfælde er blevet forøget i forhold til den oprindelige CAPM model, hvor der ikke blev taget højde for egenskaber i forhold til potentielle market timing egenskaber. Da størstedelen af α -estimerne er insignifikant forskellige fra nul, må det konkluderes, at resultaterne i den udvidede model giver lige så robuste resultater som resultaterne for den oprindelige CAPM model, præsenteret i afsnit 6.2.1.

Årsagen til den positive påvirkning på α -estimerne skal findes i investeringsforeningernes manglende market timing egenskaber, hvor resultaterne for både TM og HM tilsiger, at de gennemsnitlige europæiske og amerikanske investeringsforeninger ikke er i stand til at forudsige markedsudviklinger. Dette fremgår af kolonne 5 og 7 (tabel 15) med negative γ -estimer i alle tilfælde, dog insignifikant forskellige fra nul. Resultaterne af market timing i dette afsnit er derved i overensstemmelse med hvad de fleste undersøgelser af market timing finder for amerikanske og europæiske investeringsforeninger (E. J. Elton, M. J. Gruber & C. R. Blake, 2012; Christensen, 2003b).

6.3.2 Henriksson-Merton market & faktor timing

Henriksson og Merton (1981) foreslår, at market timing modellen kan udvides til at opfange eventuelle timing i forhold til faktorer fra multifaktor performancemål. Jeg vil derfor anvende den optionsbaserede model til udvidelse af market timing modellen, for at opfange eventuelle timingegenskaber i forhold til *size* (SMB), *value* (HML) og *momentum* (WML), vist i ligning 10:

$$\begin{aligned} r_{i,t} - r_{f,t} = & \alpha_i + \beta_1(r_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_2 \text{SMB}_t + \beta_3 \text{HML}_t + \beta_4 \text{WML}_t \\ & + \gamma_{\text{mkt}} \text{Max}(-(r_{m,t} - r_{f,t}); 0) + \gamma_{\text{SMB}} \text{Max}(-(\text{SMB}_t); 0) \\ & + \gamma_{\text{HML}} \text{Max}(-(\text{HML}_t); 0) + \gamma_{\text{WML}} \text{Max}(-(\text{WML}_t); 0) + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (10)$$

I tabel 16 præsenteres resultaterne af den udvidede optionsbaserede model fra ligning 10. Modellens α er angivet i kolonne 4 (tabel 16), hvor de estimerede γ 'er for faktorerne er angivet i kolonne 5-8 (tabel 16). Hypoteserne der testes, vil være tilsvarende hypotese 6, dog omfattende de tre yderligere γ -estimer i forhold til de tre risikofaktorer.

Tabel 16. Resultat af selektion, market timing og faktor timing

Region	Antal foreninger	Før/Efter omkostninger	Gns. α (p.a)	Gns. γ (Mkt)	Gns. γ (SMB)	Gns. γ (HML)	Gns. γ (WML)
Europa	358	Før	-0,19%	-0,0007	-0,0457	0.144*	-0,0189
		Efter	-1,60%	-0,0007	-0,0446	0.1129*	-0,0184
USA	197	Før	-1,82%	-0,0806	0.1999**	0,1587	-0,0585
		Efter	-3.25%**	-0,0807	0.1999**	0,1585	-0,0587

Det fremgår af ovenstående tabel at α -estimerne, både før og efter omkostninger er fratrasket, er negative for de europæiske såvel som amerikanske investeringsforeninger. Sammenholdes disse resultater med den oprindelige HM model, ses det, at de gennemsnitlige α -estimer for de europæiske investeringsforeninger er negativ, dog insignifikant forskellig fra nul. Betragtes de amerikanske investeringsforeninger, er selektionsegenskaberne målt ved α signifikant negativ på et 5% signifikansniveau.

I forhold til estimerne for market og faktor timing ses det, at disse overordnet set er upåvirket i forhold til om der måles før eller efter omkostninger. Den udvidede model viser ligesom ved den simple model i afsnit 6.3.1 en insignifikant negativ market timing. Betragter vi timingen i forhold til de yderligere faktorer, ses det, at de europæiske investeringsforeninger har negativ, dog insignifikant, timing egenskaber i forhold til faktorerne SMB og WML, mens de udviser positive egenskaber i forhold til timing af HML faktoren. For de amerikanske investeringsforeninger ser billedet en anelse anderledes ud, hvor foreningerne over en gennemsnitsbetragtning demonstrerer signifikant positive egenskaber i forhold til timing af faktoren SMB, og insignifikant positiv timing over for HML. I lighed med de europæiske investeringsforeninger har de insignifikant negativ timing over for faktoren WML.

For at sammenfatte resultaterne for den udvidede model, ændrer konklusionen sig omkring investeringsforeningernes selektionsegenskaber. Ved at inkludere både eksponering og timing i forhold til de tre yderligere faktorer indikerer denne model, at hverken den gennemsnitlige europæiske- eller amerikanske investeringsforeninger skaber værdi fra deres selektionsegenskaber.

6.4 Analyse 3: Performance vedholdenhed

De foreløbige empiriske resultater indikerer, at aktiv porteføljeforvaltning over en gennemsnitsbetragtning ikke er værdiskabende i de to undersøgte markeder. Dog viser analysens tidligere resultater, at der trods alt er en mindre del af investeringsforeningerne, der er i stand til at "slå markedet" i form af signifikant positive estimer af Jensen's α . Spørgsmålet er så, hvorvidt disse 'gode' foreninger kan identificeres ud fra historisk performance. For at undersøge dette nærmere, vil jeg analysere investeringsforeningernes evne til at gentage performance over følgende perioder. Der er i litteraturen foreslået flere metoder til at foretage en sådan analyse. Jeg

har valgt at foretage analysen i form af tidsseriestudier i forhold til to performancemål, følgende metodikkerne fra Carhart (1997) Otten og Bams (2002). Konkret set følger metoderne at investeringsforeningerne i den samlede undersøgelsesgruppe rangeres på baggrund af historisk performance og grupperes i syntetiske porteføljer. I denne analyse grupperes de syntetiske porteføljer i kvartiler ud fra nedenstående princip:

- Portefølje 1: Indeholder den bedste kvartil
- Portefølje 2: Indeholder den næstbedste kvartil
- Portefølje 3: Indeholder den tredjebedste kvartil
- Portefølje 4: Indeholder den dårligste kvartil

Den valgte gruppering i kvartiler er foretaget på baggrund af det begrænsede antal investeringsforeninger i den tidlige del af undersøgelsesperioden. Det vurderes, at hvis der havde været foretaget en yderligere inddeling - for eksempel deciler - ville dette give anledning til støj i de opnåede resultater.

I den første metode, inspireret af Otten og Bams (2002), rangeres foreningerne på baggrund af deres absolutte afkast de seneste 12 måneder, hvorefter der sker opdeling i de fire syntetiske porteføljer efter ovennævnte princip. Efter konstruktionen af porteføljerne, bliver disse efterfølgende holdt i 12 måneder, hvilket er Otten og Bams (2002) benævner med *performance period*. Efterfølgende der sker rebalancering hver 12. måned følgende samme princip som ovenfor. Ved at følge denne procedure består tidsserien af 228 månedlige afkast, for hver af de fire porteføljer, da et år udgår eftersom dette bliver brugt til at konstruktionen af de indledende porteføljer.

I analysen i forhold til det andet performancemål har jeg fulgt metoden foreslået af Carhart (1997), hvor foreningernes 4-faktor α over de seneste 36 måneder⁴ anvendes til gruppering i de fire porteføljer. I lighed med ovenstående bliver porteføljerne rebalanceret hver 12. måned, hvilket giver en samlet afkasthistorik på 204 månedlige observationer for hver af de fire porteføljer, da de første 36 måneder bliver brugt til konstruktion af de indledende porteføljer.

Performance vedholdenheden analyseres ved at køre Jensen's regressioner i forhold til afkastserien for de syntetiske porteføljer som afhængig variabel og de systematiske risikofaktorer

⁴ Carhart (1997) argumenterer for, at det er nødvendigt med minimum 36 måneders afkasthistorik for at få valide estimater for alfa

som uafhængige variable. Evidens for vedholdenhed i performance blandt de 'bedste' foreninger vil være hvis α -estimatet i den 'bedste' portefølje er signifikant forskelligt fra nul, og at α er større end de resterende porteføljer. Hypotesen der testes, er således identisk med hypotese 1 fra afsnit 6.2.1, hvor nulhypotesen er, at α er lig nul, mod den alternative hypotese at α er signifikant forskelligt fra nul.

Tabel 17. Resultat af performance vedholdenhed (før omkostninger)

Portefølje	Otten & Bams (2002)				Carhart (1997)			
	CAPM model		4-faktor model		CAPM model		4-faktor model	
	Alfa (p.a)	P-værdi	Alfa (p.a)	P-værdi	Alfa (p.a)	P-værdi	Alfa (p.a)	P-værdi
<i>Europa</i>								
1 (høj)	1,70%	0,068	-0,15%	0,833	1,62%	0,025	0,95%	0,131
2	1,88%	0,081	0,62%	0,246	0,24%	0,672	-0,21%	0,646
3	1,11%	0,98	-0,16%	0,732	0,55%	0,414	0,05%	0,93
4 (lav)	0,01%	0,765	0,59%	0,306	0,27%	0,711	-0,24%	0,724
<i>USA</i>								
1 (høj)	1,03%	0,264	0,53%	0,544	0,89%	0,281	0,57%	0,489
2	0,93%	0,129	0,80%	0,220	0,39%	0,569	0,40%	0,588
3	0,06%	0,935	0,20%	0,786	0,60%	0,404	0,34%	0,637
4 (lav)	-1,06%	0,247	-0,72%	0,394	0,09%	0,908	-0,02%	0,980

I ovenstående tabel 17 præsenteres resultaterne af konstruktionen af porteføljer ud fra historisk absolut performance (Otten og Bams, 2002), såvel som ved risikojusteret performance (Carhart, 1997). Porteføljerne er dannet på baggrund af investeringsforeningernes afkasthistorik før omkostninger, og α er præsenteret både i forhold til CAPM og 4-faktor modellen i henholdsvis kolonne 2, 4, 6 og 8 (tabel 17). De angivne p-værdier er robuste og Newey-West korrigeret for seriekorrelation og heteroskedasticitet.

Hvis vi først betragter CAPM α -estimerne, stiger α fra den værste til den bedste portefølje for både for de europæiske og amerikanske investeringsforeninger, uagtet af hvilken af de to metoder der anvendes til porteføljekonstruktion. Endog er det kun ved Carhart (1997) metoden, at CAPM α for den bedste portefølje af europæiske investeringsforeninger er signifikant positiv målt ud fra en dobbeltsidet test på 5% signifikansniveau. Når performance justeres i forhold til de tre yderligere risikofaktorer, er indikationen på performance vedholdenhed ikke ligeså tydelig; ved konstruktionen af de fire europæiske porteføljer ud fra Otten og Bams' (2002) metode er forskellen i α negativ mellem den 'bedste' og 'dårligste' portefølje. Dette resultat stemmer nogenlunde overens med Otten og Bams (2002), der ligeledes finder svag grad af vedholdenhed i performance i tre ud af fire europæiske markeder, når der risikojusteres i forhold til multifaktor modeller. De påpeger endvidere, at den manglende vedholdenhed kan være et resultat af den 'grove' gruppering, og at en yderligere gruppering potentielt ville give anderledes resultater. Det er dog som tidligere nævnt en opvejning i forhold til antallet af foreninger i undersøgelsesgruppen,

da der ligeledes kan opstå støj i resultaterne ved anvendelse af et større antal porteføljer med færre foreninger i hver.

Graden af performance vedholdenhed synes mere robust ved anvendelse af Carhart's (1997) metode til konstruktion af de syntetiske porteføljer. Denne tendens gælder både for de europæiske og amerikanske investeringsforeninger, hvor forskellen i α -estimerterne mellem den bedste og dårligste portefølje både er positiv for CAPM og 4-faktor modellen. På trods af, at der ved Carhart's metode til porteføljekonstruktion tegner sig et mønster af, at de bedste foreninger historisk ligeledes vil klare sig bedst i fremtiden, er 4-faktor α i ingen tilfælde signifikant positiv. Før omkostninger er der dermed ikke statistisk belæg for at sige, at performance er vedholdende blandt europæiske og amerikanske investeringsforeninger i denne undersøgelse.

