

# **Finnes det skalaeffekter i norsk verdipapirforvaltning?**

*En empirisk undersøkelse av perioden 2003-2011*

**Michael-Marco Simonsen & Sverre Sandøy**

**Veileder: Gernot Doppelhofer**

Masterutredelse i Finansiell Økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Denne utredningen er gjennomført som et ledd i masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at høyskolen inntår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

---

---

## Sammendrag

Motivasjonen bak denne utredningen er en felles interesse for finans og kapitalforvaltning. I tillegg er begge forfatterne opptatt av at det selvstendige arbeidet utført skal være originalt. Utredningen forsøker å avdekke, samt forklare eventuelle skalaeffekter i det norske verdipapirfondsmarkedet. Analysene tar utgangspunkt i ulike størrelsesfaktorer og fondenes justerte avkastning. Metodene er kvantitative, og mye er hentet fra en amerikansk studie utført av Chen, Hong, Huang & Kubik (2004).

Utredningen skiller seg fra tidligere studier ved at den også inkluderer prestasjonsmål, seleksjons- og timingegenskaper, og antall kundeforhold, i diskusjonen av skalaeffekter. Dette gir en mer intuitiv vinkling på problemstillingen. Forfatterne har ikke funnet andre studier som tar for seg det norske verdipapirfondsmarkedet.

Med utgangspunkt i 20 norskregistrerte fond og ulike størrelsesfaktorer, konstrueres tre dynamiske størrelsesporteføljer som følges i perioden 2003 til 2011. De tre konstruerte porteføljene inneholder henholdsvis *store*, *mellomstore* og *små* fond. De respektive porteføljenes koeffisienter estimeres med singel indeks modellen, og fungerer både som enkeltfondenes referanseporteføljer og som selvstendige analyseobjekter. Utredningen finner at alle størrelsesporteføljene har gitt positiv alfaavkastning i perioden. Det er bare porteføljen for mellomstore og små fond, som kan vise til signifikante alfaestimer. Videre viser ingen av porteføljene signifikante seleksjons- eller timingegenskaper. Store fond er best på seleksjon i perioden, noe som kan knyttes til overlegen informasjon og analyse.

Undersøkelsene indikerer også at det kan eksistere et negativt forhold mellom størrelse og timingegenskaper. For å besvare problemstillingen benyttes flere modeller, men ingen av disse viser signifikante sammenhenger mellom forvaltningskapital og justert avkastning. Det kan heller ikke påvises likviditetseffekter av å holde smallcap-aksjer. Testene viser ingen signifikante hierarkikostnader, men fond i store organisasjoner ser ut til å omsette økt forvaltningskapital dårligere, enn de i små organisasjoner. Det konkluderes med at det ikke eksisterer signifikante skalaeffekter i utvalget av norske verdipapirfond. Resultatet knyttes til egenskaper ved det norske markedet og myndighetenes rolle som utvikler i den norske kapitalforvaltningsindustrien.

---

## Forord

Denne utredningen er skrevet som en del av masterstudiet i finansiell økonomi ved Norges Handelshøyskole. Utredningens formål er å avdekke, samt forsøke å forklare, eventuelle størrelseseffekter i det norske verdipapirfondsmarkedet.

Valg av emne er begrunnet i en felles interesse for kapitalforvaltning, videre ønsket begge forfatterne å bevege seg utenfor hva som er tidligere gjort i selvstendige arbeider ved NHH. Skalaeffekter i norsk forvaltning ble nevnt som et mulig oppgaveemne under en forelesning i Kapitalforvaltning, våren 2012. Med manglende eksisterende forskning på emnet i Norge, har innsikten i emnet kommet fra utenlandske studier. Det tok likevel ikke lang tid før det ble klart hva denne utredningen skulle ta for seg.

Forfatterne vil først og fremst takke veileder, Gernot Doppelhofer, for en god prosess samt konstruktiv tilbakemelding gjennom arbeidet, Trond Døskeland, som foreslo problemstillingen, og Andreas Olden for uvurderlig hjelp med skriveprosessen.

Videre vil de takke Verdipapirfondenes Forening, Børsprosjektet ved NHH og Morningstar, for å være behjelpelig med dataen nødvendig for å gjennomføre utredningen.

---

## Figurer

Figur 1 - Total forvaltningskapital hos norske verdipapirfond (VFF, 2011) .....	16
Figur 2 - Nettotegning totalmarkedet norske verdipapirfond (VFF, 2011).....	17
Figur 3 - Personkunders nettotegning og utviklingen på Oslo Børs (VFF, 2009) .....	18
Figur 4 - Vekst i innskuddspensjonsordninger (Kilde:Gjesteforelesning FIE432).....	19
Figur 5 - Verdipapirlinjen.....	37
Figur 6 - Treynor-Mazuy.....	41
Figur 7 - Dummyvariabler grafisk fremstilling .....	51
Figur 8 - Interaksjonseffekt grafisk fremstilling .....	52
Figur 9 - Størrelsesporteføljene: Årlige betaestimer .....	89
Figur 10 - Størrelsesporteføljene: Årlige alfaestimer .....	90
Figur 11 - Størrelsesporteføljene: Justert gjennomsnittsavkastning, grafisk .....	92

---

## Tabeller

Tabell 1 - Enkeltfond: Singel indeks estimerte koeffisienter .....	70
Tabell 2 - Koeffisienter etter fremgangsmåte .....	72
Tabell 3 - Størrelsesporteføljene: Egenskaper .....	74
Tabell 4 - Korrelasjonsmatrise: Små fond.....	75
Tabell 5 - Korrelasjonsmatrise: Mellomstore fond .....	75
Tabell 6 - Korrelasjonsmatrise: Store fond .....	76
Tabell 7 - Størrelsesporteføljene: Regresjonsestimater og forklaringsgrad .....	78
Tabell 8 - Størrelsesporteføljene: Resultater, Durbin-Watson .....	79
Tabell 9 - Størrelsesporteføljene: Resultater, Ryan-Joiner .....	80
Tabell 10 - Størrelsesporteføljene: Resultater, White's test .....	80
Tabell 11- Størrelsesporteføljene: Estimerte koeffisienter med paneldata .....	82
Tabell 12 - Størrelsesporteføljene: Estimering med faste effekter.....	84
Tabell 13 - Størrelsesporteføljene: Estimering med faste og tidsspesifikke effekter.....	85
Tabell 14 - Størrelsesporteføljene: Estimerte koeffisienter - Treynor-Mazuy .....	87
Tabell 15 - Størrelsesporteføljene: Geometriske oversiktstall .....	91
Tabell 16 - Størrelsesporteføljene: Hypotesetesting med justert avkastning .....	93
Tabell 17 - Enkeltfond: Avkastning og risiko .....	94
Tabell 18 - Enkeltfond: Prestasjonsmål .....	95
Tabell 19 - Størrelsesporteføljene: Avkastning og risiko.....	96
Tabell 20 - Størrelsesporteføljene: Prestasjonsmål .....	96
Tabell 21 - Enkeltfond: Basisregresjonen .....	102
Tabell 22 - Enkeltfond: Basisregresjon med paneldata.....	102
Tabell 23 - Resultater: Likviditetshypotesen .....	105
Tabell 24 - Resultater: Likviditetshypotesen med paneldata .....	106
Tabell 25 - Resultater: Hierarkikostnader .....	108
Tabell 26 - Resultater: Hierarkikostnadshypotesen med paneldata .....	109

---

# Innholdsfortegnelse

<b>1. INNLEDNING .....</b>	<b>11</b>
<b>2. DET NORSKE VERDIPAPIRFONDSMARKEDET .....</b>	<b>15</b>
2.1 GENERELT OM FOND .....	15
2.2 UTVIKLINGSTREKK I DET NORSKE VERDIPAPIRFONDSMARKEDET .....	16
2.2.1 <i>Større ansvar for egen pensjon</i> .....	18
2.3 KLASSIFISERING AV FONDENE.....	20
2.3.1 <i>Åpne og lukkede fond</i> .....	20
2.3.2 <i>Aksjefond</i> .....	21
2.3.3 <i>Aktive- og passive- aksjefond</i> .....	21
2.4 SPARING I FOND .....	22
2.4.1 <i>Generelt</i> .....	22
2.4.2 <i>Praktisk</i> .....	23
2.4.3 <i>Kostnader</i> .....	23
2.4.4 <i>Skattlegging</i> .....	24
2.4.5 <i>Fordeler ved verdipapirfond</i> .....	25
<b>3. TEORI.....</b>	<b>26</b>
3.1 FONDSSTØRRELSE.....	26
3.1.1 <i>Betydning av størrelse og organisasjon</i> .....	26
3.1.2 <i>Betydning av markedsstruktur og myndighet</i> .....	30
3.2 RISIKO.....	33
3.2.1 <i>Definisjon</i> .....	33
3.2.2 <i>Dekomponering av risiko</i> .....	34
3.2.3 <i>Diversifisering</i> .....	34

---

3.3	KAPITALVERDIMODELLEN.....	35
3.4	SINGEL INDEKS MODELLEN .....	38
3.5	TREYNOR-MAZUY SELEKSJONS- OG TIMINGMODELL.....	40
3.6	RISIKOJUSTERTE PRESTASJONSMÅL.....	42
3.6.1	<i>Sharperaten</i> .....	43
3.6.2	<i>Treynor-indeks</i> .....	44
3.6.3	<i>Jensen alfa</i> .....	45
3.6.4	<i>Appraisal ratio</i> .....	46
3.7	MARKEDSEFFISIENS .....	47
<b>4.</b>	<b>METODE .....</b>	<b>49</b>
4.1	REGRESJONSANALYSE.....	49
4.1.1	<i>Dummyvariabler</i> .....	50
4.1.2	<i>Interaksjonseffekter</i> .....	51
4.1.3	<i>Faste effekter</i> .....	53
4.1.4	<i>Multikollinearitet</i> .....	54
4.1.5	<i>Gjennomsnittssentrerte uavhengige variabler</i> .....	55
4.2	MINSTE KVADRATERS METODE - OLS.....	56
4.2.1	<i>Modellens forutsetninger</i> .....	56
4.2.2	<i>Brudd på modellens forutsetninger</i> .....	58
4.3	TESTOBSERVATORER.....	61
4.3.1	<i>Forklaringsgrad</i> .....	61
4.3.2	<i>T-verdi</i> .....	62
4.3.3	<i>P-verdi</i> .....	62



---

4.3.4	<i>Standardavvik</i> .....	63
4.4	HYPOTESETESTING .....	64
<b>5.</b>	<b>DATA</b> .....	<b>65</b>
5.1	UTVALG .....	65
5.2	VALG AV REFERANSEINDEKS .....	66
5.3	VALG AV RISIKOFRI RENTE.....	67
5.4	AVKASTNING .....	68
5.4.1	<i>CAPM-justert avkastning</i> .....	69
5.5	BEHANDLING AV UTVALGSDATA.....	70
5.5.1	<i>Enkeltfondene</i> .....	70
5.5.2	<i>Størrelsesporteføljene</i> .....	71
5.5.3	<i>Egenskaper ved størrelsesporteføljene</i> .....	73
<b>6.</b>	<b>RESULTATER</b> .....	<b>77</b>
6.1	SINGEL INDEKS MODELLEN .....	77
6.1.1	<i>Modellen og estimerte koeffisienter</i> .....	77
6.2	FORUTSETNINGER SINGEL INDEKS MODELLEN .....	79
6.2.1	<i>Durbin-Watson autokorrelasjonstest</i> .....	79
6.2.2	<i>Ryan-Joiner normalitetstest</i> .....	79
6.2.3	<i>White's test for homoskedastisitet</i> .....	80
6.3	ALFAESTIMERING MED PANELDATA .....	81
6.4	TREYNOR-MAZUY SELEKSJONS- OG TIMINGMODELL .....	86
6.5	GLATTEDE ÅRLIGE ESTIMATER .....	88
6.6	JUSTERTE AVKASTNINGSTALL .....	91

---

6.6.1	<i>Hypotesetesting med justert avkastning</i> .....	93
6.7	<b>RISIKOJUSTERTE PRESTASJONSMÅL</b> .....	94
6.7.1	<i>Enkelfondene</i> .....	94
6.7.2	<i>Størrelsesporteføljene</i> .....	96
6.7.3	<i>Sharperate</i> .....	97
6.7.4	<i>Treynor-indeks</i> .....	97
6.7.5	<i>Jensens alfa</i> .....	97
6.7.6	<i>Appraisal ratio</i> .....	98
6.8	<b>STØRRELSESEFFEKTER</b> .....	99
6.8.1	<i>Fremgangsmåte</i> .....	99
6.8.2	<i>Basisregresjonen</i> .....	101
6.8.3	<i>Likviditetshypotesen</i> .....	103
6.8.4	<i>Hierarkikostnader</i> .....	106
6.8.5	<i>Stegvise regresjoner for størrelsesporteføljene</i> .....	109
<b>7.</b>	<b>KONKLUSJON</b> .....	<b>112</b>
<b>8.</b>	<b>RESSURSLISTE</b> .....	<b>119</b>

---

# 1. Innledning

## Introduksjon

Norske verdipapirfond opplever en økende tilstrømming av kunder. Som følge av dette, har total forvaltningskapital i det norske markedet økt med over 200 % de siste 10 årene. Dette sees i sammenheng med en overgang fra tradisjonelle ytelsesbaserte pensjonsordninger, til innskuddsbaserte pensjonsordninger, og en kommersialisering av verdipapirindustrien. Verdipapirfondsmarkedet er sentralt i det norske finansmarkedet, og vil være av økende viktighet for både private og institusjonelle investorer i tiden fremover.

Privat fondssparing og markedenes utviklingstrekk gjennomgås raskt. Det konkluderes med at det, grunnet mer komplekse finansmarkeder og økt ansvar for egen pensjon, kreves mer kunnskap om finans fra husholdningenes side.

Denne utredning utforsker forholdet mellom ulike størrelsesfaktorer og avkastning i norske verdipapirfond. En oversikt over eventuelle skalaeffekter vil være nyttig for investorer, men også for de som sitter med beslutningsmyndigheten i norske fond. Dette kan være viktig for kritiske vurderinger rundt optimal fondsstørrelse og gi innspill til diskusjonen rundt forvaltningshonorarer. Utredelsen ønsker å øke forståelsen for hva som driver fondsavkastning, samt å åpne døren, for videre forskning på en industri av økende betydning for norske husholdninger. For å undersøke effekten av størrelse segmenteres utvalget i tre størrelsesporteføljer, som følges over åtte år. Disse sammenlignes så ved hjelp av velkjente prestasjonsmål fra finansiell litteratur. Videre undersøkes betydningen av fondskaraktistika, som forvaltningskapital, familiestørrelse, og alder, på risikojustert avkastning. Dette forholdet undersøkes både for enkeltfondene og for størrelsesporteføljene enkeltfondene tilhører.