Ovenstående resultater er således ikke i overensstemmelse med hvad de fleste undersøgelser af amerikanske investeringsforeninger finder. Eksempelvis finder både Carhart (1997) og Harlow & Brown (2006) statistisk bevis for performance vedholdenhed. Der kan være flere forklaringer på hvorfor resultaterne i denne undersøgelse står i kontrast til tidligere undersøgelser. Først, hvis resultaterne i de forudgående undersøgelser betragtes som offentlig information, vil investorerne følgelig bruge denne og investere i historisk 'bedste' foreninger. Med udgangspunkt i denne kapitaltilgang til disse foreninger, kan dette potentielt sætte begrænsninger i forhold til foreningernes fremtidige performance med udgangspunkt i Pastor, Stambaugh og Taylor (2014) argumenter i forhold til *diseconomies of scale*, som blev behandlet i afsnit 3.3.

Tabel 18. Resultat af performance vedholdenhed (efter omkostninger)

Portefølje	Ottens & Bams (2002)				Carhart (1997)			
	CAPM model		4-faktor model		CAPM model		4-faktor model	
	Alfa (p.a)	P-værdi	Alfa (p.a)	P-værdi	Alfa (p.a)	P-værdi	Alfa (p.a)	P-værdi
<i>Europa</i>								
1 (høj)	0,53%	0,61	-1,48%	0,033	0,12%	0,863	-0,37%	0,537
2	-0,42%	0,493	-0,76%	0,143	-0,92%	0,108	-1,47%	0,002
3	-1,22%	0,016	-1,51%	0,001	-0,93%	0,169	-1,58%	0,003
4 (lav)	-1,38%	0,023	-0,97%	0,09	-1,26%	0,072	-1,66%	0,014
<i>USA</i>								
1 (høj)	-0,27%	0,757	-0,79%	0,352	-0,29%	0,72	-0,66%	0,424
2	-0,61%	0,326	-0,71%	0,260	-0,89%	0,187	-0,79%	0,273
3	-1,41%	0,053	-1,27%	0,093	-1,24%	0,074	-1,49%	0,038
4 (lav)	-2,59%	0,006	-2,26%	0,008	-1,48%	0,065	-1,62%	0,055

I tabel 18 fremgår resultaterne af performance vedholdenhed med baggrund i foreningernes afkasthistorik efter omkostninger er fratrasket. I forhold til de amerikanske investeringsforeninger, er tendensen den samme som ved afkast før omkostninger, hvor de historisk 'bedste' foreninger på systematisk vis fremadrettet leverer bedre risikojusterede afkast end de historisk 'dårligste' foreninger. Det ses endvidere, at der er signifikant evidens for

performance vedholdenhed ved de historisk dårligste foreninger målt ud fra absolutte afkast, hvor α -estimerne for både CAPM og 4-faktor modellen er signifikant negative på et 5% signifikansniveau. Betragter vi de europæiske investeringsforeninger, klarer de 'bedste' porteføljer sig bedre end de historisk 'dårlige' porteføljer i tre ud af fire tilfælde. Der er endvidere evidens for performance vedholdenhed ved brug af Carhart's metode, hvor alle porteføljer, udover den 'bedste', demonstrerer signifikant negative α 'er ved 4-faktor modellen.

Alt i alt ses der en større grad af performance vedholdenhed når der anvendes Carhart's metode på afkast efter omkostninger, hvor de dårligste foreninger leverer signifikant negative risikojusterede afkast. På den anden side er 4-faktor α for den 'bedste' portefølje insignifikant negativ, hvilket dog står i kontrast til resultaterne Carhart (1997), der finder, at den bedste portefølje, selv efter omkostninger, har signifikant positivt α .

6.4.1 Delkonklusion

Analysen af performance vedholdenhed viser, at der er en svag grad af performance vedholdenhed blandt de europæiske og amerikanske investeringsforeninger. Porteføljedannelse på baggrund af historisk performance (absolut og risikojusteret) resulterer i højere fremtidig α for portefølje 1 end portefølje 4 – dog med undtagelse af absolut performance i Europa målt i forhold til en 4-faktor model. Der er dog ingen af porteføljerne, der har signifikant positive α -estimer før omkostninger, uanset om porteføljerne konstrueres ud fra absolutte eller risikojusterede historiske afkast. Modsat viser resultaterne af performance vedholdenhed efter omkostninger, at når porteføljerne konstrueres ud fra historisk risikojusterede afkast, har portefølje 2, 3 og 4 i Europa signifikant negative α -estimer på 5% signifikansniveau. Dette indikerer altså, at hvis man ønsker en aktiv europæisk investeringsforening, bør man vælge blandt de foreninger med den bedste risikojusterede performance historisk, da disse sandsynligvis vil klare sig bedre end de resterende fremadrettet. Analysens resultater står i modsætning til hvad tidligere undersøgelser har påvist i forhold til performance vedholdenhed, hvilket kan være et resultat af, at de historisk 'bedste' foreninger oplever en stor tilstrømning af kapital, hvilket giver dem visse begrænsninger i forhold til performance fremadrettet.

6.5 Analyse 4: Dispersion

Med udgangspunkt i analysens foreløbige resultater, synes der ikke at være stærke argumenter for at vælge en aktiv europæisk eller amerikansk investeringsforening, når der tages højde for de associerede omkostninger.

I litteraturen er det dog påpeget, at performance i aktive investeringsforeninger på systematisk vis varierer over tid, og at der derfor i performanceanalyser bør tages hensyn til det underliggende marked (Kosowski, 2011). Der argumenteres for, at aktive investeringsforeninger er mere værd i

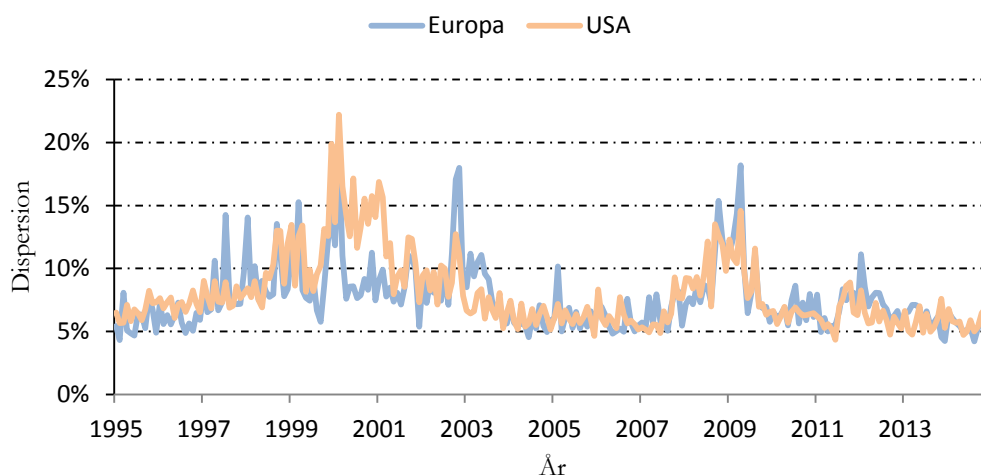
perioder med recession. Der argumenteres videre for, at det ikke er recession der driver værdiskabelsen, men at recession blot er kendetegnet ved højere grad af idiosynkratisk risiko, hvilket er positivt for aktive investeringsforeningernes mulighed for at skabe værdi. Logikken bag argumentet er som følgende: hvis aktieafkastene i det underliggende marked primært er drevet af let tilgængelige og billige makrospecifikke nyheder, har de en tendens til alle at bevæge sig i samme retning, da alle spillere på markedet er ligeligt informeret, og har homogene forventninger til fremtiden. Sagt med andre ord kan der argumenteres for at markederne er forholdsvis effektive, når dette er gældende. Problemet er således, at de aktive investeringsforeninger i denne markedssituation stadig afholder den samme mængde omkostninger til analysearbejde, dog uden at blive kompenseret for disse i form af højere afkast end markedet (Edwards og Lazzara, 2013). Alt i alt tilsiger ovenstående, at når aktiepriserne er drevet af selskabsspecifikke nyheder, vil de aktive investeringsforeninger være bedre stillet, og som følge af deres informationsfordel kunne levere overnormale afkast.

Formålet med dette afsnit er derfor at undersøge, hvorvidt performance i de aktive investeringsforeninger på systematisk vis er relateret til dispersion, der er anvendt som en proxy for det aggregerede niveau af idiosynkratisk risiko i markedet (Connor og Li, 2009).

6.5.1 Udvikling i dispersion

Først vil jeg give et indblik i, hvordan dispersion har udviklet sig over undersøgelsesperioden fra 1995 til 2014, hvilket kan ses i figur 10, som viser tidsserien af månedlig dispersion for det europæiske og amerikanske aktiemarked. Det ses af figuren, at begge markeder var karakteriseret ved et relativt højt niveau af dispersion i perioden omkring år 2000, hvor særligt det amerikanske aktiemarked var stærkt påvirket af en idiosynkratisk adfærd i aktier relateret til IT og teknologi (C. Stivers og L. Sun, 2010). I tråd med hvad de tidligere undersøgelser konkluderer, ses det, at dispersion er højest i perioder med recession, men at der ligeledes er undtagelser til denne hovedregel, for eksempel i det europæiske marked i slutningen af 1990'erne, som var karakteriseret af et generelt opsving i markedet.

Figur 10. Udvikling i månedlig dispersion for perioden 1995 til 2014



Det fremgår ydermere af tabel 19, at det gennemsnitlige niveau af dispersion er højest i perioden mellem 1995-2004, og at størstedelen af de ekstreme observationer af dispersion ligeledes falder i denne periode. Med udgangspunkt i argumenterne fra afsnit 6.5, skal værdiskabelsen blandt de aktive investeringsforeninger skulle være størst i denne periode. Sammenholdes denne hypotese med resultaterne af analysen af de to delperioder i afsnit 6.2.5, kunne der dog ikke finde statistisk ikke finde belæg for en forskel i α mellem de to delperioder, hverken for de europæiske eller amerikanske investeringsforeninger. Dette resultat stemmer således også overens med logikken om, at den generelle industri for aktiv porteføljeforvaltning alt andet end lige må være et nulsumsspil (Sharpe, 1991). At den aggregerede portefølje af aktive forvaltere er et nulsumsspil fortæller dog ikke noget om, hvordan performance fordeler sig blandt de aktive forvaltere. I den forbindelse blev der i afsnit 6.2.5 konkluderet, at der var en signifikant forskel i spredningen af α 'er mellem de to delperioder. Der vil i det følgende afsnit derfor både blive evalueret på effekten af dispersion på henholdsvis det gennemsnitlige risikojusteret afkast samt påvirkningen på de 'gode' og 'dårlige' foreninger og spredningen mellem disse.

Tabel 19. Statistisk oversigt over dispersion

Statistik	USA			Europa		
	1995-2014	1995-2004	2005-2014	1995-2014	1995-2004	2005-2014
Gennemsnit	7,98%	9,14%	6,82%	7,60%	8,20%	6,99%
Median	7,01%	8,04%	6,30%	7,13%	7,71%	6,52%
75. Percentil	8,99%	10,33%	7,21%	8,45%	9,24%	7,65%
25. Percentil	5,99%	6,88%	5,62%	5,71%	6,31%	5,47%
Maksimum	22,20%	22,20%	14,58%	19,46%	19,46%	18,19%
Minimum	4,33%	5,15%	4,33%	4,21%	4,30%	4,21%
Std. Afv.	2,93%	3,26%	1,97%	2,57%	2,77%	2,21%

6.5.2 Dispersion-relateret performance

Med afsæt i de beregnede værdier af månedlig dispersion, vil jeg i dette afsnit undersøge relationen mellem dispersion og performance i de europæiske og amerikanske aktive investeringsforeninger. Da der ønskes en analyse af dispersion effekten i realtid, kræves der et robust mål for risikojusteret afkast i alle undersøgelsesperiodens måneder, som kan sammenholdes med tidsserien af månedlig dispersion.

Connor og Li (2009) foreslår, at overnormal performance målt ved Jensen's α indledningsvist estimeres for hele perioden ved brug af 4-faktor modellen. I lighed med tidligere i afhandlingen estimeres Jensen's α ved anvendelse af regressionsanalyse af de månedlige merafkast for investeringsforeningerne som afhængig variabel over for de månedlige afkast i de fire systematiske risikofaktorer, som uafhængige variable, vist ved nedenstående ligning:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_1(r_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_2SMB_t + \beta_3HML_t + \beta_4WML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

Hvor,

det risikojusterede afkast for investeringsforeningerne for måned t er estimeret ved:

$$\hat{a}_{i,t} = r_{i,t} - r_{f,t} - \hat{\beta}_1(r_{m,t} - r_{f,t}) - \hat{\beta}_2SMB_t - \hat{\beta}_3HML_t - \hat{\beta}_4WML_t = \hat{\alpha}_{i,t} + \hat{\varepsilon}_{i,t} \quad (12)$$

Hvor,

$\hat{\beta}_{1-4}$ er de fire estimerede risikoeksponeringer for investeringsforeningerne. Det bør noteres, at det risikojusterede afkast $\hat{a}_t$ udgør summen af konstanten $\hat{\alpha}_t$ og fejlløbet $\hat{\varepsilon}_t$ som repræsenterer den uforklarede del af afkastet fra regressionen (Connor og Li, 2012). Eftersom 4-faktor modellen har en høj forklaringsgrad (Carhart, 1997), målt ved *r-square*, bør påvirkningen af værdierne af fejlløbene være af mindre betydning for opnåede resultater.

Jeg vil indlede den empiriske analyse af dispersion effekten på performance ved at anvende de risikojusterede afkast ud fra beregningerne ovenfor. Disse indgår som den afhængige variabel, og bliver kørt i en regression over for dispersion som den uafhængige variabel. For at opnå robuste konklusioner i forhold til dispersion relationen, foretages proceduren ligeledes med inkludering af de kontrolvariablerne, som blev gennemgået i 4.5.3:

$$\hat{a}_t = \beta_1 Disp_t + \beta_2 MV_t + \beta_3 \emptyset C_t + \beta_4 PB_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

Hvor,

$\hat{a}_t$ er det estimeret risikojusterede afkast i måned t, $Disp_t$ er dispersion i måned t, MV_t er den realiserede volatilitet for markedet i måned t, $\emptyset C_t$ er en dummy variabel for den økonomiske cyklus, hvor 0 indikerer periode med vækst og 1 indikerer periode med recession. Endeligt er PB_t den trimmede standardafvigelse af P/B for aktierne i markedet i måned t. For at opnå et øget indblik i dispersion effekten på performance, har jeg ligeledes foretaget en analyse af den månedlige ændring i dispersion ved at følge proceduren ovenfor, dog med ændringen som erstatning for den absolutte værdi af dispersion.

Tabel 20. Resultat af dispersions påvirkning på risikojusteret afkast

	β_{disp}	$\beta_{1m\Delta\text{disp}}$
<i>Europa</i>		
$a_{\text{gennemsnit}}$	0,023	-0,013
(p-værdi)	(0,251)	(0,514)
$a_{75.\text{fraktil}}$	0,103	0,013
(p-værdi)	(<0,001)	(0,563)
$a_{25.\text{fraktil}}$	-0,08	-0,058
(p-værdi)	(<0,001)	(0,006)
$a_{75-25.\text{fraktil}}$	0,185	0,071
(p-værdi)	(<0,001)	(0,001)
<i>USA</i>		
$a_{\text{gennemsnit}}$	-0,038	-0,046
(p-værdi)	(0,446)	(0,429)
$a_{75.\text{fraktil}}$	0,065	-0,017
(p-værdi)	(0,16)	(0,721)
$a_{25.\text{fraktil}}$	-0,174	-0,092
(p-værdi)	(0,002)	(0,122)
$a_{75-25.\text{fraktil}}$	0,239	0,074
(p-værdi)	(<0,001)	(0,004)

Resultaterne af regressionerne fremgår af tabel 20, hvor β -koefficienterne for dispersion er præsenteret med deres tilhørende Newey West korrigerede p-værdier markeret i parentes. Hvis vi først betragter resultaterne af den gennemsnitlige europæiske investeringsforening, ses det at den risikojusteret performance er positivt påvirket af det absolutte niveau af dispersion, men negativt påvirket af ændringen i dispersion. Koefficienterne er dog begge insignifikant forskellige fra nul på et 10% signifikansniveau. På den anden side er den gennemsnitlige risikojusterede performance negativt relateret til det absolutte niveau af dispersion for de amerikanske investeringsforeninger - dog ligeledes insignifikant med en p-værdi for β_{disp} på 0,446. At der ikke er nogen statistisk signifikant relation mellem de absolutte niveauer af dispersion og gennemsnitlig risikojusteret performance kan insinueres ud fra den grafiske fremstillinger i bilag 9 (figur 19 og figur 21).

I forhold til de 'gode' europæiske investeringsforeninger, repræsenteret ved det 75. fraktil, fremgår det af tabellen, at det risikojusteret afkast er signifikant positivt påvirket af det absolutte niveau af dispersion. På den anden side fremgår det ligeledes af ovenstående tabel at de 'dårligste foreninger', repræsenteret ved det 25. fraktil, er signifikant negativt relateret til absolut dispersion. Resultaterne indikerer derved, at forskellen i performance mellem de 'gode' og 'dårlige' foreninger er signifikant større i perioder med højt niveau af dispersion, hvilket ligeledes gældende for de amerikanske investeringsforeninger. Konklusionen er statistisk signifikant på helt ned til et 1%

signifikantniveau og en grafisk fremstilling af hvordan det absolutte niveau af dispersion af relaterer sig til forskellen i risikojusteret afkast mellem det 75. og 25. fraktil kan ses i bilag 9 (figur 20 og figur 22)

På baggrund af ovenstående resultater kan det konkluderes, at performance for den gennemsnitlige aktive investeringsforening ikke er signifikant påvirket af hverken det absolutte niveau eller ændringen i dispersion. Disse resultater er altså i overensstemmelse med Sharpe's (1991) princip om et overordnet nulsumsspil. På den anden side viser resultaterne, at det absolutte niveau af dispersion har en signifikant forklarende effekt på spredningen mellem de 'gode' og 'dårlige' foreninger, hvilket er i overensstemmelse med hvad De Silva, Sapra og Thorley (2001) finder i deres undersøgelse af amerikanske investeringsforeninger. Sagt med andre ord har effekten af at have valgt en 'god' forening altså større betydning i perioder med høj dispersion.

6.5.3 Dispersion-relateret performance vedholdenhed

Det blev konkluderet i afsnit 6.5.2, at det absolutte niveau af dispersion ikke har nogen signifikant effekt på den gennemsnitlige risikojusteret performance for investeringsforeningerne. Derimod er dispersion signifikant relateret til spredningen mellem de 'gode' og 'dårlige' foreninger. Under antagelsen om at historisk risikojusterede afkast ved Carhart's (1997) metode succesfuldt kan sortere mellem 'gode' og 'dårlige' investeringsforeninger, ønskes det undersøgt hvordan performance i disse syntetiske porteføljer relaterer sig til dispersion. Sagt med andre ord vil resultaterne for performance vedholdenhed fra afsnit 6.4 blive knyttet sammen med de indledende observationer i forhold til af dispersion i afsnit 6.5.2.

For at teste hvorvidt performance vedholdenhed er relateret til niveauet af dispersion, foretages der regressionsanalyser, som i ligning (13), dog ved brug af de månedlige risikojusterede afkast fra de to 'ydre' syntetiske porteføljer: portefølje 1 (bedste kvartil) og portefølje 4 (dårligste kvartil), genkendt fra afsnit 6.4.

Tabel 21. Resultat af dispersions påvirkning af risikojusteret afkast i syntetiske porteføljer

Gruppe	β_{disp} (uden kontrol)	β_{disp}	β_{MV}	$\beta_{\text{ØC}}$	β_{PB}
<i>Europa</i>					
α - Portefølje 1	0,0613	0,0619	-0,0030	0,0015	0,0002
(p-værdi)	(0,014)	(0,03)	(0,881)	(0,073)	(0,441)
α - Portefølje 4	0,0204	0,0232	-0,0125	0,0015	0,0003
(p-værdi)	(0,398)	(0,391)	(0,629)	(0,164)	(0,221)
α - (Portefølje 1-4)	0,0409	0,0387	0,0095	0,0000	-0,0001
(p-værdi)	(0,05)	(0,141)	(0,638)	(0,991)	(0,453)
<i>USA</i>					
α - Portefølje 1	0,032	0,027	-0,097	0,006	0,0008
(p-værdi)	(0,385)	(0,659)	(0,022)	(0,09)	(0,371)
α - Portefølje 4	-0,008	0,032	-0,097	0,002	0,000
(p-værdi)	(0,807)	(0,589)	(0,009)	(0,572)	(0,974)
α - (Portefølje 1-4)	0,040	-0,005	-0,001	0,004	0,0008
(p-værdi)	(0,057)	(0,887)	(0,979)	(0,007)	(0,149)

I tabel 21 ovenfor er β -estimerne og deres tilhørende Newey-West korrigerede p-værdier i parentes vist både med og uden medtagelse af kontrolvariable. Af tabellen fremgår det, at de risikojusterede afkast i den europæiske portefølje 1, er signifikant positivt relateret til dispersion både med uden og kontrolvariable på et 10% signifikansniveau. Der kan derved argumenteres for, at det manglende statistiske belæg for performance vedholdenhed blandt europæiske foreninger i afsnit 6.4, potentielt kan skyldes *performance periods* med lav dispersion, hvor 'dygtighed' i forhold til selektion ikke belønnes i samme omfang.

I henhold til de amerikanske porteføljer, kan ovenstående tendens dog ikke observeres, hvor portefølje 1 er insignifikant relateret til dispersion, både med og uden kontrolvariable. Faktisk er forskellen i de risikojusterede afkast mellem den amerikanske portefølje 1 og 4 negativt relateret til dispersion med kontrolvariable. Dette indikerer, at historisk risikojusteret afkast ikke kan anvendes til at identificere 'gode' og 'dårlige' foreninger, hvis det antages at de oprigtigt 'gode' foreninger performer bedst i perioder med høj dispersion. På den anden side ses det ligeledes i ovenstående tabel at forskellen mellem gode og dårlige foreninger er signifikant påvirket af den økonomiske cyklus, hvilket er i tråd med hvad Kosowski (2011) finder i sin undersøgelse af amerikanske investeringsforeninger.

6.5.4 Dispersion-relateret signalværdi ved momentumstrategi

Som vi har set i afsnit 6.5.2, er forskellen i risikojusteret afkast mellem det 75.fraktil og 25.fraktil større i perioder med høj dispersion. Hvis dette er et udtryk for, at forvalternes sande 'dygtighed'

bliver mere udtalt i perioder med høj dispersion, kan der argumenteres for, at det i disse perioder vil være nemmere at identificere oprigtigt 'dygtige' foreninger. Ud fra dette udgangspunkt, vil jeg analysere, om historisk dispersion data indeholder værdifuld information om den fremtidige performance ud fra et performance vedholdenheds perspektiv. Sagt med andre ord vil jeg undersøge, om niveauet af dispersion i perioden, hvor de syntetiske porteføljer er konstrueret, har en forklarende effekt for den fremtidige forskel i performance mellem yderporteføljerne. Til at undersøge denne relation har jeg taget udgangspunkt i Stivers og Sun (2010), og vil analysere effekten ud fra følgende regression:

$$\hat{a}_{pf1,t} - \hat{a}_{pf4,t} = \beta_1 Disp_{1-36} + \beta_2 MV_{t-1} + \beta_3 \emptyset C_{t-1} + \beta_4 PB_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Hvor,

$Disp_{1-36}$ er det laggede gennemsnit af dispersion i de 36 måneders evalueringsperiode, ud fra hvilken porteføljerne bliver konstrueret. For at isolere effekten af signalværdien af dispersion er der i lighed med tidligere blevet inkluderet tre kontrolvariable, dog lagget én måned, da det søges belyst, hvorvidt det tilgængelige historiske data har informationsværdi i forhold til fremtiden. Ydermere er der foretaget månedlig rebalancering af porteføljen, så hver enkelt månedlige performance periode har sit tilhørende 36 måneders glidende gennemsnit af historisk dispersion. Ud fra regressionen i ligning (14), tester vi nulhypotesen, om at β -koefficienten for dispersion er lig nul mod alternativhypotesen, at den er signifikant forskellig fra nul. Hvis nulhypotesen forkastes, vil dette betyde, at det gennemsnitlige niveau af dispersion i perioden som porteføljerne bliver konstrueret på baggrund af, har signifikant betydning for, hvor succesfuld strategien vil være fremadrettet.