Emnet er lite forsket på i Norge. Utredningen tilbyr dermed et første empirisk ståsted på effekten av størrelse for norske verdipapirfond. Undersøkelser gjort på det amerikanske markedet har nesten utelukkende funnet en negativ sammenheng mellom størrelse og avkastning. Grinblatt og Titman (1994) finner at små fond presterer bedre enn sine store konkurrenter fordi de ikke påvirker aktivaprisene når de handler. De finner også at kostnadene faller med størrelsen på fondet, dermed dempes disse negative

---

størrelseseffektene. Chen, Hong, Huang & Kubik (2004), som er blant de mer omfattende undersøkelsene på emnet, finner også et negativt forhold mellom fondsstørrelse og avkastning blant amerikanske verdipapirfond. De fremhever likviditet, sammen med hierarkikostnader, som viktige drivere bak dette resultatet. Begge disse formene for skalaeffekter testes for i oppgaven.

Ferreia, Keswani, Miguel & Ramos (2012) undersøker størrelseseffekter i fond fra Europa og USA. Resultatene fra de europeiske fondene er ikke i samsvar med de fra det amerikanske markedet, dette tyder på at de negative størrelseseffektene avdekket i USA ikke er en universell sannhet.

Opgaven avgrenses til norskregistrerte verdipapirfond som handler aksjer notert i Norge. Mer spesifikt kreves det at minst 80 % av fondets forvaltningskapital er plassert i verdipapirer notert i Norge. Fondene i utvalget er rene aksjefond med avkastningstill tilgjengelig fra år 2000. Data på forvaltningskapital er kun tilgjengelig fra og med 2003, disse er gjort tilgjengelig gjennom Verdipapirforeningen. Utvalgsperioden er derfor begrenset til årene 2003 - 2011.

### **Problemstilling**

Utredningens hovedfokus er å avdekke størrelseseffekter blant norske verdipapirfond og analysene baseres på et utvalg av 20 aksjefond, som oppfyller gitte kriterier. Tre porteføljer konstrueres, for store, mellomstore og små fond. Med disse kartlegges forskjeller i avkastning mellom størrelsesgrupper. Disse forskjellene utforskes gjennom å se på kapitalbase ved starten av perioden og avkastning gjennom perioden. Kjernespørsmålet for utredningen formuleres som:

*Kan det påvises en sammenheng mellom størrelse på forvaltningskapital og avkastning i norske verdipapirfond?*

Forholdet mellom avkastning og størrelse analyseres også gjennom å sammenligne fondenes prestasjoner i perioden. Denne evalueringen utføres med basis i fondenes relative størrelse til resten av utvalget, og i henhold til sentrale prestasjonsmål fra finanslitteraturen.

---

I undersøkelsen av størrelsens betydning for avkastning søkes det også etter spesifikke skalaeffekter, som er forventet å påvirke et fonds prestasjon. Disse bygger på *likviditets-* og *hierarkikostnadshypotesen*.

*Likviditetshypotesen* sier at størrelse er mer betydningsfullt for fond som investerer i bedrifter med en liten aksjebeholdning. Slike aksjer vil heretter refereres til som *smallcap-aksjer*. Hypotesen begrunnes med at disse aksjene er mindre omsettelig. En aksjepost i slike bedrifter kan derfor ikke økes, eller reduseres, på lik linje med aksjeposter i selskaper med større aksjebeholdninger. Hypotesen antar dermed at avkastningen til fond med mye smallcap-aksjer ikke vokser proporsjonalt med forvaltningskapital, fordi fondene må finne nye investeringsobjekter. Dette medfører økte analyse- og transaksjonskostnader. På bakgrunn av likviditetshypotesen formuleres følgende problemstilling:

***Er fondsstørrelse en begrensende faktor for avkastningen til norske fond, som investerer i smallcap-aksjer?***

Enkeltstudier har funnet tegn på at størrelsen på familien et fond befinner i seg kan være av betydning for evnen til å skape meravkastning. Sirri og Tufano (1998) peker blant annet på at større familier er mer synlige overfor publikum, samt at de har kapasitet til å yte bedre service overfor sine kunder. For å se om slike effekter eksistere blant norske forvaltere lages en indikator på familiestørrelse. Denne defineres som den samlede forvaltningskapitalen til alle fond som inngår i samme organisasjon. For å undersøke hvorvidt det er fordelaktig å være del av en stor familie, formuleres følgende problemstilling:

***Kan det påvises en sammenheng mellom familiestørrelse og avkastning i norske verdipapirfond?***

*Hierarkikostnadshypotesen* sier at størrelse er mer betydningsfullt for fond som befinner seg i store familier. Dette forklares med at investeringsbeslutninger, som følge av endret forvaltningskapital, må gjennom flere ledd før de godtas og implementeres. Det er her snakk om organisatoriske skalaulemper. Hypotesen antar at fond underlagt en større familie, ofte ender opp med suboptimale plasseringer. De vil følgelig ha lavere avkastning, enn konkurrenter som befinner seg i mindre familier. I motsetning til den foregående problemstillingen, testes det her for en spesifikk negativ effekt av å tilhøre en stor familie,

---

altså hierarkikostnader. På bakgrunn av hierarkikostnadshypotesen formuleres følgende problemstilling:

***Kan det påvises organisatoriske skalaulempen i utvalget av norske verdipapirfond?***

*Alder* og *omløpshastighet* benyttes som forklaringsvariabler i enkelte regresjoner. Data på omløpshastighet er begrenset og er derfor behandlet gjennom en kortere periode enn resten av utvalget. Omløpshastighet er benyttet som et estimat på aktivitet for perioden 2006 - 2010.

**Struktur**

Utredningen er delt opp i 7 kapitler. Etter en innledende del gjennomgås det, i kapittel 2, generelle aspekter og utviklingstrekk i det norske verdipapirfondsmarkedet. Samtidig fremheves den økende viktigheten av verdipapirfond i de norske finansmarkedene. I kapittel 3 presenteres de teoretiske begrepene som benyttes i utredningen, samt litteraturen som skaper grunnlaget for problemstillingene. Kapittel 4 beskriver det empiriske rammeverket for modellene som benyttes i undersøkelsen. Data som benyttes beskrives i kapittel 5. Her begrunnes valg av referanseindeks, hvordan dataen har blitt behandlet og verifisert, samt hvordan størrelsesporteføljene er konstruert. Resultater presenteres i kapittel 6, og det konkluderes i kapittel 7. Kapittel 8 gir en alfabetisk oversikt over alle litterære verk og webpublikasjoner benyttet i utredningen.

---

## 2. Det norske verdipapirfondsmarkedet

Dette kapitlet gjennomgår utvalgte områder og sentrale utviklingstrekk i det norske verdipapirfondsmarkedet. Dette vil gi leser en grunnleggende forståelse for hvordan fond fungerer, samt den økende viktigheten av verdipapirfond i det norske finansmarkedet.

### 2.1 Generelt om fond

Jf. Verdipapirfondloven § 1-2 (2011) forstås verdipapirfond som "en selvstendig formuesmasse oppstått ved kapitalinnskudd fra en ubestemt krets av personer mot utstedelse av andeler i fondet og som for det vesentlige består av finansielle instrumenter og/eller innskudd i kredittinstitusjon."

Fond gjør det mulig for en tilfeldig gruppe investorer å investere sammen. På denne måten får de tilgang til et større investeringsunivers, enn dersom de hadde opptrådt på egenhånd. Det finnes markeder og produkter som er lite tilgjengelige for privatinvestorer, men som de via større forvaltningsselskaper har tilgang til. Eksempler på dette vil være verdipapirer med høy minstetegning eller private equity (private aksjeselskaper).

Andelseierne har ingen økonomisk forpliktelse utover egen investering, dermed begrenses deres nedsidepotensial til innskutt kapital. Investorer kan kjøpe andeler i fond ved å henvende seg til fondene direkte, eller ved hjelp av internettmeglere som Nordnet og Netfonds. I dag er det også enkelte banker som tilbyr handel av fondsandeler direkte i nettbanken.

Andelseiernes midler blir forvaltet av profesjonelle ansatte, i selskapet som markedsfører fondet. For å sikre forsvarlig forvaltning av andelseiernes midler er fondenes virksomhet underlagt Verdipapirfondloven. Dette betyr at de ulike forvaltningsselskapene er under tilsyn av Kredittilsynet. Utover det har Verdipapirfondenes forening (heretter; VFF) opprettet bransjenormer i forsøk på å oppnå; profesjonalisering av medlemsselskapene, hindre uheldig praksis hos enkeltmedlemmer, og sikre gjennomsiktighet. VFF er en bransjeforening hvor medlemmene består av norske forvaltningsorganisasjoner. Bransjenormene har til hensikt å

---

oppretholde et godt renommé og gjøre medlemmenes produkter mer tilgjengelig for allmennheten.

## 2.2 Utviklingstrekk i det norske verdipapirfondsmarkedet

Det norske verdipapirfondsmarkedet har opplevd en stor vekst i løpet av de siste 10 årene. Figur 1 viser at total forvaltningskapitalen i det norske markedet passerte en halv billion kroner i begynnelsen av 2011 (VFF, 2011). Av den totale forvaltningskapitalen utgjorde innskudd fra norske personkunder ca 31 %, norske institusjonskunder<sup>1</sup> ca 54 % og utenlandske kunder ca 15 %.



Figur 1 - Total forvaltningskapital hos norske verdipapirfond (VFF, 2011)

Utviklingen viser at sparing i fond blir stadig mer aktuelt for norske personkunder og ikke bare for pensjons- og livselskaper. Denne veksten gjør at eventuelle sammenhenger mellom forvaltningskapital og avkastning er av økende viktighet. Både med hensyn til investorenes valg og forvalternes strategier.

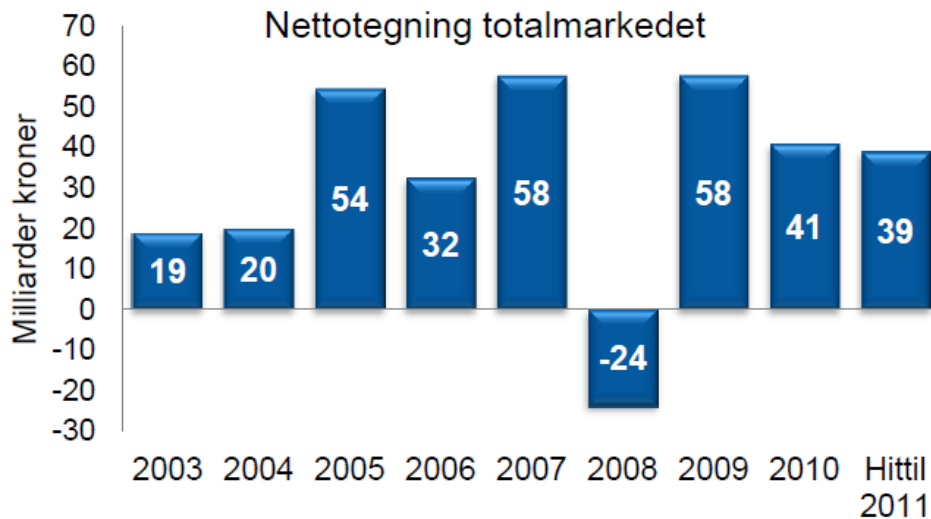
Nettotegningstall gir en indikator på aktiviteten i det norske markedet. Nettotegning defineres som summen av kjøp minus salg av fondsandeler i den målte perioden. I 2011 var

---

<sup>1</sup> Definert som norske andelseiere som ikke er registrert med personnummer



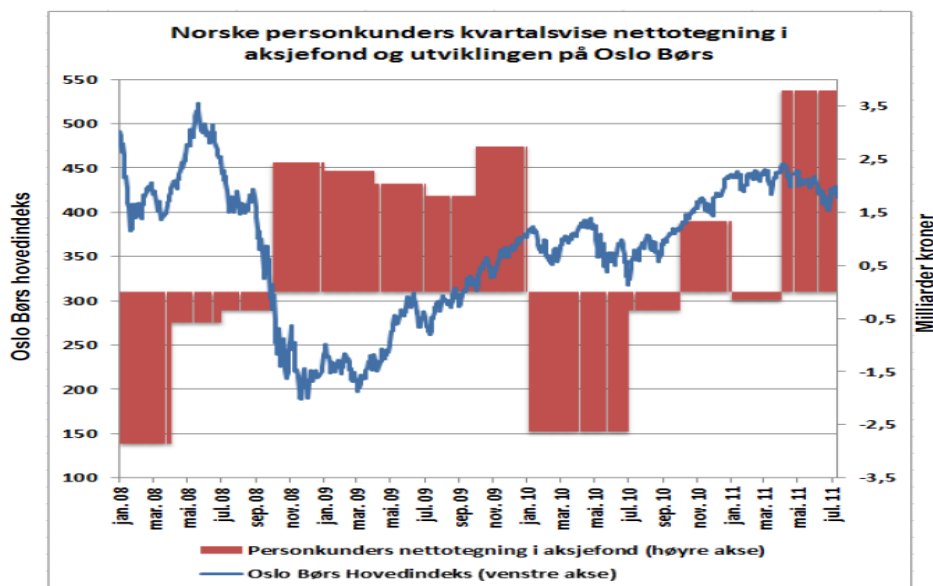
samlet nettotegning i det norske markedet på 39 mrd kroner, dette ble på tiden ansett som høyt historisk sett. Figur 2 viser at aktiviteten i fondsmarkedet har vært høy de seneste årene. Nettotegning i 2003 og 2004 var henholdsvis 19 og 20mrd norske kroner. I perioden 2005-2011 var årlig nettotegning, i snitt, ca 37 mrd norske kroner.



Figur 2 - Nettotegning totalmarkedet norske verdipapirfond (VFF, 2011)

Norske institusjonskunder sto, i 2011 for ca 49 % av nettotegningen, disse tegnet primært i obligasjonsfond. Dette er en trend som har fortsatt i 2012, "Liten interesse for aksjefond, og stor interesse for obligasjonsfond er en trend vi også ser ellers i Europa. Dette adferdsmønsteret avspeiler nok usikkerheten omkring den økonomiske utviklingen både i Europa og i verden for øvrig." - Lasse Ruud, adm. direktør i VFF (VFF, 2012a). Selv om institusjonskunder står for majoriteten av nettotegningen i det norske fondsmarkedet, plasserer norske husholdninger i større grad enn før, sparemidlene sine i fond.

I figur 3 presenteres norske personkunders nettotegning og kursutviklingen på Oslo Børs. Dette gir ett innblikk i norske investorers atferd og risikotoleranse. Dersom nettotegningen i turbulente tider er negativ, tyder det på at norske personkunder er risikoaverse. Dersom de beholder eller øker beholdningene sine i turbulente tider, indikerer dette at norske personkunder er risikotolerante.

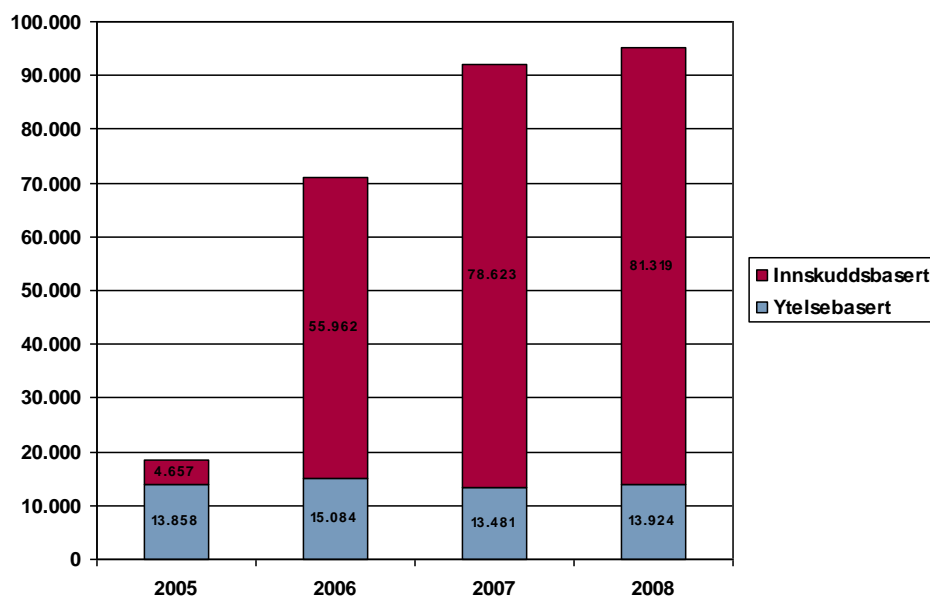


Figur 3 - Personkunders nettotegning og utviklingen på Oslo Børs (VFF, 2009)

Historisk har nordmenn vært flinke til å holde på andelene sine gjennom turbulente tider, men under den nylige finanskrisen viste de en atferdsendring. Mens børsene falt, kjøpte norske personkunder flere fondsandeler. Empirien viser at investorer kan forvente godt betalt for å bære aksjemarkedets risiko i etterkant av perioder med kraftige kursfall. De positive tegningstallene i perioden tyder på at en andel personkunder har fått dette med seg (VFF, 2009). Dette viser at norske kundene er risikotolerante og har en god grad av finansiell kunnskap.

### 2.2.1 Større ansvar for egen pensjon

En trend i næringslivet er at stadig flere bedrifter går vekk fra den tradisjonelle, ytelsesbaserte pensjonsordningen og over til en innskuddsbasert pensjonsordning (Vandvik, 2012). Denne utviklingen vises i figur 4.



Figur 4 - Vekst i innskuddspensjonsordninger (Kilde:Gjesteforelesning FIE432)

I korte trekk er en arbeidstaker med ytelsesbasert pensjonsordning sikret en gitt ytelse ved pensjonsalder. Verdiendringer i avsatt pensjonskapital og regnskapsføring av forpliktelsene gjør ofte dette dyrt for bedriftene. I en innskuddsbasert pensjonsordning må arbeidstaker selv ta konsekvensene knyttet til verdiendringer.

Sammen med pensjonsreformen, som trådte i kraft 1. Januar 2011, gir dette et økt ansvar for egen pensjon. Det gir også muligheten for optimalisert pensjonssparing, ved at arbeidstaker selv velger hvor, og hvordan pensjonen forvaltes. Dette valget kan utgjøre en stor forskjell i endelig utbetaling.

I likhet med Døskeland (2007), argumenteres det i denne utredningen for at pensjonsreformen, sammen med en økende kompleksitet i finansmarkedene, stiller tøffere krav til finansiell kunnskap fra husholdningenes side. Når det gjelder fondssparing, er det flere som uthever kostnadsstruktur og andre faktorer som avgjørende for realisert avkastning. Denne utredningen forsøker å avdekke andre, mindre observerbare karakteristikk ved norske verdipapirfond, som også kan være av relevans for husholdningenes plasseringer.

---

## 2.3 Klassifisering av fondene

Verdipapirfondsloven inneholder ikke en definisjon av de ulike kategoriene for verdipapirfond, men det er i praksis vanlig å klassifisere fondene i fire ulike kategorier (VFF, 2012b). Disse er *aksjefond*, *kombinasjonsfond*, *obligasjonsfond* og *pengemarkedsfond*. De to sistnevnte faller under fellesbetegnelsen *rentefond*. I tillegg til dette, er det restkategorier for fond som ikke faller under de nevnte kategoriene, disse kalles *andre verdipapirfond* og *andre rentefond*. Formålet med denne standarden er å etablere en standardisert gruppering av de ulike medlemsfondene. Med disse grupperingene skal omverden lettere kunne foreta sammenligninger mellom relativt like fond. Klassifiseringen synliggjør hovedelementer som skaper ulikheter i risiko og avkastning fondene imellom. De ulike fondskategoriene har også undergrupper som avhenger av investeringsuniverset til de enkelte fondene. Disse undergruppene baseres på typen verdipapirer, markeder eller sektorer fondet investerer i. Slike fondskarakteristikker finnes lett tilgjengelig på ulike nettsider, samt i aviser.

Utredningens fokuserer på åpne norskregistrerte aksjefond, derfor anses en grundigere gjennomgang av de øvrige fondstypene som overflødig. I det følgende avsnittet er det derfor kun redegjort for aksjefond. Det vil imidlertid bli redegjort for andre sentrale forskjeller som, åpne og lukkede fond, samt aktive og passive fond.

### 2.3.1 Åpne og lukkede fond

I *åpne* fond vil investor til enhver tid ha muligheten til å opprette eller avvikle en posisjon i fondet. Når investor vil avvikle sin posisjon, kjøper fondet tilbake andelene, til nåværende netto andelsverdi. Nettoandelsverdi, heretter NAV, viser hvor mye én andel av fondet koster og varierer med verdien til fondets plasserte kapital.

I *lukkede* fond vil ikke investor ha muligheten til å avvikle posisjonen sin ved å selge andeler tilbake til fondet. Det betyr at investoren må ut i andrehåndsmarkedet for å selge andelene til andre investorer. Dersom det oppstår avvik i kjøps- og salgsprisen, vil prisene avvike fra NAV.

---

Det vil også være begrensede muligheter for opprettelse av andeler. Eksempler på slike fond vil være hedgefond, eller andre fond som baserer seg på stiler eller strategier, som ikke lar seg skalere.

I utredningen ekskluderes lukkede fond, da de oppgitte prisene som sagt kan være misvisende, i tillegg er de fleste norske verdipapirfond åpne.

### **2.3.2 Aksjefond**

Etter VFF standarden har aksjefond, i sitt investeringsmandat, krav om 80-100 prosent eksponering mot aksjemarkedet, og investerer normalt ikke i rentebærende papirer. Alle fondene i oppgaven faller inn under denne kategorien. Jf. Verdipapirfondloven § 6-6 (2011) kan et fond maksimalt investere 10 prosent av fondets forvaltningskapital i ett og samme selskap. I tillegg må forvaltningsselskapet passe på at fondets beholdning av finansielle instrumenter har en sammensetning som gir en hensiktsmessig spredning av risikoen for tap. I praksis består vanligvis aksjeporteføljen av mellom 25 og 50 aksjer (Morningstar, 2012), dette gir tilfredsstillende diversifisering. Generelt anses aksjefond å være den mest risikable fondstypen.

Aksjefondene deles i ulike grupper avhengig av hvilket investeringsunivers fondene, i henhold til sine skriftelige investeringsmandater, skal plassere midlene sine innenfor. Dette kan for eksempel være avgrenset av geografi, bransjer eller kombinasjoner av disse. For eksempel, er oppgavens fokus norskregistrerte aksjefond, altså fond med over 80 prosent av forvaltningskapitalen i det norske aksjemarkedet. Klassifiseringen tar utgangspunkt i de aksjefond som til enhver tid tilbys av VFF sine medlemmer, og det er satt visse forutsetninger for opprettelse av nye klassifiseringer.

### **2.3.3 Aktive- og passive- aksjefond**

Høeg-Krohn (2004) understreker viktigheten av et skille mellom *aktiv og passiv forvaltning*.

*Passiv forvaltning*, eller indeksforvaltning, forsøker å opprettholde minst mulig avvik i forhold til den indeksen forvalteren måles imot. Indeksforvaltning velges av investorer som er skeptiske til muligheten for å slå aksjemarkedet, eller som er opptatt av å minimere transaksjonskostnadene. En effektiv indeksforvaltning krever utstrakt bruk av kvantitative

---

modeller og tilpassede systemer, slik at transaksjonsvolumene og kostnadene holdes nede. Dersom modellen har mangler kan dette lett føre til omfattende transaksjoner for å holde porteføljen så nær indeks som mulig.

*Aktiv forvaltning* innebærer et forsøk på å slå indeksen forvalteren måles mot. Dette gjøres ved hjelp av omfattende analyse, i forsøk på å finne feilprisede aktiva. Differansen mellom indeksavkastningen og faktisk avkastning betegnes vanligvis som mer- eller mindreavkastning, avhengig av resultatene. Skal markedet kunne slås systematisk over tid, og ikke bare som resultat av flaks, forutsetter dette ett ineffisient marked. Det betyr at aksjekursene, til enhver tid, ikke fullt ut reflekterer all tilgjengelig informasjon i markedet. Ulike hypoteser rundt markedseffisiens gjennomgås i kapittel 3.

Det er gjort funn som tyder på at fond, i snitt, underpresterer i forhold til markedsindeksen (Se; Jensen (1968), Grinblatt & Titman (1989), Malkiel (1995)). Det kan altså være mer lønnsomt for investor å velge et indeksert fond.

Utredningen fokuserer på aktive fond. Aktiv forvaltning medfører langt høyere kostnader i form av analyse og informasjonsinnhenting, det forventes derfor at eventuelle skalaeffekter vil være mer fremtredene i slike fond. Denne avgrensningen er også gjort i tidligere studier fra andre land (Se; Chen et. al (2004), Kleiman & Jun (1988)).

## 2.4 Sparing i fond

### 2.4.1 Generelt

Hovedmotivasjonen til å spare i fond er å oppnå bedre avkastning enn det som er mulig med tradisjonell banksparing. Hvor stor avkastning sparer kan forvente seg, avhenger av hvor mye risiko vedkommende er villig å påta seg. Basert på historiske tall regnes det med at aksjer i snitt vil gi mellom fire og seks prosentpoeng bedre avkastning per år, enn den risikofrie renten, målt som høyrenteinnskudd i bank (VFF, 2005). Pengemarkedsfond har veldig lav risiko, hvor investor kan forvente å få en avkastning på linje med de beste høyrentekontoene i bank, eller høyere. Obligasjonsfond svinger noe mer i verdi enn pengemarkedsfond, men mindre enn aksjefond, disse har følgelig en forventet avkastning mellom de to.

---

## 2.4.2 Praktisk

Prisen investor betaler for å komme inn i investorfelleskapet blir, som tidligere nevnt, kalt NAV (Morningstar, 2009a). Investeres det 1000 kr i et fond med NAV 120,00 NOK vil investor motta 8,33 andeler ( $1000/120 = 8,33$ ). Forvalteren plasserer så forvaltningskapitalen i aksjer, obligasjoner eller en kombinasjon av disse. Investor får hele fondets portefølje, skalert ut i fra hvor stor andel han/hun har.

Avkastningsberegning gjennomgås grundigere i kapittel 5. Her nevnes det raskt hvordan det utføres i praksis. Totalavkastningen fra fondsandelene kan dekomponeres i to elementer, *utbytte og verdistigning* (Morningstar, 2009b). Derfor kan det være misvisende å beregne avkastning utelukkende ut i fra endringen i NAV.

*Utbytte* er utbetalingene utført av fond til andelseier. Utbytte, eller utbyttegraden vil være av interesse for investorer som ønsker en jevn kontantstrøm fra sin plassering. Det er imidlertid kun et fåtall norske aksjefond som deler ut utbytte. Denne oppgaven har fokusert på fond som ikke betaler utbytte, med unntak av Alfred Berg Gambak.

*Verdistigning eller kapitalgevinster* er gevinsten investor kan høste ved et salg dersom det har skjedd en verdiøkning i fondets midler etter at investor kjøpte seg inn.

## 2.4.3 Kostnader

Det er stor variasjon i kostnadsstrukturen til de ulike fondene og dette har mye å si for endelig avkastning. For en enkeltinvestor vil disse kostnadene være lavere, enn om vedkommende selv skulle analysere markedet og dekke alle transaksjonskostnadene.

Carhart (1997) fant, i sin søken etter persistens hos amerikanske verdipapirfond, at fondsavkastningen hverken reflekterte overlegene seleksjons- eller analyseevner. Han fant derimot at aksjeavkastningene ble drevet av felles faktorer<sup>2</sup>, og at predikerbarheten i fondenes avkastning heller stammet fra vedvarende ulikheter i forvaltnings- og

---

<sup>2</sup> Fama-French sin trefaktormodell og en momentumportefølje

---

transaksjonskostnader. Det er derfor viktig at investor setter seg inn i de ulike kostnadselementene hos det enkelte fond, før han/hun eventuelt plasserer pengene sine der.

Som følge av analyse og informasjonsinnhenting, vil aktive fond som regel ha høyere kostnader, enn passive fond. Dette ble nevnt innledningsvis, men det er viktig at investor er klar over forskjellene og begrunner sitt valg mellom aktiv og passiv forvaltning (VFF, 2012c). Dersom investor tror på markedseffisiens, burde sparemidlene plasseres i passive fond, slik at de ulike kostnadene ved aktiv forvaltning unngås.

#### **2.4.4 Skattlegging**

Skattlegging av fond skjer ved at verdien av fondene<sup>3</sup> legges til formue uten fradrag. Verdien som legges til grunn er verdien 31.12 hvert år.

I rentefond betaler investoren på lik linje med et bankinnskudd, skatt på renteinntekter hvert år.

Aksjefond skattlegges forskjellig fra rentefond, men hovedprinsippet er at investor ikke behøver å skatte før vedkommende avhender sine fondsandeler (Finansdepartementet, 2011a). De aller fleste fond reinvesterer, i motsetning til å betale ut, dividendeutbetalinger gjort av selskapene i deres portefølje. Dette er fordi en eventuell utbetaling ville medført skattbar inntekt på investors hånd. Når investor selger seg ut beregnes verdiendringen ut fra FIFO-prinsippet (First In First Out), ved at de eldste andelene selges først. Skattesatsen på personlig hånd er 28 %, i tillegg vil investor få tilsvarende fradrag for tap.