Tabel 22. Resultat af dispersions signalværdi ved en momentumstrategi i syntetiske porteføljer

	$\beta_{disp\ 1-36}$ (uden kontrol)	$\beta_{disp\ 1-36}$	$\beta_{MV\ t=-1}$	$\beta_{\emptyset C\ t=-1}$	$\beta_{PB\ t=-1}$
<i>Europa</i>					
$a_{portefølje\ (1-4)}$	-0,0007	0,0427	-0,0200	0,0020	0,0000
(p-værdi)	(0,978)	(0,242)	(0,304)	(0,087)	(0,967)
<i>USA</i>					
$a_{portefølje\ (1-4)}$	0,025	0,018	-0,023	0,001	0,0005
(p-værdi)	(0,387)	(0,582)	(0,5)	(0,684)	(0,347)

I tabel 22 fremgår resultaterne af regressionen i ligning 14, af såvel de europæiske som de amerikanske investeringsforeninger. Det ses, at nulhypotesen forkastes for alle tilfælde af β , hvorved ingen af de uafhængige variable har en signifikant påvirkning på den fremtidige forskel i risikojusteret afkast. Dog bør det nævnes, at ud fra de estimerede modeller har det historiske niveau af dispersion en positiv, dog insignifikant, påvirkning på den fremtidige forskel i risikojusterede afkast mellem de to porteføljer. Det kan derfor ikke statistisk bekræftes om der er en højere grad af performance vedholdenhed når der udvælges på baggrund af perioder med høj dispersion.

6.5.5 Delkonklusion

Den sidste analysedel vedrørende dispersion bibringer en analyse af, hvorvidt risikojusteret performance i aktive investeringsforeninger på systematisk vis varierer over tid. Ved at udregne dispersion som et mål for det aggregerede niveau af idiosynkratisk risiko i markedet, konkluderes det, at niveauet dispersion ikke har nogen effekt på den gennemsnitlige risikojusteret performance i foreningerne. På den anden side viser analysen, at niveauet af dispersion er signifikant positivt relateret til spredningen i performance blandt de 'gode' og 'dårlige' investeringsforeninger..

I forhold til dispersions påvirkning på graden af performance vedholdenhed kunne der ikke observeres nogen signifikant sammenhæng mellem niveauet af dispersion og performance vedholdenhed målt som forskellen i risikojusteret performance mellem portefølje 1 og 4. I stedet viser analysen, at performance vedholdenhed blandt de amerikanske investeringsforeninger er signifikant påvirket af den økonomiske cyklus. Endelig blev det analyseret, hvorvidt historisk dispersion har en signalværdi i forhold til en momentumstrategi. Selvom værdien af momentumstrategien er positivt påvirket af det historiske niveau af dispersion i konstruktionsperioden, er denne dog ikke signifikant, hvorved sammenhængen ikke statistisk kunne bekræftes.

7 UNDERSØGELSENS VALIDITET OG RELIABILITET

I dette afsnit vil jeg evaluere på validiteten og reliabiliteten i afhandlingen set i forhold til den anvendte metode til dataindsamling og dataanalyse.

Min undersøgelse dækker 358 europæiske foreninger og 197 amerikanske foreninger, og udgør altså kun en del af den samlede population af aktive investeringsforeninger i disse to kategorier. Det kan derfor diskuteres, om antallet af foreninger er tilstrækkeligt empirisk grundlag til at fremsætte generaliserende konklusioner på området. På den anden side ville det ikke have været muligt at inkludere flere foreninger uden at gå på kompromis med anbefalingen om at have en gruppe af sammenlignelige investeringsforeninger.

Undersøgelsen dækker endvidere over en periode på 20 år fra primo 1995 til ultimo 2014, hvilket inkluderer flere økonomiske cyklusser. Endvidere foretager jeg ligeledes en robusthedsanalyse af kortere intervaller, hvilket bidrager til en forøgelse af validiteten i afhandlingens konklusioner.

Investeringsforeningerne i afhandlingen blev udvalgt på en række selektionskriterier, som blev implementeret ved hjælp af Morningstar Directs screenings værktøj. Det kan dog i den forbindelse ikke udelukkes at Morningstar Direct har klassificeret foreninger forkert, og derved har påvirket den endelige undersøgelsesgruppe i afhandlingen. Dette vurderes dog ikke at gøre sig gældende i en udtalt grad, da jeg har gennemgået navnene på samtlige foreninger, og yderligere sorteret foreninger fra der ikke opfyldte selektionskriterierne. Det er derfor min vurdering, at jeg har opnået en konsistent undersøgelsesgruppe, der opfylder de anvendte selektionskriterier.

Afkastdata på investeringsforeningerne er udtrukket fra Morningstar Direct, og er baseret på investeringsforeningernes opgivne NAV. Det er investeringsforeningerne selv der opgiver disse oplysninger til Morningstar, og det kan i den forbindelse ikke udelukkes, at forvalterne har manipuleret disse data. Dette bør dog ikke kunne finde sted, da investeringsforeningerne i undersøgelsesgruppen alle er UCITS-certificeret og derfor er underlagt krav til for eksempel oplysningspligt, etiske retningslinjer med mere.

I min undersøgelse foretager jeg generaliserende konklusioner i forhold til værdiskabelse i industrien på baggrund af ligevægtede gennemsnit af investeringsforeningernes afkast. Der kan argumenteres for, at der bør tages højde for forskellig AuM i investeringsforeningerne, hvilket potentielt kunne have givet andre resultater.

Jeg søger reliabilitet i afhandlingen ved at vedlægge datagrundlaget, for derved at gøre undersøgelsen gennemskuelig for læseren. Dette tiltag alene medfører naturligvis ikke fuld reliabilitet i forhold til mine analyser, men det medfører en vis gennemsigtighed idet læseren har mulighed for at bekræfte, at mine analytiske konklusioner er berettigede.

8 KONKLUSION

Formålet med denne afhandling var at undersøge værdiskabelsen i aktive investeringsforeninger med mandat til at investere i europæiske og amerikanske large cap aktier.

Performance i aktivt forvaltet aktiebaserede investeringsforeninger har længe været af interesse i den videnskabelige litteratur. Selvom der ikke er konsensus på området, indikerer hovedparten af de forudgående undersøgelser, at aktive investeringsforeninger ikke skaber værdi efter omkostninger er fratrasket. Denne konklusion er særligt gældende for aktive amerikanske investeringsforeninger, mens resultaterne for de europæiske foreninger er mere positive. Litteraturen foreslår flere modeller til evaluering af investeringsforeningers performance, men i nyere litteratur synes det velkendt, at CAPM ikke holder empirisk, og derfor kan give biased resultater. For at imødekomme denne problemstilling er der i afhandlingen som supplering til CAPM anvendt en multifaktor model i form af Carhart's 4-faktor model.

Analysen af selektionsegenskaber i de aktive investeringsforeninger viser, at den gennemsnitlige forening for både de europæiske og amerikanske foreninger har leveret insignifikant positiv performance uanset hvilken model der anvendes. Når der tages højde for omkostninger, er resultaterne imidlertid mindre opmuntrende for de, der har deres penge investeret i en aktivt forvaltet aktiebaseret investeringsforening. Faktisk havde den gennemsnitlige europæiske og amerikanske forening signifikant negative α 'er efter omkostninger var fratrasket, målt ud fra 4-faktor modellen. Det blev derved konkluderet, at de aktive investeringsforeninger var i stand til at 'slå markedet', men at de associerede meromkostninger medførte, at investorerne ikke fik del i denne overnormale performance. I forhold til hypotesen om, at performance varierede i forhold til det foreningernes geografiske investeringsmandat, var der ikke konsistens i forhold til de anvendte modeller. CAPM tilsagde, at der var en signifikant forskel, hvor der på den anden side ikke kunne findes statistisk belæg for denne forskel ved anvendelse af 4-faktor modellen. Derudover blev det konkluderet, at der var en signifikant forskel i spredning på de estimerede α 'er afhængigt af det geografiske investeringsmandat, med spredningen værende højest blandt de aktive europæiske investeringsforeninger.

For at undersøge om ovenstående konklusioner var konsistente gennem hele undersøgelsesperioden, testede jeg robustheden ved at ændre undersøgelsesperioden til kortere intervaller af 10 års varighed hver. Analysen viste, at når der blev taget hensyn til omkostninger, var det kun i delperiode to, hvor den gennemsnitlige performance i de to grupper var signifikant negativ. Samtidig blev det konkluderet, at der eksisterede en signifikant forskel i den gennemsnitlige performance i delperiode to set i forhold til geografisk investeringsmandat, med

det estimerede α være mindst negativt for den gennemsnitlige europæiske forening. Endeligt var konklusionen om en forskel i spredningen af de risikojusterede afkast mellem de to grupper af investeringsforeninger konsistent i forhold til begge delperioder.

I analysen af market timing anvendte jeg henholdsvis den kvadratiske Treynor-Mazuy model samt den optionsbaserede Merton-Henriksson model. Begge modeller viste, at hverken den gennemsnitlige europæiske eller amerikanske investeringsforening udviste market timing egenskaber i den analyserede periode. På den anden side udviste den gennemsnitlige forening i de to grupper signifikante egenskaber i forhold til timing af flere af de øvrige risikofaktorer.

For at analysere performance vedholdenhed blandt de europæiske og amerikanske investeringsforeninger, har jeg anvendt en metode hvor der måles i forhold til en række syntetisk konstruerede porteføljer på baggrund af laggede performancemål. Efter en inddeling af foreningerne i kvartiler rangeret på baggrund af henholdsvis deres absolutte og risikojusteret afkast de forudgående 12 måneder, blev der foretaget tidsserieregressioner af de syntetisk konstruerede porteføljer. Ved at køre Jensen's regressioner på afkastene i de syntetiske porteføljer, finder jeg en svag grad af performance vedholdenhed. Efter omkostninger er fratrasket leverer flere af de 'dårlige' porteføljer signifikant negative risikojusteret afkast. På den anden side havde ingen af de 'bedste' porteføljer positiv performance efter omkostninger, når der blev målt ud fra en 4-faktor model.

Slutteligt blev det undersøgt, hvorvidt performance i de aktive investeringsforeninger på systematisk vis varierede i forhold til dispersion i markedet. Analysen viste, at den gennemsnitlige risikojusterede performance ikke var signifikant relateret til dispersion, men at forskellen mellem de 'gode' og 'dårlige' foreninger blev signifikant udvidet med det absolutte niveau af dispersion. I den videre analyse af dispersion, kunne der ikke bekræftes at være en signifikant sammenhæng mellem det absolutte niveau af dispersion og performance vedholdenhed. Samtidig indikerede analysen, at dispersion ikke havde nogen signifikant signalværdi i forhold til en momentum strategi, forstået på den måde at dispersion ikke kunne anvendes som indikator for vedholdenhed i performance.

Dermed viser afhandlingen, at aktive investeringsforeninger med investeringsmandat i europæiske og amerikanske large cap aktier overordnet set har svært ved at bringe værdi til deres investorer når der tages højde for omkostninger. Det medfører at en passiv strategi alt andet end lige vil være at foretrække for investorerne, med henblik på de undersøgte markeder i denne afhandling.

9 FORSLAG TIL FREMTIDIGE UNDERSØGELSER

Denne afhandling har behandlet værdiskabelse i aktive investeringsforeninger fra flere vinkler. I forbindelse med mit arbejde inden for dette emne har jeg identificeret en række alternative undersøgelser, der kunne udspringe af dette speciale, og som jeg kort vil præsentere i dette afsnit.

Det blev i afhandlingen konkluderet, at aktive investeringsforeninger med investeringsmandat i europæiske og US large cap aktier overordnet set har svært ved at bringe værdi til deres investorer når der tages højde for omkostninger. Det vil derved være interessant at udvide undersøgelsesgruppen til også at indeholde aktive investeringsforeninger med investeringsmandat i small cap aktier såvel som til forskellige stilarter, og undersøge hvorvidt disse ville give anledning til ændringer i denne afhandlings konklusioner.

Endvidere blev det i afhandlingen konkluderet af der var en mindre gruppe af foreninger der leverede positive risikojusterede afkast efter omkostninger var fratrasket. I den forbindelse vil det naturligvis oplagt at undersøge hvordan disse 'gode' foreninger kan identificeres på baggrund af historisk tilgængelig data. Cremers og Petajisto (2009) har lavet et interessant studie, hvor de finder at de mest aktive forvaltere skaber værdi for deres investorer. Det ville derved være interessant at undersøge, hvordan performance blandt de mest aktive forvaltere relaterer sig til *stock return dispersion* med udgangspunkt i de metoder der er anvendt i denne afhandling, og om denne information potentielt kan anvendes til at skelne held fra dygtighed.