Norske investorer får også et skjermingsfradrag. Sammen vil skjermingsfradrag og utsatte skattefordeler gjøre det gunstig å eie aksjene og fondsandelene lenge. Dette fordi investor får avkastning på midler som er latent skatt. Etter hvert som tiden går vil opparbeidet skattbar avkastning bli større (gitt positiv avkastning), men siden investor fortsatt kan utsette skatten, vil vedkommende få økt avkastning på skattepliktige midler.

---

<sup>3</sup> Obligasjonsfond, aksjefond, kombinasjonsfond, børsfond osv.



---

## 2.4.5 Fordeler ved verdipapirfond

Ved å plassere i fond oppnår investor en diversifiseringsgevinst, som ikke kan oppnås uten en forholdsvis bred portefølje og gode analytiske evner. Valget om hvilken plassering som til enhver tid gir størst risikojustert avkastning overlates til forvaltningsselskapenes analytikere og forvaltere. Forvaltningsselskapet vil belaste investoren for dette gjennom forvaltningsgebyr (årlig), samt kjøp og salgsgebyr når investor oppretter eller avvikler sin andel. Forvaltningsgebyrer og andre løpende kostnader er allerede trukket fra rapportert NAV.

Fondsandeler er også ansett som likvide plasseringer (gitt åpne fond). Det betyr at andelseiere som regel kan avvikle posisjonene sine ganske raskt, uten store avvik mellom etterspurt og tilbudt pris.

Fondene er, som tidligere nevnt, regulert gjennom Verdipapirfondloven. Alle fond må ha en uavhengig depotkonto der alle aktiva blir oppbevart og depotmottakeren plikter å følge opp fondets vedtekter. Kredittilsynet har overordnet tilsynsansvar og fondene blir revidert årlig. Det er også et stort internt fokus på tillitsfremmende rapportering og atferd innad i forvaltningsnæringen (Høegh-Krohn, 2004). Alle disse faktorene skal sørge for en forsvarlig forvaltning av investors midler.

---

## 3. Teori

### 3.1 Fondsstørrelse

Positive skalaeffekter defineres som gjennomsnittlig reduksjon av kostnader per enhet ved økte produksjonsvolum (OECD, 2002). Overført til fondsforvaltning kan dette tolkes som at faste kostnader til lønn, informasjonsinnhentning og administrasjon vokser mindre enn proporsjonalt med forvaltningskapital. Negative skalaeffekter fungerer i motsatt retning. Det empiriske grunnlaget tyder på at retningen av skalaeffektene kan variere sterkt mellom markeder. Det ser også ut til å være flere faktorer, enn størrelse på forvaltningskapital, som avgjør om slike skalaeffekter kan realiseres. I dette avsnittet presenteres det empiriske grunnlaget for denne utredning.

#### 3.1.1 Betydning av størrelse og organisasjon

Positive skalaegenskaper går ut på at vekst i kapitalbasen vil skape stordriftsfordeler gjennom reduserte kostnader i forhold til inntekter. Kostnader som meglerprovisjon blir mindre ettersom transaksjonsvolumet øker, dermed forventes store fond å ha lavere kostnadsnivå relativt til inntekter. Kostnader i sammenheng med datainnsamling, forskning og administrasjon vil også vokse mindre enn proporsjonalt med fondsstørrelse (Indro, Jiang, Hu & Lee, 1999). Forkjempere av store fond argumenterer med at størrelse også gir fordeler i ledelse og informasjonsinnhentning, samt at små fond forblir små grunnet underlegen prestasjon (Kleiman & Jun, 1988). Fondets evne til å effektivisere prosesser er avgjørende for om vekst i kapitalbasen gir dem fordeler eller ulemper.

---

Indro et. al. (1999) foreslår følgende potensielle kostnadsulemper relatert til størrelse:

1) Når fond vokser, vil vanligvis også størrelsen på fondets aksjeposter vokse. Omsetning av større volum i enkeltaksjer vil forverre likviditeten, noe som igjen skaper problemer for *likviditetsgarantister*. Likviditetsgarantister har som oppgave å stille minstepris på både kjøps- og salgssiden, og på denne måten sikre omsetteligheten av gitte aksjer (Fondsfinans, 2012). For å motvirke effektene på likviditet vil garantistene øke avstanden mellom kjøps- og salgspriser proporsjonalt med størrelsen på handelen. Dette tilsier at det blir mindre lønnsomt å omsette aksjeposten. Omsetning av store aksjeposter vil også normalt inkludere mellomledd i form av en megler, mens mindre handelsvolum kan omsettes anonymt. Dersom argumentene gjelder for norske fond, vil de store norske fondene stå ovenfor høyere kostnader og mindre gunstige priser enn mindre fond.

En forvalter som er kjent for å handle på informasjon vil også ha større innvirkning på markedsprisen, enn en forvalter som er kjent for å følge en passiv strategi. Denne forskjellen vokser med størrelsen på aksjeposten som omsettes, og forklares med at flere aktører vil følge den aktive forvalterens strategi. Dette resulterer i at etterspørselen i markedet endrer seg mer når denne forvalteren handler. Av dette vil også prisene justeres slik at forvalterens avkastning blir mindre (Loeb, 1983). Grunnet den ugunstige kurseffekten av slik handel, vil forvalteren ofte bestemme seg for ikke å utføre handelen i det hele tatt. Dette synet støttes av Perold og Salomon (1991), som peker på at jo større handelsvolumet er, desto større blir priseffekten i markedet. Videre legges det vekt på at slike kurseffekter kan bevege forvalters strategier. Gjennom å redusere tempoet på sine handler kan forvalter gjøre opp for noe av priseffekten. Som et resultat står færre utførte handler og derav økte alternativkostnader.

Loeb (1983) forsøkte å estimere markedseffekten ex-ante, det vil si, kurseffekten som pådras dersom forvalter hadde valgt å handle. Loeb fant i sine estimater at spreaden øker dramatisk med volum på handelen. Han viser også til at spreaden vokser fortere for aktive forvaltere enn for passive forvaltere, når volumet øker. Med økning i kapitalbase vil det være naturlig

---

at et fond må holde større aksjeposter, grunnet priseffekten vil det da være mindre lønnsomt for store fond å reallokere kapital. Dette synet støttes også av andre studier<sup>4</sup>.

2) Med størrelse kommer oppmerksomhet fra mindre aktører. Utenforstående vil generelt sett følge med på de større aktørenes bevegelser. Som en konsekvens blir det vanskelig for fondsforvalter å handle, uten at dette gir signaleffekter til de som søker innsikt i fondets strategi og informasjon. Det kan dermed bli vanskeligere for store fond å slå sine konkurrenter.

3) Store kapitalinnstrømninger kan føre til at organisasjonen må ansette ny kompetanse. Som en konsekvens kan prosessen omhandlende porteføljevaltning forverres. Når antall porteføljeforvaltere økes, vil det oppstå kostnader til koordinering av porteføljene. Etter hvert som investeringsuniverset øker, blir det mer kompleks å holde oversikten over plasseringene. Flere forvaltere vil også gi tilgang til bedre informasjon og dypere analyser.

4) Vekst i kapitalbase kan resultere i at fondsforvaltere avviker fra fondets investeringsfilosofi. Bakgrunnen for dette kan ligge i at forvalter ønsker å forbedre resultatet for sitt eget ansvarsområde. En atferd som kan begrunnes i et ønske om å få tildelt ytterligere ressurser. Dette vil kunne gi en suboptimal tilpasning, der enkeltavdelingens mål settes foran organisasjonens overordnede mål.

Annen investeringsteori viser til at større fond må holde bredere, mer veldiversifiserte aksjeporteføljer, og derfor vil oppnå avkastning parallell til markedsindeksens avkastning. Dette vil kunne belyses gjennom å sammenligne betakoeffisienter. Dersom større kapitalbase tvinger fondet nærmere markedsporteføljen, vil det vises gjennom en beta nærmere én. Det kan også argumenteres for at små fond er i bedre posisjon til å handle aksjer i firma med lav markedskapitalisering. Som nevnt, vil små fond ha betydelig mindre innvirkning på prisen når de går inn i slike aksjer, de vil derfor ha et bedre utgangspunkt for å realisere gevinster. Dersom store fond går inn i små bedrifter dedikeres relativt store ressurser, i form av analyse og informasjonsinnhenting, til et relativt lite område. For fondets totale beholdning kan dette tilsi økte kostnader til administrasjon og transaksjoner (Kleiman & Jun, 1988). Dette

---

<sup>4</sup> Kleiman & Jun (1989), Grinblatt & Titman (1989) og Chen et. al. (2004)

---

argumentet gir grunnlag for likviditetshypotesen, presentert innledningsvis og testet i kapittel 6.

Kostnader og kompleksitet i administrasjonen ventes å øke med størrelsen på organisasjonen fondet er del av. Flere artikler har forsket på såkalte organisatoriske skalaulemper (se; Bolton & Scharfstein (1998)), og konsekvensene av forskjellige styresett i større organisasjoner (se; Shleifer & Vishny (1997)). En fondsforvalter kan ha gode strategier, basert på forskning og dyp informasjon om sitt markedssegment. Organisasjonens strategier kan i midlertidig avvike fra enkeltforvalterens markedssyn. Grunnet slik asymmetri vil det kunne oppstå kostnader og ineffektivitet i større organisasjoner. Stein (2002) kobler dette opp mot et hierarkisk styresett. Han mener at en forvalter som befinner seg lavt nede i et hierarki, risikerer at noen høyere oppe vil presse gjennom sine mål og strategier på avdelingen. I dette tilfellet vil ikke forvalteren ha mulighet til å handle på tilgjengelig informasjon, forvalterens forskning er da intetsigende. Implikasjonene av dette er at forvalteren legger mindre innsats i sin forskning i hierarkiske organisasjoner, enn i en desentralisert organisasjon der forvalteren har sterkere beslutningsmyndighet. Ansvaret for kapitalallokering er, i førstnevnte, adskilt fra markedskompetansen. En slik organisering tar, ifølge Stein (2002), bort incentivet til å bygge ekspertise.

Ved full desentralisering vil forvalter også være beslutningstager i bedriften. Gitt en garanti for at kapitalen vil være tilgjengelig, er forvalter bevisst på at forskning har nytte. I denne forstand vil incentivene være tilrettelagt for å bygge ekspertise. Et sentralt argument i Steins (2002) utredning, er at administrerende direktør i et integrert selskap har en fordel over kapitalmarkedet når det kommer til informasjonsinnhenting. Han argumenterer videre at denne fordelene vannes ut ved desentralisering. I hvilken grad incentiver i organisasjonen veier opp for utvanning av informasjonsfortrinn er heller uklart. I den grad Steins (2002) argumenter om hierarkikostnader holder i det norske markedet, forventes det at størrelse er en begrensende faktor for fond i store familier. Eurofund (2007) rapporterer at ansatte i den europeiske og norske finansnæringen, opplever en høy grad av selvstendighet i sitt arbeid. Dersom dette faktisk gjelder for utvalget, forventes det ingen hierarkikostnader.

---

### 3.1.2 Betydning av markedsstruktur og myndighet

Majoriteten av den eksisterende litteraturen angående skalaeffekter i aksjefond er basert på den amerikanske verdipapirfondsindustrien. I nyere tid har fokus på slike effekter vært økende, også i andre markeder. Fra disse studiene kan det leses betydelige forskjeller mellom de amerikanske markedene og resten av verden. Disse forskjellene begrunnes, i stor grad, med industrienes utviklingsnivå og markedenes relative størrelse, i forhold til den amerikanske industrien. I henhold til denne utredningen, er det hensiktsmessig å belyse sentrale forskjeller mellom den amerikanske, og den europeiske verdipapirfondsindustrien.

Undersøkelser av aktiv avkastning viser til at amerikanske forvaltere underpresterer i forhold til det amerikanske markedet<sup>5</sup>. I europeiske enkeltmarkeder er resultatene mindre konsistente. Otten og Bams (2002) fant at fire av fem utvalgte europeiske fondsindustrier leverte avkastning høyere enn markedet, selv etter kostnader. I en studie av Otten & Schweitzer (2002), vises det også til at europeiske fond oppnår høyere risikjustert avkastning enn amerikanske fond. Andre undersøkelser utført på europeiske enkeltmarkeder konkluderer med at forvalterne, i hovedsak, ikke leverer avkastning utover markedet<sup>6</sup>.

Når det gjelder størrelseeffekter er det også her forskjeller i funn gjort i USA og resten av verden. Mens det nesten utelukkende er funnet negative skalaeffekter hos amerikanske forvaltere<sup>7</sup>, er det blant europeiske forvaltere funnet at skalaeffekter er enten positive, eller fraværende. Otten og Bams (2002) påpeker at, mye av forklaringen på dette kan ligge i den relative størrelsen til den europeiske næringen, i forhold til den amerikanske. Ferreira et. al. (2012) utforsker dette videre og finner at det gjennomsnittlige amerikanske fondet er fem ganger større enn det gjennomsnittlige fondet utenfor Amerika.

I analysen av europeiske aksjefond finner Otten & Bams (2002) et signifikant positivt forhold mellom størrelse og justert prestasjon. Frankrike skiller seg her ut, med et negativt forhold som i de amerikanske studiene. De argumenterer for at det i 2002, fortsatt var

---

<sup>5</sup> Jensen (1968), Grinblatt & Titman (1989), Malkiel (1995)

<sup>6</sup> Tyskland, Stotz (2007); Italia, Cesari & Panetta (2002); Spania, Vicente & Ferruz (2005); U.K., Blake & Timmermann

<sup>7</sup> Grinblatt & Titman (1989), Indro et. al. (1999), Chen et. al. (2004)

---

mulighet for skalafordeler i det europeiske fondsmarkedet. Videre, at europeiske fond er for små til at negative skalaeffekter skal gjøre seg gjeldende. Det er verdt å merke seg er at gjennomsnittlig fondsstørrelse i utvalget benyttet i denne utredningen, er tilnærmet lik gjennomsnittlig fondsstørrelse i det europeiske fondsmarkedet i 1998. Forskjellen i forhold til utenlandsk fondsforvaltning er altså stor.

Basert på størrelse, forventes resultatene fra det norske markedet å ligne de fra andre europeiske land, men særnorske tiltak og myndighetenes rolle kan føre til ulike resultater allikevel.

IT bidrar til å eliminere likviditetseffekter i det norske markedet. Blant annet har flere børsmedlemmer avtale med de individuelle markedsplassene. Dette reduserer tiden det tar å gjennomføre handler. Det finnes også tiltak som har til hensikt å begrense kurseffekten som kan oppstå ved kjøp og salg av store aksjeposter i enkeltselskaper. For omsetning av slike poster i det norske markedet, ligger det til rette systemer som holder ordrene helt eller delvis skjult for øvrige markedsdeltakere. Transaksjonene blir først gjort synlig etter at handelen er gjennomført (Finanstilsynet, 2010).

I Finansdepartementets (2011b) vurdering av markedsstruktur og konkurranseforhold, vises det til størrelsen på det norske finansmarkedet som en begrensende faktor. I internasjonal forstand, er det norske markedet lite. Dette begrenser muligheten til aktiv markedstilpasning. Det kan derfor være vanskelig å realisere stordrifts- og breddefordeler i det norske markedet. Økt internasjonal konkurranse og integrasjon av internasjonale markeder kan, sammen med disse begrensningene, forverre norske finansinstitusjoners evne til å betjene større norske kunder. Som en konsekvens vil de måtte forholde seg til flere, mindre kunder i sin forvaltning. Kredittilsynet (2008) viser til administrasjon av kunder og deres verdier som en stor utgiftspost. Dette arbeidet involverer kontinuerlig oversikt over andelsverdier, samt informasjonsdeling og rapportering til kunder. Fordi flere administrative kostnader påløper når antall småkunder øker, vil dette virke mot stordriftsfordeler. Effektivisering av administrasjonen, slik at kostnader vokser mindre enn proporsjonalt med antall kunder, vil tale for stordriftsfordeler i bedriften.

En annen oppgave som er særlig ressurskrevende, er forvaltning og sammensetning av porteføljer (Kredittilsynet, 2008). Dersom investeringsstrategi og porteføljesammensetning

---

kan holdes uendret, burde ekstra kapital kunne skytes inn uten særlige kostnader. En slik tankegang åpner for stordriftsfordeler i bransjen. Hvorvidt slike fordeler oppnås, og videreføres til investorene, burde kunne leses gjennom høyere avkastning for de større fondene i utvalget. Det må nevnes at filosofi og sammensetning bare vil kunne holdes konstant for et gitt intervall av kapital. Betydelig vekst i kapitalbase krever endringer i forvaltningsstrategi.

Mulighetene til å kunne utnytte skalafordeler i det norske fondsmarkedet vil også avhenge av faktorer som nasjonal lovgivning, organisasjonsstruktur og konkurranseforhold. Khorana, Servaes & Tufano (2009) sammenligner avgifter og honorarer mellom nasjonale aksjefondsindustrier. Norske aksjefond ser ut til å ha høye avgifter både til forvaltning og administrasjon. Som en konsekvens er kostnadsnivået for norske investorer generelt høyt. Det er også interessant å merke seg at fond som er registrert i Norge, i gjennomsnitt har høyere forvaltningsavgifter enn fond som handler i Norge. Dette tyder på utenlandske fond er med på å presse ned honorarene i det norske markedet. Europeiske verdipapirforeninger har argumentert for at det høye avgiftsnivået i Europa (sammenlignet med USA) kan forklares av at fondsmarkedet her er av betydelig mindre skala. For Norge, tyder et svært høyt avgiftsnivå på at fondsdriften er dyr og mindre effektiv enn i utlandet. Tilstedeværelsen av skalafordeler burde tilsi en reduksjon av fondenes utgiftsposter ettersom kapitalbasen vokser, av dette vil det også kunne forventes at investorenes kostnader reduseres (Banco et al., 2010). Et høyt avgiftsnivå og et lite marked, peker mot at skalaeffekter ikke er særlig fremtredende i norsk verdipapirforvaltning.

Ferreia et. al. (2012) presenterer flere nasjonale faktorer som har forklaringskraft på aksjefonds prestasjoner. Landets finansielle utvikling, aksjefondsindustriens struktur, samt kvalitet på regulerende og håndhevende myndighet står her sentralt. I deres studie rangeres norske fond blant de dårligste. Det norske markedet er ungt, samtidig som det er svært lite. Dette skaper begrensninger i forhold til effektiviteten i forvaltningen. Aktørene selv peker på at regelverk og regelverkshåndtering mangler et næringspolitisk fundament i norsk fondsforvaltning. Dette anses å svekke konkurranseevnen til norske forvaltere. Kapitalforvaltningsmiljøet er spesielt interessert i at myndighetene skal ha større fokus på å utvikle næringen. Manglende fokus på utvikling, hyppige endringer i skatteregler og sterke



---

reguleringer fra myndighetenes side, tilsier at forholdene ikke er optimale for den norske aksjefondsindustrien (Veland, 2008).

## 3.2 Risiko

### 3.2.1 Definisjon

Risiko defineres som avvik fra *forventet* avkastning (Bodie, Kane & Marcus, 2011). Forventningsverdier er vanligvis ikke observerbare i praksis. Det er derfor hensiktsmessig å måle risiko som gjennomsnittlig avvik fra den estimerte avkastningen. Et sentralt moment er at den risiko som gir avkastning i gode perioder, er den samme risiko som medfører tap i dårlige tider. Risiko (målt i varians) beregnes som gjennomsnittlig kvadrert avvik fra estimert avkastning. Estimert forventet avkastning blir her det aritmetiske gjennomsnittet av historiske avkastningstall,  $\bar{r}$ , hvor hver observasjon tildeles lik sannsynlighet.

Innen finans benyttes den statistiske størrelsen for standardavvik,  $\sigma$ , som mål på risiko. Standardavviket er kvadratroten til variansen.

Matematisk kan standardavvik uttrykkes som:

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{(n-1)} \sum_{t=1}^n (r_t - \bar{r})^2}$$

Der  $\hat{\sigma}$  erstatter  $\sigma$  for å vise at det er et estimat og:

- n er antall observasjoner
- t er tidspunkt
- $r_t$  er avkastning på tidspunkt t
- $\bar{r}$  er observert gjennomsnittlig avkastning

---

### 3.2.2 Dekomponering av risiko

Totalrisiko, som presentert over, kan deles i systematisk og usystematisk risiko. Systematisk risiko er ikke diversifiserbar og påtas ved å delta i markedet, derfor kalles denne typen risiko ofte for *markedsrisiko*. Markedsrisiko styres av makroøkonomiske faktorer og påvirker alle aktører i markedet. Usystematisk risiko omtales som bedriftsspesifikk risiko og er diversifiserbar. Denne typen risiko kan diversifiseres bort gjennom å holde en bred portefølje. På den andre side kan aktører bevisst ta på seg denne typen risiko, i et forsøk på å oppnå meravkastning over markedet. Risiko kan dekomponeres gjennom følgende matematisk uttrykk:

$$\sigma_p^2 = \beta_p^2 \sigma_m^2 + \sigma_{\varepsilon_p}^2$$

Der:

$\sigma_p^2$  er total risiko for portefølje p

$\beta_p^2 \sigma_m^2$  er systematisk risiko

$\sigma_{\varepsilon_p}^2$  er usystematisk risiko

### 3.2.3 Diversifisering

Norsk lovgivning gir strenge krav til hensiktsmessig spredning av risiko for norske verdipapirfond. Som tidligere nevnt, legges det blant annet restriksjoner på verdipapirfonds plasseringer i finansielle instrumenter utstedt av samme selskap. Disse restriksjonene er nedfelt i Verdipapirfondloven. Hensikten med diversifisering er å spre eksponering mot bedriftsspesifikk risiko, slik at total porteføljevolaatilitet faller. Risikoen som gjenstår etter tilstrekkelig diversifisering betegnes som markedsrisiko. Empiriske studier på emnet har flertydige resultater, men det er en viss konsensus om at en veldiversifisert portefølje må inneholde minst 25 forskjellige aksjer (Bodie et al., 2011).

---

### 3.3 Kapitalverdimodellen

Kapitalverdimodellen (CAPM) ble utviklet på 1960-tallet av Sharpe (1964), Lintner (1965) og Mossin (1966). Det at disse arbeidet uavhengige av hverandre, tyder på at steget fra Markowitz sin porteføljevalgmodell til CAPM var et naturlig skift. Kapitalverdimodellen er en ex ante<sup>8</sup>-modell. Den impliserer et likevektsforhold mellom forventet avkastning og relevant risiko (markedsrisiko), uttrykt gjennom aktivumets betaverdi. Ettersom forventede verdier ikke vanligvis kan observeres, viser modellen svakheter ved empirisk testing. CAPM krever også strenge, og til dels urealistiske forutsetninger for å fungere. Den verdsettes likevel for den innsikten den gir, og ansees som en av hjørnesteinene i moderne finanslitteratur (Bodie et. al., 2011).

CAPM uttrykkes som følger:

$$E(r_p) - r_f = \beta_p [E(r_m) - r_f]$$

Der:

- $E(r_p)$  er forventet avkastning for portefølje p
- $r_f$  er risikofri rente
- $\beta_p$  angir i hvilken grad portefølje- og markedsavkastning samvarierer
- $E(r_m) - r_f$  er markedsporteføljens forventet avkastning utover risikofri rente

$\beta_p$  er en sentral risikoparameter i modellen. Denne koeffisienten viser aksjens eller porteføljens samvariasjon med markedsporteføljens.

---

<sup>8</sup> ex-ante refererer til fremtidige utfall. Ex-ante analyser sammenligner ofte realiserte verdier med forventede verdier.

---

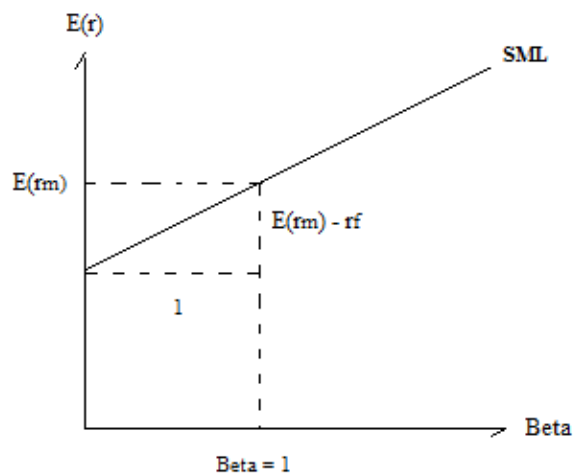
Modellens forutsetninger (Bodie et. al., 2011):

- Investorer er pristagere, det vil si at de handler som om de ikke kan påvirke prisen. Prisen blir satt i markedet.
- Investor planlegger for én periode, det vil si at det ikke finnes langsiktige investorer i markedet.
- Alle aktiva er omsettelige i markedet. Videre forutsettes det at investor kan låne og plassere til den samme renten ( $r_f$ ).
- Det eksisterer ingen skatte- eller transaksjonskostnader.
- Investor er rasjonell, og optimaliserer i henhold til minimum varians. Dette medfører at alle investorer benytter Markowitz sin porteføljevalgsmoell.
- Perfekte kapitalmarkeder og informasjon, samt homogene preferanser og effisiente markeder. Dette medfører at alle investorer vil holde den samme risikable porteføljen (markedsporteføljen).

Modellen forutsetter også at investor er veldiversifisert, den gir bare kompensasjon for systematisk risiko.

Forholdet mellom forventet avkastning og beta i CAPM kan illustreres grafisk gjennom verdipapirmarkedslinjen, SML. Denne viser individuelle aktivums risikopremie som en funksjon av aktivumets risiko. Relevant risiko er her aktivumets tilførsel til porteføljevarians, målt gjennom aksjebeta. Helning på verdipapirlinjen tilsvarer risikopremien til aksjemarkedet,  $E(r_m) - r_f$  fordi markedets beta er lik 1.

Verdipapirmarkedslinjen vises grafisk i figur 5.



Figur 5 - Verdipapirlinjen

Ettersom kapitalverdimodellen er en likevektsmodell, tilsier den at avkastning som avviker fra verdipapirlinjen vil oppleve prispress. Denne tankegangen bygger på arbitrasjeargumenter hvor under-/overprisede verdipapirer vil oppleve kapitaltilstrømming/-flukt. Prisen på underprisede papirer vil øke ettersom etterspørselen øker og det motsatte er tilfellet for overprisede papirer. Denne prosessen vil fortsette til aktivum igjen ligger på SML. I dette punktet kompenseres forventet avkastning for aktivumets risiko, samt pengenes tidsverdi. I markedslikevekt må altså alle verdipapir som er priset etter kapitalverdimodellen, og forutsetningene over, ligge på verdipapirlinjen.

---

## 3.4 Singel indeks modellen

Singel indeks modellen (SIM), først foreslått av Sharpe (Bodie et. al., 2011), er den empiriske versjonen av kapitalverdimodellen. Forskjellen til CAPM er at det, i empirisk testing, tas hensyn til ex-post<sup>9</sup> verdier fremfor ex-ante. Modellen benytter avkastningen på en bred indeks som et estimat for makroøkonomiske faktorer. Disse er felles for markedets aktivum. Med dette, forholder den seg til historiske, observerbare data. Single indeks modellen tar utgangspunkt i avkastning utover risikofri plassering, og kan uttrykkes matematisk gjennom ligningen:

$$(r_i - r_f) = \alpha_i + \beta_i(r_m - r_f) + \varepsilon_i$$

Der:

$(r_i - r_f)$  er aktivumets avkastning utover risikofri rente, eller meravkastning

$\alpha_i$  er aktivumets unormale avkastning.  $\alpha \neq 0$  viser til at aktivumet har generert en unormal avkastning i forhold til markedet, det vil si avkastning som ikke kan forklares gjennom betakoeffisienten.

$\beta_i$  er aktivumets historiske betakoeffisient

$(r_m - r_f)$  er markedets historiske meravkastning

$\varepsilon_i$  er residual-/feilledet i regresjonsmodellen.

Skjæringspunktet i regresjonsmodellen er aktivumets forventede meravkastning når markedets meravkastning er null. Denne meravkastningen kalles vanligvis unormal avkastning eller Jensens alfa, og denoteres med  $\alpha_i$ . Stigningstallet er  $\beta_i$ . Betakoeffisienten er aktivumets sensitivitet til indeksen, altså hvor mye aktivumets avkastning øker/redueres, for hver 1 % økning/reduksjon i indeksavkastning.  $\varepsilon_i$ , som kalles residualledet, er bedriftsspesifikke sjokk i portefølje-/aksjeavkastning ved tidspunkt  $t$ . Dette leddet har forventet og gjennomsnittlig verdi lik null.

---

<sup>9</sup> Ex post eller "after the fact" viser til at tallene som benyttes i utregningen er historisk observerte tall.

---

Det er flere vesentlige forskjeller mellom CAPM og dens empiriske motpart. Et av hovedmomentene er at førstnevnte er en ex-ante modell, mens singel indeks modellen er en ex-post modell. Ved å benytte observerbar, historisk data er det mulig å benytte regresjonsanalyse for å beregne koeffisientene i singel indeks modellen. Beta i CAPM er en teoretisk risikoparameter, beregnet fra en forventningsbasert likevektsmodell. Betaen i singel indeks modellen estimeres av historiske data. Videre vil CAPM tilsa at forventet verdi av  $\alpha_i$  er null for alle aktiva. Singel indeks modellens fremstilling av CAPM tilsier at realisert verdi av alfa, i gjennomsnitt, skal være lik null for utvalgsperioden (Bodie et. al, 2011).