.

10

LITTERATURLISTE

- Andersen, M. (2014). Hvad praktikere bør vide om performancemåling. *Finans-Invest* (4), 26-30
- Ankrum, E. M., & Ding, Z. (2002). Cross-Sectional Volatility and Return Dispersion. *Financial Analysts Journal*, 58(5), 67–73. <http://doi.org/10.2469/faj.v58.n5.2469>
- Barras, L., Scaillet, O., Wermers, R., Wermers, R., & Stulz, R. (2010). False Discoveries in Mutual Fund Performance : Measuring Luck in Estimated Alphas, 65(1), 179–216.
- Bechmann, K. L., & Wendt, P., (2012). Formidlingsprovision ved investeringsbeviser – omfang, incitament og forbedringsforslag. *Finans-Invest* (3)
- Berk, J. B., & Green, R. C. (2004). Mutual Fund Flows and Performance in Rational Markets. *Journal of Political Economy*. <http://doi.org/10.1086/424739>
- Berk, J. B., & van Binsbergen, J. H. (2013). Measuring Skill in the Mutual Fund Industry. *Working Paper*, 1–58. <http://doi.org/10.2139/ssrn.2038108>
- Bioy, H., Garcia-Zarate, J., Gutman, C., Lamont, K., & Rose, G. (2014). A Guided Tour of the European ETF Marketplace (pp. 2-60). Morningstar. Retrieved from http://media.morningstar.com/eu/Events/ETFEU/ETFEU14/ETF_Industry_Report_4_Nov.pdf
- Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2011). *Investment and portfolio management*. McGraw-Hill Irwin.
- Bollen, N. P. B., & Busse, J. A. (2011). On the Timing Ability of Mutual Fund Managers. *Journal of Finance*, 56(3), 1075–1094. <http://doi.org/10.1111/0022-1082.00356>
- Bondt, W. F., & Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact?. *The Journal of finance*, 40(3), 793-805.
- Carhart, M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52(1), 57–82. <http://doi.org/10.2307/2329556>
- Centre for Economic Policy Research (2015). Euro Area Business Cycle Dating Committee. Hentet fra <http://www.cepr.org/content/euro-area-business-cycle-dating-committee>
- Cesari, R., & Panetta, F. (2002). The performance of Italian equity funds. *Journal of Banking and Finance*. [http://doi.org/10.1016/S0378-4266\(00\)00174-6](http://doi.org/10.1016/S0378-4266(00)00174-6)
- Christensen, M. (2003a). Performanceevaluering af danske investeringsforeninger. *Finans-Invest* (4), 16-21

- Christensen, M. (2003b). Investeringsforeninger – en analyse af market timing og selektion. *Finans-Invest* (3), 11-15
- Clarke, R., De Silva, H., & Thorley, S. (2002). Portfolio Constraints and the Fundamental Law of Active Management. *Financial Analysts Journal*, 58(5), 48–66. <http://doi.org/10.2469/faj.v58.n5.2468>
- Connor, G., & Li, S. (2009). Market Dispersion and the Profitability of Hedge Funds. *Eprints.nuim.ie*. Hentet fra <http://eprints.nuim.ie/1226/>
- Cremers, K. J. M., & Petajisto, A. (2009). How Active Is Your Fund Manager A New Measure That Predicts Performance. *Review of Financial Studies*, 22(9), 3329–3365. <http://doi.org/10.1093/rfs/hhp057>
- Cremers, M., Petajisto, A., & Zitzewitz, E. (2012). Should Benchmark Indices Have Alpha? Revisiting Performance Evaluation. *Critical Finance Review*, 2, 1–48. <http://doi.org/10.1561/104.000000007>
- Dahlquist, M., Engstrom, S., & Soderlind, P., (2000). Performance and Characteristics of Swedish Mutual Funds. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(3), 409. <http://doi.org/10.2307/2676211>
- Daniel, K., Grinblatt, M., Titman, S., & Wermers, R. (1997). Measuring mutual fund performance with characteristic-based benchmarks. *The Journal of Finance*, 52(3), 1035–1058. <http://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb02724.x>
- De Silva, H., Sapra, S., & Thorley, S. (2001). Return Dispersion and Active Management. *Financial Analysts Journal*, 57(5), 29–42. <http://doi.org/10.2469/faj.v57.n5.2479>
- De Souza, A., & Lynch, A. W. (2012). Does Mutual Fund Performance Vary over the Business Cycle? *Working Paper*. <http://doi.org/10.2139/ssrn.2085125>
- Directives (2009). DIRECTIVE 2009/65/EC OF THE EUROPEAN PARLIAMENT AND OF THE COUNCIL, on the coordination of laws, regulations and administrative provisions relating to undertakings for collective investment in transferable securities (UCITS). Hentet fra http://ec.europa.eu/internal_market/investment/docs/ucits-directive/directive_2009_65_ec_en.pdf
- Duan, Y., Hu, G., & McLean, R. D. (2009). When is stock picking likely to be successful? Evidence from mutual funds. *Financial Analysts Journal*, 65(2), 55–66. <http://doi.org/10.2469/faj.v65.n2.3>
- Dyck, A., Lins, K. V., & Pomorski, L. (2013). Does Active Management Pay? New International Evidence. *Review of Asset Pricing Studies*, 3(2), 200–228. <http://doi.org/10.1093/rapstu/rat005>
- Edwards, T., and C. J. Lazzara (2013). DISPERSION: MEASURING MARKET OPPORTUNITY Hentet fra <http://www.spindices.com/documents/research/research-dispersion-measuring-market-opportunity.pdf>

- Elton, E. J., Gruber, M. J., & Blake, C. R. (1996a). Survivorship Bias and Mutual Fund Performance. *Review of Financial Studies*, 9(4), 1097–1120. <http://doi.org/10.2307/2962224>
- Elton, E. J., Gruber, M. J., & Blake, C. R. (1996b). The Persistence of Risk-Adjusted Mutual Fund Performance. *The Journal of Business*. <http://doi.org/10.1086/209685>
- Elton, E. J., Gruber, M. J., Das, S., & Hlavka, M. (1993). Efficiency with costly information: a reinterpretation of evidence from managed portfolios. *Review of Financial Studies*, 6(1), 1–22. <http://doi.org/10.1093/rfs/6.1.1>
- Elton, E. J., Gruber, M. J., & Blake, C. R. (2012). An examination of mutual fund timing ability using monthly holdings data. *Review of Finance*. <http://doi.org/10.1093/rof/rfr007>
- Engsted, T. (2012) Aktiv vs. passiv forvaltning, held eller dygtighed og måling af porteføljeforvalteres performance. *Finans-Invest* (3), 4-11
- EU-kommissionen (2015). UCITS – Undertakings for the collective investment in transferable securities. Hentet fra http://ec.europa.eu/finance/investment/ucits-directive/index_en.htm
- Fama, E. F. (1970). American Finance Association Efficient Capital Markets : A Review of Theory and Empirical Work. *Finance*, 25, 28–30. <http://doi.org/10.2307/2325486>
- Fama, E. F. (1991). Efficient capital markets: II. *The journal of finance*, 46(5), 1575-1617.
- Fama, E. F. (1972). Components of Investment Performance. *Journal of Finance*, 27(3), 551–567. <http://doi.org/10.2307/2978261>
- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47, 427–465. <http://doi.org/10.2307/2329112>
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). COMMON RISK-FACTORS IN THE RETURNS ON STOCKS AND BONDS. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56. [http://doi.org/10.1016/0304-405x\(93\)90023-5](http://doi.org/10.1016/0304-405x(93)90023-5)
- Fama, E.F., & French, K.R., 2010: Luck versus skill in the cross-section of mutual fund returns. *Journal of Finance* 65, 1915-1947
- Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *The Journal of Political Economy*, 607-636.
- Ferson, W. E., & Schadt, R. W. (1996). Measuring Fund Strategy and Performance Changing Economic Conditions. *Journal of Finance*, 51(2), 425–461. <http://doi.org/10.2307/2329367>
- French, K. (2008). The Cost of Active Investing. *Journal of Finance*, 63(4), 1537–1573.
- French, K. R (2015). "Kenneth R. French". Hentet fra <http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/>

- Florentsen, B., & Møller, M. (2001). Er investeringsforeninger en god ide for private?. *Finans-Invest*, (3), 7-17.
- Gorman, L. R., Sapra, S. G., & Weigand, R. A. (2010). The Cross-Sectional Dispersion of Stock Returns, Alpha, and the Information Ratio. *The Journal of Investing*. <http://doi.org/10.3905/joi.2010.19.3.113>
- Grinblatt, M., & Titman, S. (1989a). Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings. *The Journal of Business*, 62(3), 393. <http://doi.org/10.1086/296468>
- Grinblatt, M., & Titman, S. (1989b). Portfolio performance evaluation: old issues and new insights. *Review of Financial Studies*, 2(3), 393–421. <http://doi.org/10.1093/rfs/2.3.393>
- Grinold, R. C. (1989). The fundamental law of active management. *The Journal of Portfolio Management*, 15(3), 30-37.
- Grossman, S. & Stiglitz, J. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *The American Economic Review*, 70(3), 393–408. <http://doi.org/10.1177/0003065108330523>
- Gruber, M. J. (1996). Another Puzzle: The Growth in Actively Managed Mutual Funds. *Journal of Finance*, 51(3), 783–810. <http://doi.org/10.2307/2329222>
- Harlow, W. V, & Brown, K. C. (2006). The Right Answer to the Wrong Question: : Identifying Superior Active Portfolio Management. *Journal of Investment Management*, 4(4), 1–26. <http://doi.org/10.2469/dig.v37.n2.4612>
- Hendricks, D., Zeckhauser, R., & Patel, J. (1993). Hot Hands in Mutual Funds: Short-Run Persistence of Relative Performance, 1974-1988. *The Journal of Finance*, 48(1), 93. <http://doi.org/10.2307/2328883>
- Henriksson, R. D. (1984). Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation. *Journal of Business*, 57(1), 73–96. <http://doi.org/10.1086/296225>
- Henriksson, R. D., & Merton, R. C. (1981). On Market Timing and Investment Performance. II. Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills. *The Journal of Business*. <http://doi.org/10.1086/296144>
- Ippolito, R. A. (1989). Efficiency With Costly Information: A Study of Mutual Fund Performance, 1965-1984, 104(1), 1–23.
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of finance*, 48(1), 65-91.
- Jensen, M. C. (1968). The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. *The Journal of Finance*, 23(2), 389. <http://doi.org/10.2307/2325404>
- Jensen, M. C., Black, F., & Scholes, M. S. (1972). The capital asset pricing model: Some empirical tests.

- Kacperczyk, M., Nieuwerburgh, S. Van, & Veldkamp, L. (2014). Time-varying fund manager skill. *Journal of Finance*, 69(4), 1455–1484. <http://doi.org/10.1111/jofi.12084>
- Kacperczyk, M., Sialm, C., & Zheng, L. (2008). Unobserved actions of mutual funds. *Review of Financial Studies*, 21(6), 2379–2416. <http://doi.org/10.1093/rfs/hhl041>
- Kacperczyk, M., Sialm, C., & Zheng, L. U. (2005a). On the industry concentration of actively managed equity mutual funds. *Journal of Finance*, 60(4), 1983–2012. <http://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00785.x>
- Kendall, M. G., & Hill, A. B. (1953). The analysis of economic time-series-part i: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 116(1), 11-34.
- Kosowski, R. (2011). Do Mutual Funds Perform When It Matters Most to Investors? US Mutual Fund Performance and Risk in Recessions and Expansions. *Quarterly Journal of Finance*. <http://doi.org/10.1142/S2010139211000146>
- Kosowski, R., Timmermann, A., Wermers, R., & White, H. (2006). Can mutual fund “stars” really pick stocks? New evidence from a bootstrap analysis. *Journal of Finance*, 61(6), 2551–2595. <http://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.01015.x>
- Lakonishok, J., & Shapiro, A. C. (1986). Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns. *Journal of Banking & Finance*, 10(1), 115-132.
- Lee, C. F., & Rahman, S. (1990). Market timing, selectivity, and mutual fund performance: An empirical investigation. *Journal of Business*, 261-278.
- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Budget Constraints. *Review of Economics and Statistics*, February.
- Lo, a. (2005). Reconciling efficient markets with behavioral finance: the adaptive markets hypothesis. *Journal of Investment Consulting*, 7(2), 21–44. <http://doi.org/10.2139/ssrn.728864>
- Lo, A. W., & MacKinlay, A. C. (1988). Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. *Review of financial studies*, 1(1), 41-66.
- Malkiel, B. G. (1995). Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991. *The Journal of Finance*, 50(2), 549. <http://doi.org/10.2307/2329419>
- Malkiel, B. G. (2003). The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *Journal of Economic Perspectives*. <http://doi.org/10.1257/089533003321164958>
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection*. *The journal of finance*, 7(1), 77-91.
- Morey, M. R. (2005). The kiss of death: a 5-star Morningstar mutual fund rating? *Journal of Investment Management*, 3(2), 41. <http://doi.org/10.2139/ssrn.455240>
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 768-783.