Det må nevnes at historisk avkastning ikke er en pålitelig indikator for fremtidig avkastning. Ved investeringsbeslutninger må det tas hensyn til at fremtidig avkastning vil avhenge av markedsutviklingen, forvalterens evner og fondets risiko. Også kostnader i forbindelse med tegning, innløsning og forvaltning vil spille en viktig rolle. Investorer bør være forsiktige med å basere investeringsbeslutninger på historiske data. Enhver god investeringsanalyse må likevel støttes av fremtidige forventninger.

---

## 3.5 Treynor-Mazuy seleksjons- og timingmodell

Treynor-Mazuy (1966) sin seleksjons- og timingmodell tar formen til en kvadratisk regresjon, hvor markedets meravkastning inkluderes på både enkel, og kvadrert form. Modellen skal, som navnet tilsier, vise både seleksjons- og timingegenskapene til forvalteren. Timingegenskapene reflekteres i hvorvidt forvalteren er god til å øke markedseksponering i gode tider, og redusere den i dårlige tider. Det bør merkes at denne modellen bare tar hensyn til timingstrategier mot markedet. Timingstrategier mot faktorer som vekst, verdi eller momentum, fanges ikke opp i denne modellen. Seleksjonsegenskapene vises i modellens alfa, som måler avkastningen fra feilprisede aktiva.

Modellen formuleres som:

$$(r_i - rf) = \alpha_i + \beta_i(r_m - rf) + \gamma_i(r_m - rf)^2 + \epsilon_i$$

Der:

$(r_i - rf)$  er fond "i" sin meravkastning

$\alpha_i$  er fond "i" sin alfaavkastning

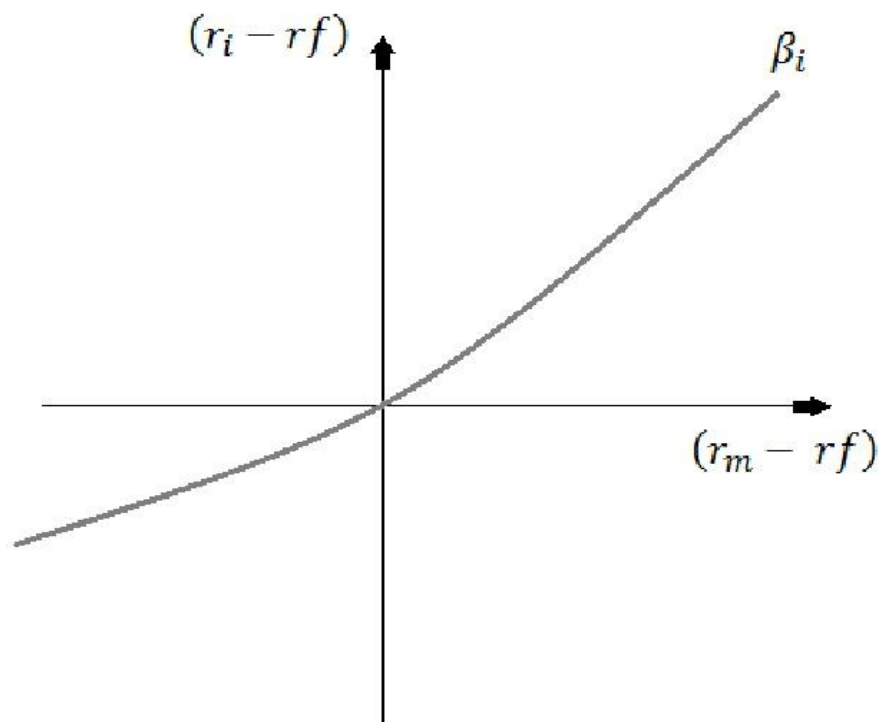
$\beta_i$  er fond "i" sin markedsbeta

$(r_m - rf)$  er markedets meravkastning

$\gamma_i$  er koeffisienten som viser forvalter sine timingegenskaper

Dersom  $\gamma_i = 0$  reduseres modellen til singel indeks modellen, som benyttes til å måle jensens alfa. Øvrige koeffisienter er å kjenne igjen fra singel indeks modellen. For å teste forvalters timingegenskaper, utvidet Treynor og Mazuy (1966) singel indeks modellen med markedets kvadrert meravkastning. Ved å inkludere et slikt ledd fanger modellen opp en eventuell ikke lineær, eller eksponentiell, samvariasjon med markedets meravkastning. En slik ikke lineær samvariasjon oppstår når forvalter øker, eller reduserer, sin eksponering mot markedet når det varierer. De argumenterte for at en forvalter som kan predikere markedsavkastningen, vil holde en større andel av markedsporteføljen når markedet gir høy avkastning.





Figur 6 - Treynor-Mazuy

Dersom forvalteren øker porteføljens markedseksponering i forkant av et oppsving i markedet, vil porteføljens avkastning være en konveks funksjon av markedsavkastningen. I dette tilfellet vil  $\gamma_i$  være positiv. Er  $\gamma_i = 0$ , vil porteføljens avkastning være en lineær funksjon av markedsavkastningen, slik som i singel indeks modellen. Forvalter har da ingen timingegenskaper. På samme måte som de to øvrige eksemplene, vil en negativ  $\gamma_i$  gi et konvekst forhold, i dette tilfellet er forvalterens timingegenskaper så dårlige at verdier ødelegges av timingstrategier.

---

## 3.6 Risikojusterte prestasjonsmål

I avveiningen av de forskjellige fondenes prestasjon, blir det lite hensiktsmessig å se på absolutt avkastning. Det må ligge til rette et felles sammenligningsgrunnlag. Derfor er risikojusterte prestasjonsmål vektlagt i vurderingen av det enkelte fonds, og størrelsesporteføljenes avkastning. I dette avsnittet presenteres de forskjellige prestasjonsmålene som er benyttet i utredningen.

Ettersom ulike forvaltere har forskjellige markedssyn, vil de bli ulikt påvirket av markedssvingninger. Metoder for å evaluere risikojustert avkastning, som baserer seg på mean-variance kriteriet, kom på banen sammen med CAPM. Det bør merkes at hvert av de forskjellige prestasjonsmålene har sine begrensninger. For pålitelige målinger kreves det lange tidsserier med stabilitet i faktorer som ledelse, stil og avkastningsnivå. Ettersom aksjefond er en langsiktig investeringsform er det naturlig å benytte data fra en lengre periode i sammenligningen. Dette vil imidlertid øke sannsynligheten for endringer i investeringsfilosofi, og kunne forverre sammenligningsgrunnlaget (Bodie et. al., 2011). Forutsettes det at kapitalmarkedene domineres av risikoaverse investorer, og at risikopremier derfor er innarbeidet i porteføljeavkastning, bør et mål på fondenes prestasjon inneholde både avkastning og risiko (Kleiman & Jun, 1988).

---

### 3.6.1 Sharperaten

Først utviklet av William F. Sharpe i 1966, har Sharperaten i senere tid utviklet seg til å bli et av de viktigste prestasjonsmålene i moderne finanslitteratur. Forholdstallet måler avkastning utover risikofri rente, per enhet total risiko. Det viser altså til hvor godt investor blir kompensert for den risiko som påtas, ex post.

Sharpes prestasjonsmål kan formuleres som:

$$SR_p = \frac{r_p - r_f}{\sigma_p}$$

Der:

$SR_p$  er fondets Sharperate

$r_p$  er fondets avkastning

$r_f$  er avkastningen på risikofri plassering

$\sigma_p$  er fondets risiko målt i standardavvik

Kapitalverdimodellen impliserer at ex post verdier for meravkastning og risiko skal, i optimale porteføljer, ha et lineært forhold. Høyere meravkastning skal være forbundet med høyere volatilitet. For verdipapirfond, som holder veldiversifiserte porteføljer, forventes det å eksistere et tilsvarende lineært forhold mellom avkastning og risiko. Dette er gitt at fondene har normale utlegg til analyse og administrasjon. Fond som er utilstrekkelig diversifisert, eller som holder for høye kostnader, vil produsere dårligere meravkastning for et gitt nivå av volatilitet (Sharpe, 1966). I praksis, vil en høyere Sharperate tilsi at investor får bedre betalt for den risiko som påtas. Et problem med Sharperaten er at den kun sier hvorvidt et fond/aktiva er bedre enn et annet, den sier ingenting om hvor mye. Det har derfor, i senere tid, blitt utviklet flere prestasjonsmål som muliggjør slike sammenligninger.

---

### 3.6.2 Treynor-indeks

Treynor presenterte sitt risikojusterte prestasjonsmål for porteføljer i 1966 (Bodie et.al., 2011). Prestasjonsmålet bygger på CAPM og viser forholdet mellom avkastning over risikofri plassering, og systematisk risiko. En betakoeffisient benyttes som mål på systematisk risiko. Forholdet kan formuleres som følger:

$$T_p = \frac{r_p - r_f}{\beta_p}$$

Der:

$T_p$  er Treynor prestasjonsmål for porteføljen

$r_p$  er porteføljens avkastning

$r_f$  er risikofri rente

$\beta_p$  er porteføljens systematiske risiko

Ved kun å ta hensyn til systematisk risiko, gir ikke Treynors indeks kompensasjon for diversifiserbar risiko. Målet er spesielt attraktivt ved evaluering av aksjer som er del av en større, veldiversifisert investeringsportefølje. Ved å vekte meravkastning mot systematisk risiko istedenfor total risiko, oppnås et bedre mål på aktivumets tilførsel til porteføljeavkastning og -risiko (Bodie et. al., 2011).

---

### 3.6.3 Jensen alfa

Jensens alfa måler differansen mellom faktisk, realisert avkastning og teoretisk avkastning predikert av CAPM. Målet benyttes til å evaluere forvalters predikasjonsevne, det vil si, deres evne til å oppnå avkastning over det som forventes, gitt porteføljens risiko. Koeffisienten fanger altså opp både seleksjons- og timingegenskaper hos forvalter. Alfa er et absolutt måltall og kan uttrykkes som:

$$\alpha_p = r_p - [r_f + \beta_p(r_m - r_f)]$$

Der:

$\alpha_p$  er porteføljens alfaverdi

$r_p$  er porteføljens realiserte avkastning

$r_f$  er risikofri rente

$\beta_p$  er porteføljebeta

$r_m$  er markedets avkastning

Jensens alfa viser hvor stor del av avkastningen som *ikke* kan forklares gjennom porteføljens beta (Jensen, 1968). Ved sammenligning av porteføljer justeres Jensens alfa for porteføljens systematiske risiko. Justert alfa betrakter fondets alfaverdi mot dets volatilitet til markedsindeksen, målt gjennom betaverdien. Justert alfa uttrykkes som:

$$\alpha_p^{adjusted} = \frac{\alpha_p}{\beta_p}$$

Per definisjon vil både Jensens alfa og Jensens justerte alfa være lik null for markedsindeksen (Bodie et. al., 2011).

---

### 3.6.4 Appraisal ratio

Dette prestasjonsmålet viser til unormal avkastning per enhet usystematisk risiko. Dette kan tolkes som et mål på forvalters evne til å plukke aksjer som gjør det bedre enn markedsindeksen. AR måler altså forvalters egenskaper ved å sammenligne avkastning fra aksjevalg, mot den spesifikke risikoen dette valget innebærer. Prestasjonsmålet kan uttrykkes som:

$$AR_p = \frac{\alpha_p}{\sigma_{(\varepsilon_p)}}$$

Der:

$AR_p$  er unormal avkastning per enhet usystematisk risiko

$\alpha_p$  er porteføljens unormale avkastning

$\sigma_{(\varepsilon_p)}$  er porteføljens usystematiske risiko

Appraisal ratio er spesielt relevant for å vurdere effekten av å ta avvik fra markedsindeksen (Bodie et. al., 2011). Det vil også være et bedre sammenligningsgrunnlag, enn rene alfatall, fordi det tar hensyn til den usystematiske risikoen alfaen medfører.

---

## 3.7 Markedseffisiens

Som Høeg-Krohn (2004) understreker i sin artikkel, er et syn på markedseffisiens viktig for både investor og forvalter. Investor må ta valget mellom aktivt eller passivt forvaltede fond, for forvalter er dette relevant ved valg av investeringsfilosofi

Fordi skalaeffekter forventes å være mest synlige i aktive fond, er alle fondene i utvalget aktive. Derfor anses det som hensiktsmessig med en grunnleggende gjennomgang av markedseffisiens.

Dersom et marked er effisient vil all relevant informasjon, som til enhver tid er tilgjengelig, være reflektert i aktivaprisen. Det eksisterer tre ulike utgaver av hypotesen om effisiente markeder (Bodie et. al., 2011); *svak-*, *semisterk-* og *sterk form*. Hver versjon skiller av hvordan "all tilgjengelig informasjon" defineres.

*Svak form hypotesen* sier at aktivaprisene reflekterer all historisk data og informasjon, teknisk analyse vil dermed være nytteløst. Teknisk analyse går ut på å predikere fremtidig kursutvikling, ved å benytte historiske priser.

*Semisterk form hypotesen* sier at aktivaprisen allerede reflekterer all offentlig tilgjengelig informasjon. Her vil all fundamentalinformasjon om firma, samt historisk data være priset inn. Dersom hypotesen holder vil fundamental analyse være nytteløst. Fundamentale analyser tar utgangspunkt i årsregnskap og annen fundamentalinformasjon om bedriftene, i håp om å finne feilprisede aktiva.

*Sterk form hypotesen* innebærer at absolutt all informasjon er reflektert i aktivaprisene, dette inkluderer innsideinformasjon.

Dersom markedene hadde vært semisterk- eller sterk form effisiente ville aktivaprisene fulgt en vilkårlig kursutvikling, en såkalt *Random walk*.

Mange empiriske studier er blitt gjennomført på området. Til tross for varierende konklusjoner, er det en generell konsensus om at markedene er svak-, og til en viss grad, semisterk form effisiente.

---

Empirien sammenfaller med Grossman og Stiglitz (1980) sin diskusjon rundt markedseffisiens. Grossman-Stiglitz-paradokset (1980) påpeker at aktiv forvaltning er en forutsetning for at prisene skal beveges, men dersom markedene er effisiente, vil ikke forvalter ha insentiver til å drive aktiv forvaltning. Derfor må markedet være tilstrekkelig ineffisient, slik at forvalter får dekket kostnadene det medfører å drive markedet mot effisiens. Empirien ser ut til å støtte dette. Dersom markedene til en viss grad er semisterk form effisiente, vil dette gi insentiver til aktiv forvaltning. Om en forvalter har overlegen evne til å hente og handle på informasjon, vil det, i henhold til Grossman-Stiglitz paradokset og empirien, være muligheter for positiv aktiv avkastning. Dersom det finnes skalaeffekter blant norske forvaltere, kan dette gi noen forvaltere et fortrinn og øke deres sjanser for positiv aktiv avkastning.



---

## 4. Metode

I dette kapitlet presenteres det metodiske rammeverket benyttet i utredningens analyser. Utredningen benytter, i hovedsak, lineære- og ikke lineære regresjonsanalyser, og metoden bygger mye på Brooks (2008) og Keller (2008). Der andre kilder benyttes, vil det oppgis.

### 4.1 Regresjonsanalyse

*Lineære regresjonsanalyser* brukes i oppgaven for å estimere koeffisienter, og for å se etter størrelsesammehenger. Regresjonsanalyser er tradisjonelt brukt for å predikere verdien av én avhengig variabel, gitt tilstanden til andre uavhengige variabler (Keller, 2008). Uavhengige variabler velges ut ifra et teoretisk grunnlag, som tyder på en sammenheng mellom disse og den avhengige variabelen. I denne utredningen benyttes blant annet, justert avkastning som avhengig, og forvaltningskapital som uavhengig variabel. Dette baseres på teorien om skalaeffekter i verdipapirfond.

Dersom det antas at  $k$  uavhengige variabler potensielt er relatert til den avhengige variabelen, kan den generelle modellen uttrykkes som følger:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1,t} + \beta_2 x_{2,t} + \dots + \beta_k x_{k,t} + \varepsilon_t$$

Der:

$y_t$  er avhengig variabel på tidspunkt  $t$

$\beta_0$  er modellens konstantledd

$\beta_k$  er koeffisienten til uavhengig variabel  $k$

$x_{k,t}$  er modellens forklaringsvariabel på tidspunkt  $t$

$\varepsilon_t$  er modellens feilledd på tidspunkt  $t$

Modellens avhengige variabel,  $y_t$ , uttrykkes som en linjeær funksjon av de uavhengige variablene  $x_{k,t}$ , deres respektive koeffisienter,  $\beta_k$ , og modellens feilledd  $\varepsilon_t$ . Den avhengige

---

variabelen antas å være en stokastisk (tilfeldig) variabel og har dermed en gitt sannsynlighetsfordeling. Dette er viktig, da en fordeling gjør det mulig å predikere variabelens fremtidige verdier, gitt fremtidige estimater av de uavhengige variablene. De uavhengige variablene antas å være faste, og modellens feilledd fanger opp de avvik fra avhengig variabel, som ikke kan forklares av forklaringsvariabelen.

Konstantleddet angir kryssningspunktet med Y-aksjen, og koeffisientene til de uavhengige variablene angir hvor mye den avhengige variabelen endres, per enhet endring i den uavhengige variabelen.

I sin enkleste form ser den lineære regresjonen ut som følger:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1,t} + \varepsilon_t$$

Modellen er da lik singel indeks modellen der:

$y_t$  er fondets meravkastning utover risikofri rente

$\beta_0$  er fondets aktive avkastning,  $\alpha$

$\beta_1$  er fondets markedsbeta

$x_{1,t}$  er markedets meravkastning utover risikofri rente

### 4.1.1 Dummyvariabler

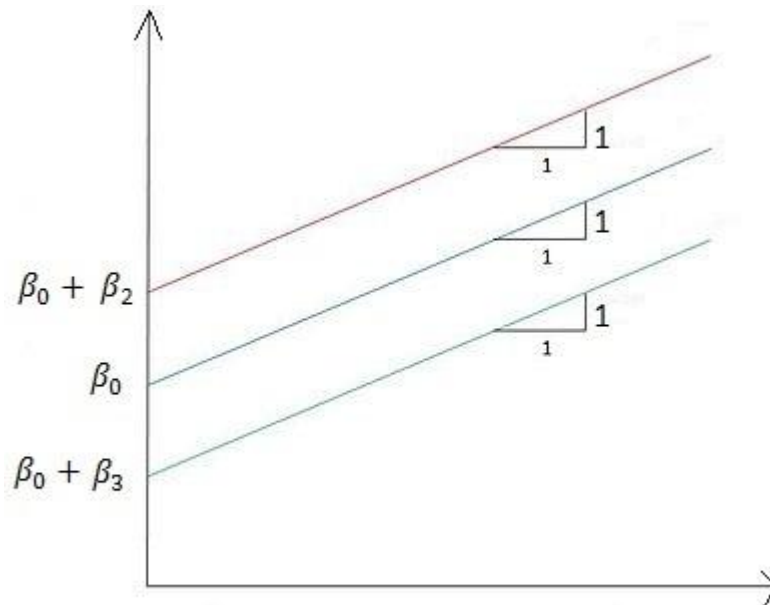
Dummyvariabler benyttes for å fange opp, eller eliminere, effekten av å befinne seg i en gitt kategori eller tilstand. Dummyvariabler kan ta to verdier, vanligvis er disse én eller null. Med " $m$ " ulike kategorier må man ha " $m-1$ " dummyvariabler. Dersom det finnes tre mulige tilstander, kan modellen spesifiseres som følger:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 I_1 + \beta_3 I_2$$

Der:

$I_k$  er dummyvariabel "k"

Dersom  $I_1=I_2=0$ , må  $I_3=1$  selv om den ikke er med i modellen. Koeffisientene viser viktigheten av kategorien, på avhengig variabel. For eksempel, dersom  $\beta_2 > \beta_3$  vil helningen på de to regresjonslinjene være like, men for kategori 1 parallellforskyves regresjonslinjen oppover. Dette fremstilles grafisk i figur 7.



Figur 7 - Dummyvariabler grafisk fremstilling

Merk at koeffisientene reflekterer forskjellen i forhold til den nominelle variabelen som ikke ble tatt med i modellen. I spesifiseringen ovenfor vil dermed koeffisientene reflektere forskjellen i forhold til  $I_3$ .

For å teste om fondsstørrelse er en begrensende faktor for fond som handler smallcap-aksjer, benyttes en dummyvariabel for smallcap. Dette forklares grundigere i kapittel 6.

### 4.1.2 Interaksjonseffekter

Teorien i dette avsnittet er hentet fra Ozer-Balli og Sørensen (2010) sin artikkel rundt emnet.

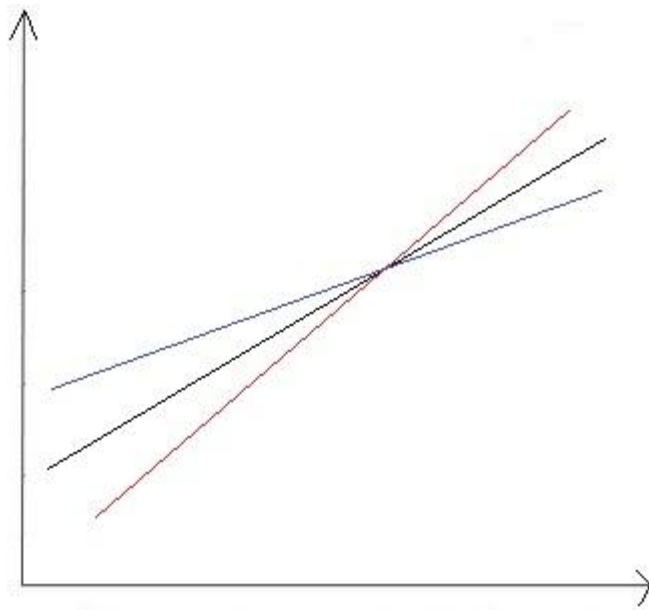
Estimering av modeller med interaksjonseffekter har blitt vanlig praksis i anvendt økonomi. Dette utføres ved å legge inn to, eller flere, uavhengige variabler, sammen med et ledd som fanger opp interaksjonseffekten mellom dem. Dersom modellen inneholder to uavhengige variabler og ett interaksjonsledd, formuleres den slik:

---

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_1 x_2 + \varepsilon \quad (1)$$

En signifikant  $\beta_3$  tilsier at  $x_1$  og  $x_2$  gjensidig påvirker hverandre.

I motsetning til tilfellet med dummyvariabler, vil regresjonslinjene her ha ulik helning med og uten interaksjonstegnet:



*Figur 8 - Interaksjonseffekt grafisk fremstilling*

Den sorte regresjonslinjen representerer spesifiseringen med interaksjonsleddet, dermed tas det hensyn til at de to andre regresjonslinjene har ulik helning. Interaksjonsledd benyttes når hierarki- og likviditetshypotesen testes i kapittel 6.

---

### 4.1.3 Faste effekter

For å ta hensyn til uobserverte effekter, eller heterogenitet, er det vanlig å benytte modeller med faste eller tilfeldige effekter. Denne utredningen benytter én modell med *faste effekter* og analysen utføres i Stata.

Faste effekter er individspesifikke effekter som antas å være konstante over tid, og korrelerte med de uavhengige variablene. Metoden finner og eliminerer den individspesifikke effekten. Dette gjøres ved å finne de uavhengige variabelenes gjennomsnittsverdier for hvert individ, og trekke disse fra individenes observerte verdier, i samme periode. På denne måten isoleres øvrige effekter som kan være gjeldende i utvalget. Dette fjerner de faste effektene, men vil også fjerne eventuelle dummyvariabler, eller andre uavhengige variabler, som er konstant for alle periodene.

For en enkel regresjon med én uavhengig variabel, kan regresjonsligningen formuleres som:

$$y_{it} = \beta x_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

Der:

$\alpha_i$  representerer den individspesifikke effekten, målt hos fond "*i*"

Og:

$$i = 1, \dots, N$$

$$t = 1, \dots, T$$

Ettersom den individspesifikke effekten antas å være konstant, har den ingen tidsindikator. Utover sistnevnte variabel, er notasjonen lik den for en enkel regresjonsligning med paneldata. Der "*i*" angir hos hvilket individ observasjonen ble gjort, og "*t*" angir når observasjonen ble gjort. Ved å inkludere  $\alpha_i$  tillates individuelle skjæringspunkt for de enkelte individet, dette tilsvarer å inkludere én dummyvariabel per individ i panelet.

Modeller med faste effekter eliminerer, som sagt, individspesifikke effekter ved å subtrahere regresjonens gjennomsnittsverdier fra den opprinnelige regresjonen. Den faste effekten vil dermed forsvinne. Dette kan vises som følger:

---

$$(y_{it} - \bar{y}_{it}) = \beta(x_{it} - \bar{x}_{it}) + (\alpha_i - \alpha_i) + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_{it})$$

Der variabler med strek over representerer variabelens gjennomsnittsverdi.

Dette kan også skrives som:

$$\dot{y}_{it} = \dot{x}_{it}\beta + \ddot{\varepsilon}_{it}$$

Der:

$$\dot{y}_{it} = (y_{it} - \bar{y}_{it}), \quad \dot{x}_{it} = (x_{it} - \bar{x}_{it}) \quad \text{og} \quad \ddot{\varepsilon}_{it} = (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_{it})$$

I tillegg til individspesifikke effekter som er konstante over tid, kan også tidsspesifikke effekter elimineres. Dette gjøres ved å inkludere dummyvariabler for alle periodene, bortsett fra én.

#### 4.1.4 Multikollinearitet

Multikollinearitet oppstår når de uavhengige variablene innbyrdes er sterkt korrelerte. Dette hender ofte når det benyttes interaksjonsledd og kan føre til misvisende resultater.

Multikollinearitet kan føre til at den estimerte koeffisienten er langt fra den faktiske koeffisienten, dette som et resultat av at variasjonen i koeffisienten er for høy. En annen konsekvens er at T-testen kan bli upålitelig. F-testen påvirkes ikke av multikollinearitet.

I utredningen benyttes Variance Inflation Factor (VIF) for å undersøke hvorvidt multikollinearitet er et problem i de ulike modellene. VIF måler hvor inflatert variansen til den estimerte koeffisienten er, i forhold til tilfellet hvor de uavhengige variablene ikke er korrelerte.

VIF = 1      Ingen korrelasjon

1 < VIF < 5      Moderat korrelasjon

VIF > 5-10      Høy korrelasjon

Verdier over 5 indikerer at regresjonen påvirkes av multikollinearitet, og at man muligens får en bedre sammenheng dersom man utelukker en av de uavhengige variablene.

---

### 4.1.5 Gjennomsnittssentrerte uavhengige variabler

Modeller med interaksjonsledd vil få problemer knyttet til multikollinearitet. Dette er fordi de uavhengige variablene interaksjonsleddet består av, og interaksjonsleddet i seg selv, naturlig er sterkt korrelerte. Denne utredningen vil derfor gjennomsnittssentrere de uavhengige variablene som utgjør interaksjonsleddet, samt interaksjonsleddet i seg selv.

Metoden er omdiskutert i forskingsmiljøet. Enkelte viser til at fremgangsmåten forbedrer presisjonen og robustheten til de estimerte parametrene (Aiken og West, 1991). Andre mener at fremgangsmåten hverken skader eller forbedrer spesifiseringen (Echambadi & Hess, 2004). Echambadi & Hess (2004) konkluderer med at den eneste måten å håndtere problemer med multikollinearitet på, er å utvide utvalget. I utredningens krysseksjonelle regresjonene er ikke dette et alternativ. Metoden benyttes derfor, i disse modellene, uavhengig av uenighetene rundt dens effekt. Ved å benytte gjennomsnittssentrerte uavhengige variabler i interaksjonsmodellene observeres ett drastisk fall i VIF. Hvorvidt dette er kosmetisk eller om metoden faktisk reduserer innslag av multikollinearitet kan ikke bekreftes.

Når metoden benyttes, tolkes koeffisientene noe ulikt de fra en tradisjonell regresjon. I en tradisjonell regresjon, tolkes koeffisientene som effekten av én enhets endring i uavhengig variabel på avhengig variabel, gitt at de andre variablene er lik null. Med gjennomsnittssentrerte koeffisienter tolkes koeffisientene som effekten av én enhet uavhengig variabel på avhengig variabel, gitt at de andre koeffisientene er lik deres middelverdi.

En regresjon med to uavhengige variabler og interaksjonsledd formuleres som følger:

$$y = \beta_0 + \beta_1(x_1 - \bar{x}_1) + \beta_2(x_2 - \bar{x}_2) + \beta_3(x_1 - \bar{x}_1)(x_2 - \bar{x}_2) + \varepsilon$$

Hvor den eneste forskjellen fra en tradisjonell interaksjonsregresjon, er at den respektive gjennomsnittsverdien trekkes fra hver av de uavhengige variablene,  $\bar{x}_k$ .