- Newbold, P., Carlson, W. C., & Thorne, B. M. (2010). *Statistics for Business and Economics*. Pearson.
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A Simple Positive Semi-definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica* 55, 703-708
- Otten, R., & Bams, D. (2002). European Mutual Fund Performance. *European Financial Management*, 8(1), 75–101. <http://doi.org/10.1111/1468-036X.00177>
- Pastor, L., Stambaugh, R. F., & Taylor, L. a. (2014). Scale and Skill in Active Management. *NBER Working Paper Series*, 116, 23–45. <http://doi.org/10.2139/ssrn.2318788>
- Pastor, L., & Stambaugh, R. F. (2001). *Liquidity risk and expected stock returns* (No. w8462). National Bureau of Economic Research.
- Paul, J. G. (2009). “No Time to Be Passive - Get Active Now”, *Research report, AllianceBernstein*.
- Petajisto, A. (2011). The index premium and its hidden cost for index funds. *Journal of Empirical Finance*, 18(2), 271–288. <http://doi.org/10.1016/j.jempfin.2010.10.002>
- Petajisto, A. (2013). Active share and mutual fund performance. *Financial Analysts Journal*, 69(4), 73–93. <http://doi.org/10.2469/faj.v69.n4.7>
- Reinganum, M. R. (1981). Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings' yields and market values. *Journal of financial Economics*, 9(1), 19-46.
- Roll, R. (1977). A critique of the asset pricing theory's tests Part I: On past and potential testability of the theory. *Journal of Financial Economics*. [http://doi.org/10.1016/0304-405X\(77\)90009-5](http://doi.org/10.1016/0304-405X(77)90009-5)
- Roll, R. (1978). Ambiguity When Performance Is Measured By The Securities Market Line. *Journal of Finance*, 33(4), 1051–1069. <http://doi.org/Article>
- Schultz, P. (2010). Rational Cross-Sectional Differences in Market Efficiency: Evidence from Mutual Fund Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(04), 847–881. <http://doi.org/10.1017/S0022109010000359>
- Sharpe, W. F. (1966). Mutual Fund Performance. *The Journal of Business*. <http://doi.org/10.1086/294846>
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk*. *The journal of finance*, 19(3), 425-442.
- Sharpe, W. F. (1991). The Arithmetic of Active Management. *Financial Analysts Journal*, 47(January-February), 7–9.
- Shiller, R. J. (2003). From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance. *Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 83–104. <http://doi.org/10.1257/089533003321164967>

- Silli, B., Cohen, R. B., & Polk, C. (2008). Best ideas. <http://doi.org/10.2139/ssrn.1364827>
- Stivers, C., & Sun, L. (2010). Cross-sectional return dispersion and time variation in value and momentum premiums.
- The National Bureau of Economic Research (n.d.). US Business Cycle Expansions and Contractions. Hentet fra <http://www.nber.org/cycles.html>
- Tanggard, C. (2012). Kritik af investeringsforeninger: omkostninger, gennemsigtighed og interessekonflikter. *Finans-Invest* (3)
- Treynor, J. L. (1965). How to rate management of investment funds. *Harvard business review*, 43(1), 63-75.
- Treynor, J., & Mazuy, K. (1966). Can mutual funds outguess the market. *Harvard business review*, 44(4), 131-136.
- Van Dijk, M. A. (2011). Is size dead? A review of the size effect in equity returns. *Journal of Banking and Finance*. <http://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.05.009>
- Vidal-García, J. (2013). The persistence of European mutual fund performance. *Research in International Business and Finance*, 28(1), 45–67. <http://doi.org/10.1016/j.ribaf.2012.09.004>
- Wang, Yu., Verbeek, Marno., Jiang, H. (2014). Information Content when mutual funds deviate from Benchmark, (April 2015).
- Wooldridge, J. (2009). Introductory econometrics: A modern approach. Cengage Learning.
- Worldwide Total Net Assets of Mutual Funds (2015). Hentet fra http://www.icifactbook.org/fb_data.html#section2

11

BILAG

Bilag 1

Tabel 23. Oversigt over ISIN koder på investeringsforeningerne i undersøgelsesgruppen

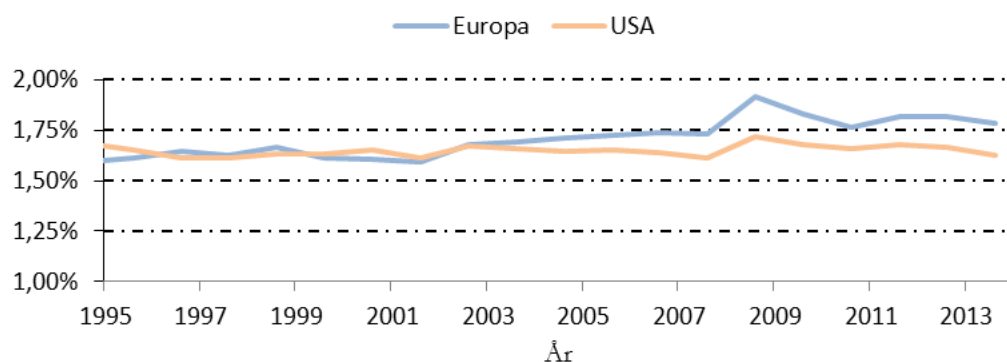
ISIN kode (Europa)				
AT0000711577	FR0000170243	FR0000008674	LU0027144939	LU0100187060
LU0094541447	FR0000170326	LU0238202773	LU0596211499	LU0062625115
FR0010307876	LU0389656389	LU0048578792	LU0304860645	NO0010039712
DE000A0Q2SC0	LU0125727601	LU0119124278	FR0000972390	FR0010461723
FI0008804836	IE0000829121	LU0202403266	LU0102766671	FR0010223537
SE0000735797	AT0000949342	LU0195661375	LU0149700378	LU0145635479
AT0000721444	DE0009750018	GB0031059792	BE0173540072	DE0009797720
DE0008471483	ES0114371034	LU0103194394	LU0157028266	DE0008490822
DE0009769679	FR0010651224	LU0139057979	LU0078275392	DE000A0M6W69
IE00B1G9YY97	LU0301848403	LU0139057979	LU0099161993	FR0010516542
LU0327454749	LU0173001487	FR0000428369	LU0112589485	DE0005152375
DK0010244854	LU0127033685	FI4000013891	FR0007016068	DE0008490848
BE0058028227	LU0348394098	FR0010143537	FR0010250068	DE0008493370
BE0058026205	LU0255231218	SE0000434706	LU0199669259	DE0009769729
FR0000991432	LU0011846440	IT0001012498	FR0010604512	FR0010075804
FR0000289902	LU0229084990	LU0645132225	FR0000437162	FR0010398966
FR0010165944	BE0935064817	FR0000977522	FR0010241059	FR0010242453
LU0401974943	FR0010077412	FR0000976292	FR0010345793	FR0011003391
LU0755949418	LU0010012721	DE0008478181	FR0010138370	LU0365353852
IE0007999117	IE0004148270	FR0010376848	FR0007079132	AT0000645973
LU0376710454	DE0007045437	FR0007013206	FR0010629147	AT0000703335
DE000A1H56E7	GB00B23YWV79	IE0008505517	FR0000441628	AT0000626817
FR0007024930	LU0085741386	LU0145455142	FR0000425027	FR0000970899
LU0085790326	PTYPIALM0006	LU0145458674	FR0007483474	FR0010540856
LU0248860008	LU0049736407	LU0100847093	LU0408000189	LU0130322117
DE0008474511	LU0574145537	LU0086660247	DK0016026594	FR0010231548
FR0000171985	LU0269642889	IT0001053138	DK0060143212	FR0010682732
FR0010101972	PTYCXHLP0002	FR0000029837	FI0008802988	LU0329749963
FR0007473798	FR0010332767	FR0010631283	SE0000569667	LU0153358667
FR0007082920	BE0165341539	LU0068894848	SE0000569667	LU0147872757
LU0103754361	BE0945524651	LU0394651326	DK0010245901	FR0010108662
LI0014803386	LU0038775747	LU0172200718	DK0060229011	IE0000663926
DE0008480468	AT0000497227	DK0010235431	DK0016290265	FR0007022793
LU0117009935	LU0321539685	AT0000712617	LU0088125512	LU0194779913
DE0009780569	FI0008805049	LU0294540942	SE0000569675	LU0028118809
IE00B1RMY977	AT0000615067	SE0000396574	DE0005316988	LU0119750205
DE0008475021	FR0007076617	DK0015809065	LU0368601893	FR0010507491
LU0074299321	FR0007076641	LU0201075453	LU0358925161	LU0345777659
DE0008470337	FR0007371703	LU0138821268	FR0000982449	IT0003160170

ISIN kode (Europa)				
IE00B3DVSZ10	FR0010289009	LU0431823151	DE000A1JJJC5	LU0111921226
LU0026740844	FR0010074914	LI0013255646	FI0008802194	LU0111921499
IE00B3VTH6115	LU0137280037	SE0001919143	NO0010325889	LU0776060922
LU0119062650	GB0008383423	FI0008804760	DK0015888424	FR0007020441
LU0289089384	FR0007470653	FI4000020169	DK0010265693	FI0008808449
LU0079556188	AT0000739131	DK0010246206	DK0060031680	LU0095506746
LU0281486075	LU0591716237	GB0030927817	FI0008800974	FR0010426072
LU0058891119	SE0000539454	AT0000819792	FR0000294613	LU0386768146
LU0260086623	SE0000639437	FR0007495601	IE00B046JW80	IE0000712996
LU0362743287	LU0337167885	LU0011869731	IE0032284907	LU0339337114
DK0016261084	FI0008806591	IE0005372291	LU0185497350	LU0390424108
DK0010243104	LU0285831334	IE0004878967	IE0005264092	LU0374936432
BE0126161612	LU0207128991	DE0009797118	FI0008806369	LU0049810731
BE0172710502	ES0178016038	DE0009752220	FR0010236760	LU0055868441
BE0166983461	FR0010730077	DE000A0Q2TU0	PTOPZFH0008	FR0010178665
SI0021400310	LU0292886156	LU0125951151	FR0010738153	LU0312333569
FR0010160481	FR0010546945	LU0648597655	FR0000978447	LU0394765258
FR0010449793	IE0030893295	LU0094557526	FR0010785667	DE000A0HF4N6
FR0010169987	LU0132667782	PTYAFDLM0003	FR0010341800	IE0002361404
IE0005060581	LU0006391097	LU0334004206	LU0212189012	ES0109360034
DE0009780221	LU0549584711	LU0552643099	PTYBPLLM0000	LU0082927103
LU0281806165	LU0154869704	LU0245618367	BE0058178758	FR0010420307
DE000A0DNHV6	LU0300929451	DK0060031250	BE0940001713	LU0246035637
DE000A0KEYS1	LU0153925689	DK0060032738	LU0130731986	LU0591897516
DE000A0JM0Q6	FR0007486709	DE0007560849	LU0144509550	LU0062647606
FR0000985079	FR0010190256	PTYDABLM0007	IE00B3ZSCL47	LU0995122370
DE0009769992	LU0191819951	LU0034265305	IE0033528500	LU0030166333
IE0031619152	DE0009750554	ES0138614039	IT0000386869	SE0000984171
LI0026536404	AT0000747340	FR0007047311	AT0000856042	DE0008474388
LI0015327906	DE0009763201	FR0000977530	LU0085424579	LU0030166507
LU0118317378	FR0010626796	FR0010662817	PTYESGLM0001	LU0086811550
NL0000292332	LU0113304017	SI0021401045	LU0091443829	FR0010419994
LU0317230356	IE00B4KNLX68	FR0010259986		

ISIN kode (USA)				
LU0787776722	GB00B3BLSN18	FR0010609156	AT0000825484	LU0382967288
LU0232464734	SE0000984163	FR0000975930	IE00B19ZB763	IT0001023644
GB00B0XWN143	ES0175447038	IE0002459539	IE0002270589	FR0007067970
FI0008806310	IE0001466360	IE0000018873	GB00B3T*TBW75	LU0344075766
GB0031384034	LU0518504914	IE00B0JY6J37	LI0013255638	LU0065004045
IE0002495467	LI0008826435	AT0000857362	SE0000837262	GB0031810871
IE00B1G9Z917	SE0000810798	LU0133646132	DK0016201502	LU0130102931
FR0000099939	GB0007655698	LU0085424652	GB0030926843	GB00B0LYSH38
FR0010153320	AT0000681895	LU0095507397	AT0000819800	IE00B3LHWB51
IE0032476776	LU0185280533	LU0122274425	FR0010317487	GB00B19DCX31
FR0007017488	SE0000539470	IE0033958335	LU0011868840	GB00B3RHSV16
GB0007460586	LU0230111667	FR0007012497	IE0005372184	LU0074298943
LU0011972238	DK0010270776	FR0011212547	IE0004878413	LU0006040116
FR0010593699	LU0476617658	AT0000764741	PTYAGALM0005	GB0032033341
AT0000825575	LU0429319345	ES0173364037	LU0245619092	LU0345774631
AT0000633268	LU0380918598	LU0208480813	FR0010364729	IT0003160204
LU0407242659	FR0010547059	LU0394765332	DK0060031177	GB0033027698
ES0134599036	LU0045841987	IE0002190993	DK0060038347	LU0631055893
ES0110122035	LU0098995292	IE0031179298	GB0008273061	LU0026741222
LU0534928600	LU0246276595	ES0138983038	PTYESCLM0005	LU0135056595
LU0255232455	GB0032004433	PTVMCBLM0004	GB00B67N4T04	LU0053666078
LU0093570256	DE0009750075	LU0082925743	LU0295645401	LU0325074507
BE0125698838	LU0141238146	GB0002824448	LU0674862007	LU0070214290
LU0116160465	AT0000855820	ES0121761037	LU0082087940	GB0031835225
IE0031687670	LU0431823581	LU0006306889	NL0000286045	LU0425093704
GB0006778350	LU0121930688	GB0007648230	LU0113590789	GB0003840617
GB00B23YWZ18	LU0050381978	GB0007833782	DE000A1JJJD3	DK0016261167
PTYPIBLM0005	LU0038775580	GB0031631715	DK0010265776	DK0010251396
LU0678329656	AT0000697081	GB00B3BLRC38	FI0008813381	BE0126162628
IE00B0PVD972	LU0321538950	GB00B3BLSJ71	FR0007074695	BE0058442485
FR0007479316	FR0000986614	LU0048573561	FI0008800644	BE0945859123
BE0173901779	LU0129306311	GB0003865176	FI4000013925	LU0064405334
LU0342033007	FR0010345751	LU0187121727	SE0000434698	LU0117117829
LU0078275632	FR0010173211	GB0003865390	LU0058496679	LU0068971778
LU0128693396	FR0010455816	GB0003367504	IT0001338414	LU0339887704
LU0199670695	FR0010501858	LU0096628390	LU0098860363	NO0010337959
GB00B735SW85	LU0055732977	LU0139055924	LU0352131121	IE00B50MWL50
GB0030038359	DK0060186294	LU0139055924	LU0085966389	FR0010916163
FR0007039326	DK0060143485	LU0067888072	GB0030281405	AT0000704473
FR0010241281	AT0000822812			

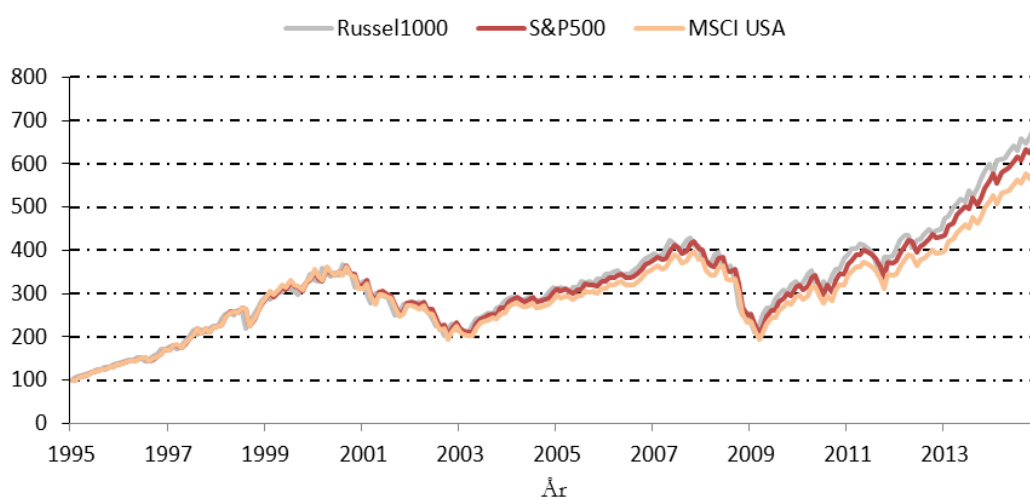
Bilag 2

Figur 11. Udvikling i investeringsforeningernes gennemsnitlige omkostninger (TER)



Bilag 3

Figur 12. Indeksret afkast for benchmarks på markedet i USA.

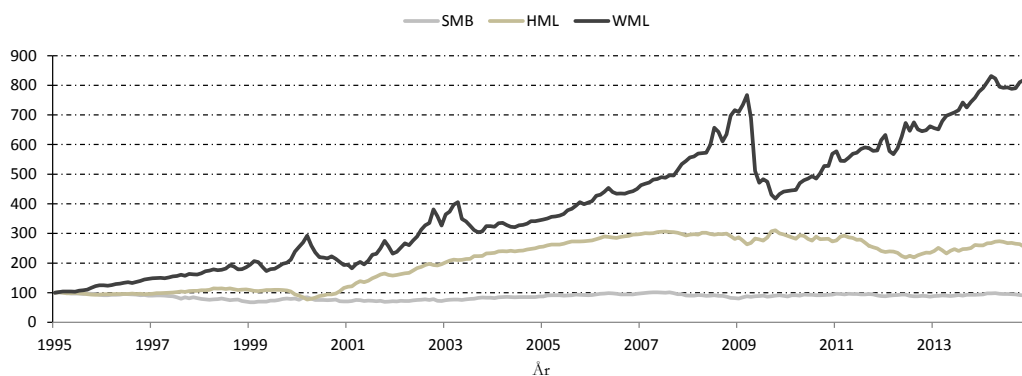


Tabel 24. Korrelationsmatrice for benchmarks på markedet i USA

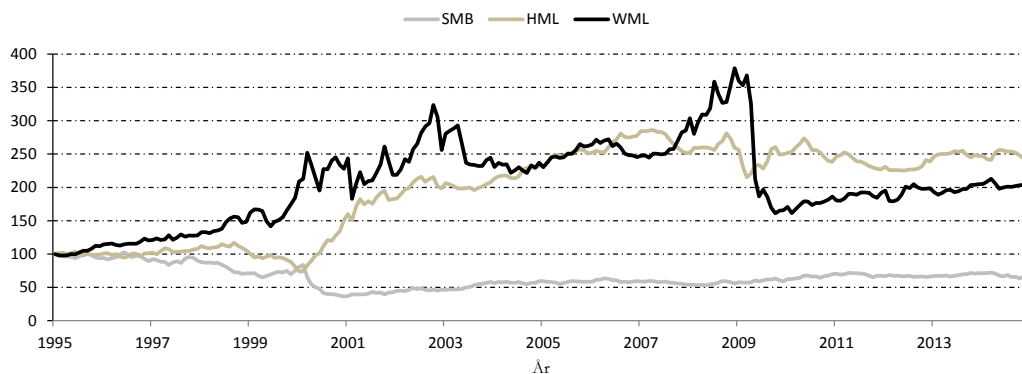
	S&P500	Russel1000	MSCI USA
S&P500	1		
Russel1000	0,997	1	
MSCI USA	0,999	0,996	1

Bilag 4

Figur 13. Indeksret afkast for faktorerne *Size* (SMB), *Value* (HML) og *Momentum* (WML) for markedet i Europa i perioden 1995-2014

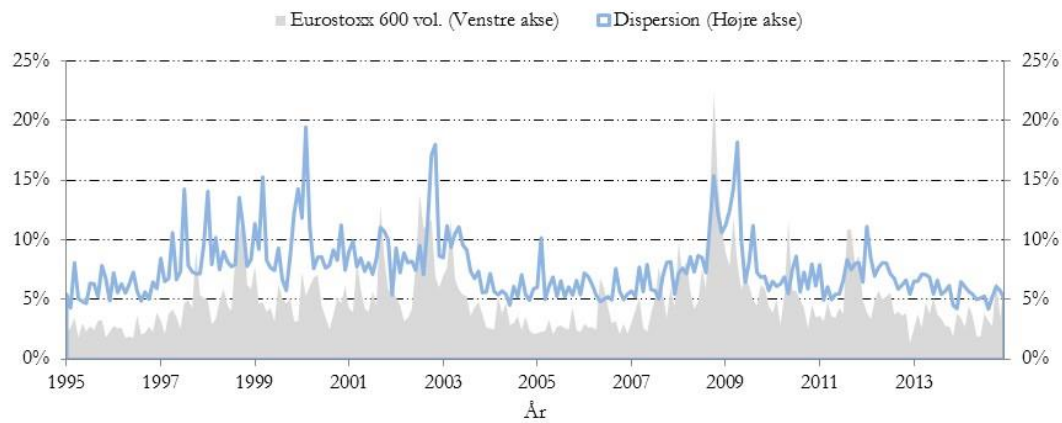


Figur 14. Indeksret afkast i faktorerne *Size* (SMB), *Value* (HML) og *Momentum* (WML) på markedet i USA i perioden 1995-2014

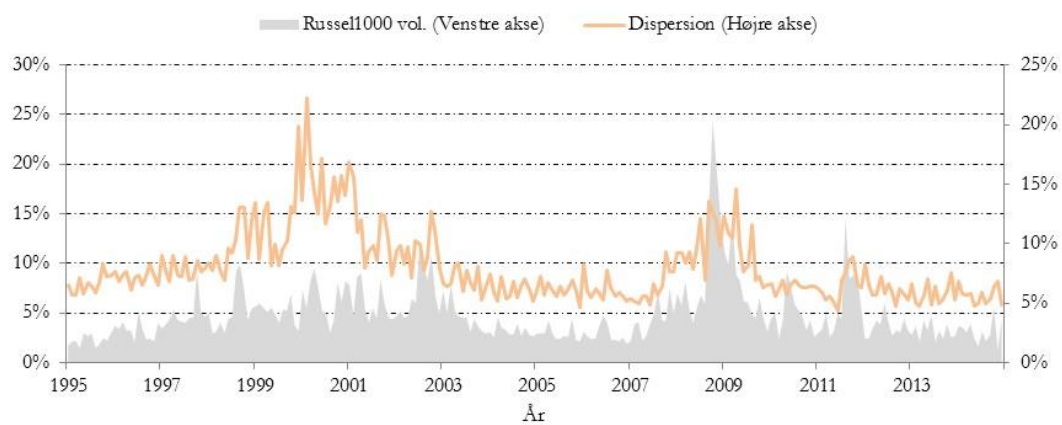


Bilag 5

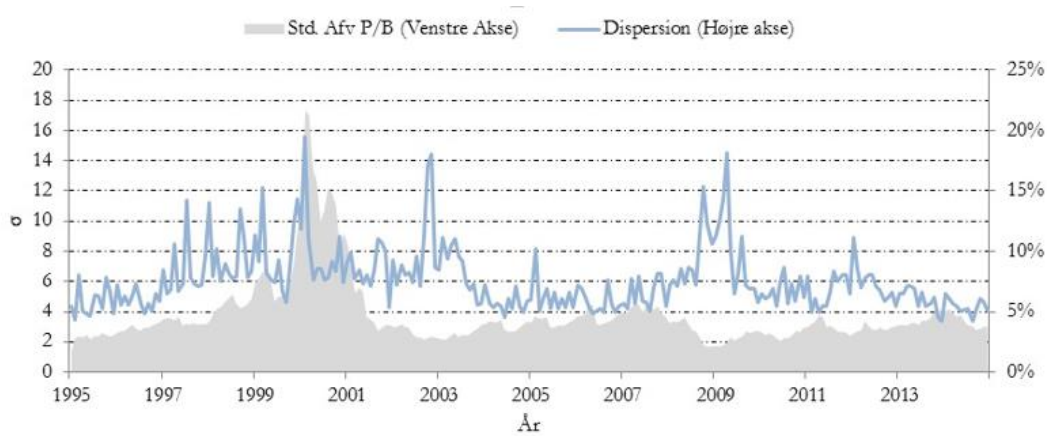
Figur 15. Oversigt over udviklingen i månedlig dispersion overfor den månedlige volatilitet i Europa for perioden 1995 til 2014.



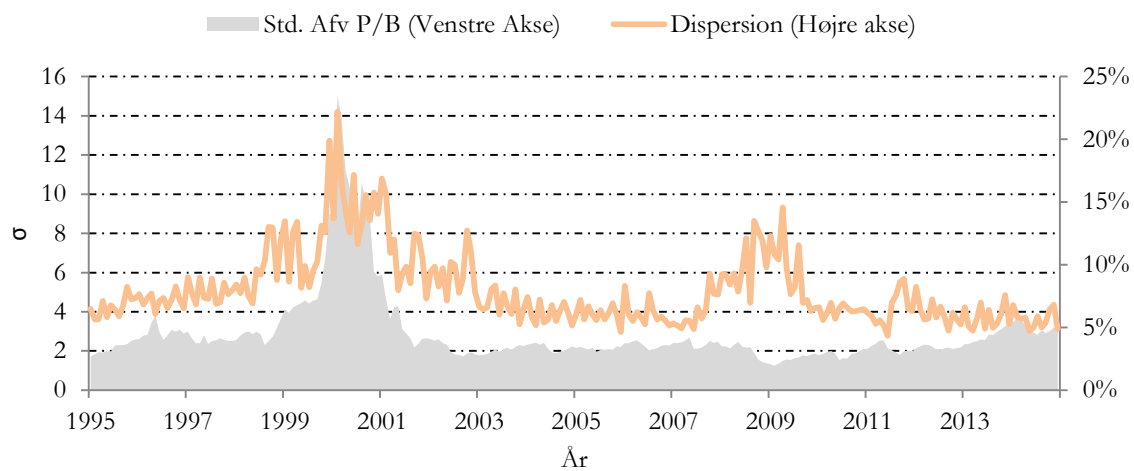
Figur 16. Oversigt over udviklingen i månedlig dispersion overfor den månedlige volatilitet i USA for perioden 1995 til 2014.



Figur 17. Oversigt over udviklingen i månedlig dispersion overfor den månedlige trimmet standard afvigelse på price-to-book i Europa for perioden 1995 til 2014



Figur 18. Oversigt over udviklingen i månedlig dispersion overfor den månedlige trimmet standard afvigelse på price-to-book i USA for perioden 1995 til 2014



Bilag 6

Tabel 25. Resultatet af Wilcoxon rank-sum test for CAPM α efter omkostninger

Gruppe	Antal Obs.	Sum af rangering (Faktisk)	Sum af rangering (Forventet)	Test specifikation	
				Z-værdi	p-værdi
Gruppe 1 (Europa 1995-2014)	358	104.531	99.524	2,7700	0,0056
Gruppe 2 (USA 1995-2014)	197	49.759	54.766		

Tabel 26. Resultatet af Wilcoxon rank-sum test for 4-faktor α efter omkostninger

Gruppe	Antal Obs.	Sum af rangering (Faktisk)	Sum af rangering (Forventet)	Test specifikation	
				Z-værdi	p-værdi
Gruppe 1 (Europa 1995-2014)	358	100.700	99.524	0,6510	0,5153
Gruppe 2 (USA 1995-2014)	197	53.590	54.766		

Bilag 7

Tabel 27. Test for normalitet for α for omkostninger i de to delperioder

Region	Periode	Antal foreninger	Middelværdi α (p.a)	Skewness (p-værdi)	Kurtosis (p-værdi)	Anderson- Darling (p-værdi)	Sharpiro- Wilkinson (p-værdi)
Europa	1995-2004	200	-0.12%	1.74 ($< 0,001$)	6.86 ($< 0,001$)	4.61 ($< 0,005$)	0.88 ($< 0,001$)
	2005-2014	358	0.34%	0.47 ($< 0,001$)	1.38 ($< 0,001$)	2.13 ($< 0,005$)	0.98 ($< 0,001$)
USA	1995-2004	120	0.21%	0.82 ($< 0,001$)	6.54 ($< 0,001$)	4.50 ($< 0,005$)	0.97 ($< 0,001$)
	2005-2014	197	0.05%	0.76 (0.0242)	6.32 (0.0329)	0.86 (0.0260)	0.98 (0.0090)

Bilag 8

Tabel 28. Resultatet af Wilcoxon rank-sum tests for 4-faktor α delperioder (efter omkostninger)

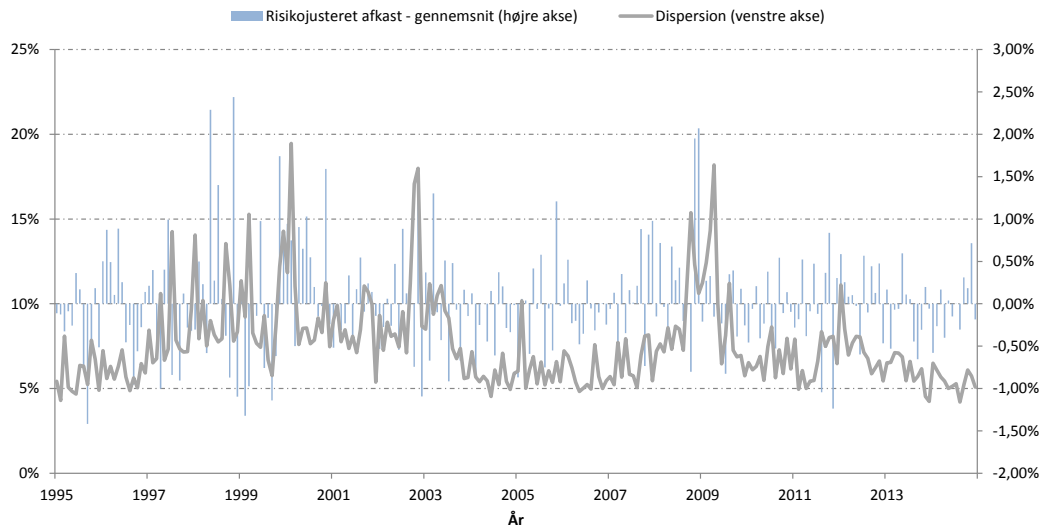
Gruppe	Antal Obs.	Sum af rangering (Faktisk)	Sum af rangering (Forventet)	<u>Test specifikation</u>	
				Z-værdi	p-værdi
Gruppe 1 (Europa 1995-2004)	200	31.683	32.100	-0,5200	0,6028
Gruppe 2 (USA 1995-2004)	120	19.677	19.260		
Gruppe 1 (Europa 2005-2014)	358	102.853	99.524	1,8420	0,0655
Gruppe 2 (USA 2005-2014)	197	51.437	54.766		

Tabel 29. Resultatet af Levene's tests for spredning i 4-faktor α i delperioder (efter omkostninger)

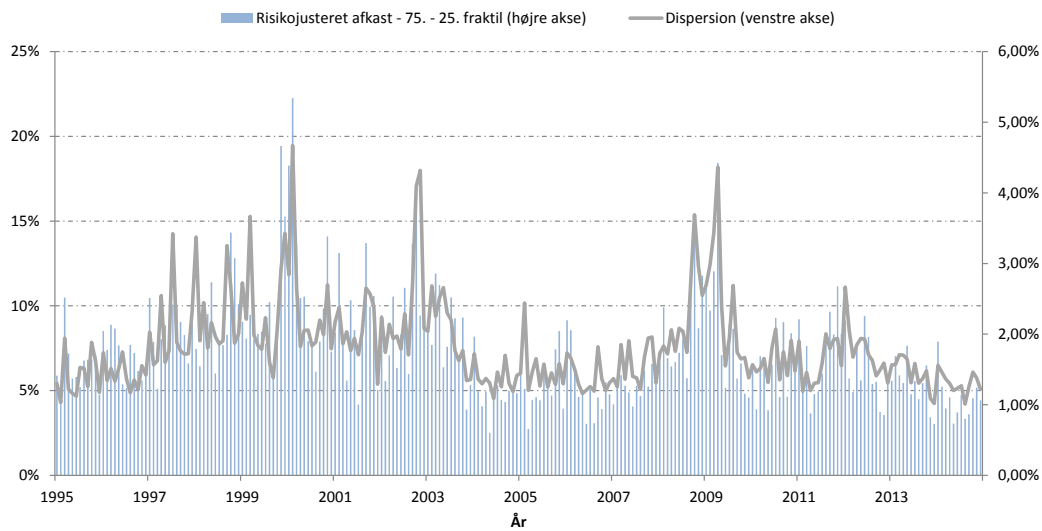
Gruppe	Antal Obs.	<u>Test specifikation</u>		
		P-værdi (Gns.)	P-værdi (Middelværdi)	P-værdi (Trimmet Middelværdi)
Gruppe 1 (Europa 1995-2004)	200	0,6150	0,5660	0,5836
Gruppe 2 (USA 1995-2004)	120			
Gruppe 1 (Europa 2005-2014)	358	0,0635	0,0681	0,0636
Gruppe 2 (USA 2005-2014)	197			

Bilag 9

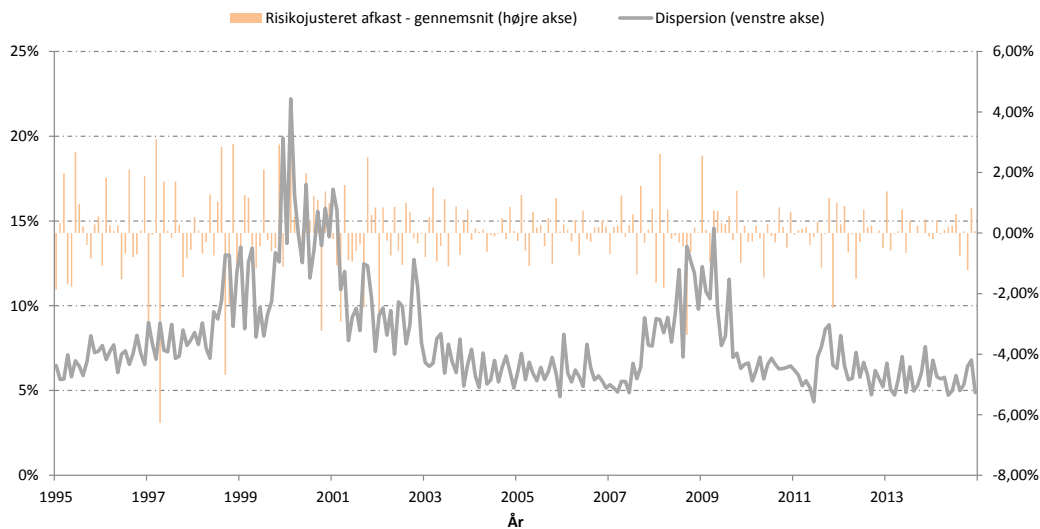
Figur 19. Oversigt over udviklingen i månedlig dispersion overfor det månedlige risikojusteret afkast i den gennemsnitlige europæiske investeringsforening.



Figur 20. Oversigt over udviklingen i månedlig dispersion overfor forskellen i det månedlige risikojusteret afkast mellem den europæiske investeringsforening i 75. og 25. fraktil.



Figur 21. Oversigt over udviklingen i månedlig dispersion overfor det månedlige risikojusteret afkast i den gennemsnitlige amerikanske investeringsforening.



Figur 22. Oversigt over udviklingen i månedlig dispersion overfor forskellen i det månedlige risikojusteret afkast mellem den amerikanske investeringsforening i 75. og 25. fraktil.