---

## 4.2 Minste kvadraters metode - OLS

Minste kvadraters metode<sup>10</sup> er den vanligste formen for lineær regresjon, og metoden benyttes av statistiske programvarer som Minitab og Stata. OLS forsøker å trekke en rett linje gjennom et sett med observerte verdier. Metoden estimerer parametrene  $\beta_0$  og  $\beta_k$ , slik at summen av de kvadrerte feilleddene mellom estimerte verdier av  $\hat{y}$  og observerte verdier av  $y$  minimeres<sup>11</sup>. Den beste linjen representeres av følgende ligning:

$$\hat{y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_t + \varepsilon_t$$

Der:

$$\varepsilon_t = y_t - \hat{y}_t$$

### 4.2.1 Modellens forutsetninger

For at resultatene fra regresjonen skal kunne benyttes til å dra konklusjoner, er det fem grunnleggende antakelser om det ikke-observerbare feilleddet,  $\varepsilon_t$ , som må innfries. Implikasjonene ved brudd, og diagnoseverktøy benyttet i utredningen, presenteres i neste avsnitt.

Forutsetningene er som følger:

1)  $E(\varepsilon_t) = 0$

Feilleddet har en forventet verdi lik null.

2)  $\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2 < \infty$

Variansen til feilleddet er konstant og endelig over alle verdier for  $X$

---

<sup>10</sup> Engelsk; Ordinary least squares - OLS

<sup>11</sup> Parametere med "^" eller "hatt" er estimerte i modellen



---

3)  $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$

Feilleddene er uavhengige av hverandre

4)  $\text{Cov}(\varepsilon_t, x_{k,t}) = 0$

Feilleddet er uavhengig av forklarende variabel

5)  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$

Feilleddet er normalfordelt

Dersom de første fire forutsetningene innfries, vil de OLS-estimerte koeffisientene ha en rekke ønskelige statistiske egenskaper. Koeffisientene blir dermed, populært kalt, Best Linear Unbiased Estimators, eller *BLUE*:

*Best*: OLS  $\hat{\beta}$  har minst variansen i klassen av forventningstrettede estimater

*Linear*: De estimerte koeffisientene  $\hat{\alpha}$  og  $\hat{\beta}$  er lineære estimatorer. Det vil si at ligningene for de to er lineære kombinasjoner av den uavhengige variabelen

*Unbiased*: i snitt, vil  $\hat{\alpha}$  og  $\hat{\beta}$  verdier være lik de sanne verdiene  $\alpha$  og  $\beta$

*Estimator*:  $\hat{\alpha}$  og  $\hat{\beta}$  er estimater for de virkelige verdiene av  $\alpha$  og  $\beta$

---

## 4.2.2 Brudd på modellens forutsetninger

I dette avsnittet gjennomgås implikasjonene av de forskjellige forutsetningene, diagnoseverktøyene benyttet for å teste forutsetningene og konsekvensene av eventuelle brudd.

### 1) Feilleddet har en forventet verdi lik null

Denne forutsetningen holder alltid i en OLS. Det er konstantleddet som sørger for at snittet av feilleddene blir null. Dersom dette ikke hadde vært tilfellet, ville man kunne fått flere uønskede konsekvenser. Konsekvensen av dette kan være negativ  $R^2$  eller ukorrekte helningskoeffisienter, hvor linjen starter i origo. Dette fører til at modellen får dårlige prediktive egenskaper.

### 2) Variansen til feilleddet er konstant og endelig for alle uavhengige variabler

Dersom denne forutsetningen holder er datamaterialet *homoskedastisk*, det vil si at variansen til feilleddet er konstant og endelig for alle variabler. Hvis den ikke opprettholdes vil datamaterialet ha innslag av *hetroskedastisitet*, altså det motsatte. Da vil parametrene fortsatt være forventingsrettede og konsistente, men OLS-estimatene er ikke lengre *BLUE*. Dette betyr at de estimerte koeffisientene mister mange av sine ønskelige egenskaper. Hetroskedastisitet kan komme av at variansen til feilleddene påvirkes av de andre variablene i modellen, ekstreme verdier, eller variasjoner i målenøyaktighet.

Dette kan testes ved *Spearman rank korrelasjonstest*, eller ved en *White's test for homoskedastisitet*. Utredningen benytter sistnevnte test, som illustrert i Brooks (2008).

*White's test* kjører en hjelperegresjon der de kvadrerte residualverdiene fra den opprinnelige regresjonen, er den avhengige variabelen. De opprinnelige uavhengige variablene, deres kvadrerte verdier og kryssproduktet deres, er de uavhengige variabler. Med to uavhengige variabler i den opprinnelige regresjonen, formuleres hjelperegresjonen som:

$$\varepsilon^2 = A_0 + A_1x_1 + A_2x_2 + A_3x_1^2 + A_4x_2^2 + A_5x_1x_2 + V_i$$

Her er den tradisjonelle betanotasjonen for koeffisientene byttet ut med "A" for auxiliary.

---

Forklaringsgraden ( $R^2$ ) til denne hjelperegresjonen multipliseres med antall observasjoner for å finne White-parameteren (LM). I de fleste av regresjonene i denne utredelsen brukes 95 observasjoner, dermed multipliseres forklaringsgraden med 95.

White-parameteren er kjikvadratfordelt med frihetsgrader lik antall uavhengige variabler i hjelperegresjonen. Kjikvadratsfordelingen kan derfor benyttes, for et gitt konfidensintervall, til å finne den kritiske verdien.

I testen formuleres hypotesen som følgerne:

$H_0$ : Homoskedastisitet

$H_1$ : Hetrokedastisitet

Dersom  $LM >$  kjikvadrat verdi, og tilhørende P-verdier er lavere enn signifikansnivået, må  $H_0$  forkastes og  $H_1$  godtas. Dette tilsier at datamaterialet inneholder hetrokedastisitet.

### 3) Uavhengige Feilledd

Forutsetning tre sier at feilleddene ikke kan være korrelerte med hverandre, dersom dette er tilfellet, vil datamaterialet ha innslag av autokorrelasjon. Autokorrelasjon fører til at modellen får en høyere forklaringsgrad ( $R^2$ ) enn den skulle hatt, med uavhengige feilledd. Utredningen benytter seg av *Durbin-Watson testen* for å se etter autokorrelasjon:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_t)^2}$$

Der:

DW er Durbin-Watson testobservatoren

$\hat{\varepsilon}_t$  er residualet på tidspunkt  $t$

Durbin-Watson koeffisienten tar en verdi mellom 0 og 4, hvor  $DW=0$  indikerer perfekt positiv autokorrelasjon og  $DW = 4$  indikerer perfekt negativ autokorrelasjon.

---

Tommelfingerregelen sier at dersom koeffisienten er mellom 1,5 og 2,5, kan man anta ingen positiv autokorrelasjon.

Med 1 uavhengig variabel og 95 observasjoner vil de eksakte kritiske DW-verdiene, ved 2,5 % signifikansnivå, være som følger:

Positiv AK	Ubestemt	Ingen AK	Ubestemt	Negativ AK
0-1,58	1,58-1,62	1,62-2,42	2,42-2,58	2,58-4

I testen formuleres hypotesen som:

$H_0$ : Ingen autokorrelasjon

$H_1$ : Autokorrelasjon

Dersom DW-koeffisienten krysser grensene for enten positiv eller negativ autokorrelasjon, vil  $H_0$  forkastes og  $H_1$ , om autokorrelasjon, godtas.

#### **4) Feilleddet er ukorrelert med uavhengige variabler**

Feilleddene er ukorrelert med de uavhengige variablene. Denne forutsetningen holder alltid i OLS, ettersom de uavhengige variablene er antatt ikke-stokastisk. Dersom feilleddet er korrelert med de uavhengige variablene vil helningskoeffisientene ha en skjevhet og være upålitelige.

#### **5) Feilleddet er normalfordelt**

Denne antagelsen er nødvendig for å utføre hypotesetesting med modellens koeffisienter. Forutsetningen er imidlertid ikke avgjørende for at OLS skal gi riktige estimater. Det er ofte ønskelig å beholde OLS selv om denne forutsetningen brytes, da OLS fortsatt har mange ønskelige egenskaper.

For å teste normalitet benyttes det i oppgaven *Ryan-Joiner normalitetstest*, hvor 0,990 ansees som kritisk verdi. Dersom verdien er lavere enn dette må  $H_0$ , om normalfordeling, forkastes og  $H_1$  godtas. Denne verdien er også mulig å finne i Minitab.

---

## 4.3 Testobservatorer

Det er ulike metoder for å vurdere hvor godt modellen passer observasjonene. Minitab vil gi en oversikt over de vanligste testobservatorene på modellens passform. I utredningen benyttes disse observatorene til å måle modellens passform og de estimerte koeffisientenes signifikans. I dette avsnittet presenteres derfor en rask gjennomgang.

### 4.3.1 Forklaringsgrad

Forklaringsgrad, eller  $R^2$ , måler hvor mye av variasjonen i den avhengige variabelen, som er forklart av variasjonen i de uavhengige variablene. Matematisk formuleres den<sup>12</sup>:

$$R^2 = SSR/SST = \frac{\text{Forklart variasjon}}{\text{Total variasjon}}$$

I singel indeks modellen defineres avhengig- og uavhengig variabel, som henholdsvis meravkastning fond og meravkastning markedsindeks. Dermed kan  $R^2$  uttrykkes som:

$$R^2 = \frac{\text{Systematisk risiko}}{\text{Totalrisiko}}$$

Den forklarte variasjonen vil i singel indeks modellen være markedsvariasjonen, også definert som systematisk risiko. Dermed vil  $R^2$  fortelle hvor tett ett fond følger indeks og kan leses som en indikator på fondets diversifiseringsgrad. En lav  $R^2$  indikerer at fondets variasjon er ulik den av markedet og at det har en lav diversifisering. Motsatt for høy  $R^2$ .

I Minitab oppgis også justert  $R^2$ . Den tar hensyn til antallet uavhengige variabler i modellen.  $R^2$  vil som regel øke dersom det benyttes flere uavhengige variabler. Justert  $R^2$  vil kun øke dersom den nye variabelen forbedrer modellen mer enn hva som forventes av ren tilfeldighet. Dermed er justert  $R^2$  en mer pålitelig forklaringsgrad når modellen inneholder mer enn én uavhengig variabel.

---

<sup>12</sup> Sum of squares total (SST) = Sum of squares regression (SSR) + Sum of square error (SSE)

---

### 4.3.2 T-verdi

I regresjonssammenheng benyttes *t-testen* for å undersøke troverdigheten til de estimerte regresjonskoeffisientene. Matematisk kan testobservatoren uttrykkes:

$$t = \frac{\hat{\beta} - \beta^*}{SE(\hat{\beta})}$$

Der:

$\hat{\beta}$  er estimert koeffisient

$\beta^*$  er nullhypotesens påståtte verdi<sup>13</sup>

$SE(\hat{\beta})$  er koeffisientens standardfeil

Denne er t-fordelt med  $v = n-2$  frihetsgrader. Kort fattet, beskriver frihetsgradene hvor mye statistikken kan variere, uten å bryte med eventuelle forutsetninger den er pålagt. For større utvalg vil koeffisientens standardfeil bli mindre og/eller variansen til den avhengige variabelen øke. Utvidelse av utvalget gjør derfor  $\hat{\beta}$  til en bedre estimator av faktisk  $\beta$ . En konsekvens av dette er at T-verdien blir større. En høy T-verdi er ønskelig. T-verdiene benyttes til å teste hypoteser, dersom T-verdien er høy nok, forkastes nullhypotesen og alternativhypotesen godtas. Ved et konfidensintervall på 5 %, vil en observert T-verdi på 1,96 eller høyere anses for å være signifikant<sup>14</sup>. Dersom et strengere signifikansnivå legges til grunne, kreves høyere T-verdier for å kunne påstå signifikans. Basert på T-verdiene kan også P-verdier beregnes. I kapittel 6 benyttes, i all hovedsak, P-verdier for å vurdere de estimerte koeffisientenes signifikans.

### 4.3.3 P-verdi

Det finnes flere ulemper ved å benytte et forkastningsnivå som ved t-testen(Keller, 2008). Den største og mest åpenbare, er at testen gir et "ja/nei" svar på hypotesen. Et mål på statistisk bevis for alternativhypotesen er *P-verdien*. P-verdien til en test tolkes som

---

<sup>13</sup> I Minitab er  $H_0$  påstått verdi = 0

<sup>14</sup> Dette er standard signifikansnivå i Minitab

---

sannsynligheten for å observere en teststatistikk minst like "ekstrem" som den beregnet, gitt at nullhypotesen er sann. Nullhypotesen formuleres som regel slik at parameteren er lik null, eller dens middelvei.

P-verdien formuleres som følgende:

$$P\text{-verdi} = (P(X > X')) = P = \left( \frac{X - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \right)$$

Denne teknikken baseres på utvalgets fordeling. Dermed kan det beregnes sannsynlighetsuttalelser om utvalgstatistikken, men det kan imidlertid ikke dras slutninger om hvorvidt nullhypotesen er sann eller ikke. Nullhypotesen er her at faktisk verdi ( $x$ ) er lik middelveien " $\mu$ ". Sannsynlighetsuttalelser kan kun tas dersom parameteren er en tilfeldig variabel.

Desto lengre fra middelveien den observerte verdien er, jo lavere vil P-verdien bli. Dette innebærer sterkere statistiske beviser for alternativhypotesen.

Generelt gjelder følgende sammenhenger:

$P < 0,01$                       Høyt signifikant

$0,01 < P < 0,05$               Signifikant

$P > 0,05$                         Ikke signifikant

#### **4.3.4 Standardavvik**

*Standardavviket* til de estimerte regresjonskoeffisientene forteller hvilken usikkerhet som burde tillegges koeffisienten. Standardavviket er, som nevnt i kapittel 3, lik kvadratrotten til variansen. Følgelig er ett lavere standardavvik ønskelig.

---

## 4.4 Hypotesetesting

T- og P-verdiene kan benyttes til å utføre hypotesetester på de estimerte koeffisientene. Det utformes en nullhypotese og en alternativhypotese, henholdsvis  $H_0$  og  $H_1$ . Der  $H_0$  er den hypotesen som ønskes avkreftet, og  $H_1$  er hypotesen som ønskes bekreftet. Det er viktig at disse hypotesene formuleres som gjensidig utelukkende (disjunkte) hendelser. Det vil si at dersom  $H_0$  forkastes, vil  $H_1$  automatisk aksepteres.

For Minitab er hypotesene utformet som følger:

$H_0$ : Alfa/beta er lik null

$H_1$ : Alfa /beta er ulik null

Minitab benytter en tosidig test med 10 % signifikansnivå, det tilsier 5 % i hver hale. I utredningen gjelder dermed følgende sammenheng: Dersom P-verdien er mindre enn 5 % forkastes  $H_0$ , og det er da tilstrekkelig bevis i fordel for  $H_1$ , ved 5 % signifikansnivå. Tilsvarende for T-verdier lik 1,96 eller høyere.

Det finnes to mulige feilslutninger i slike tester:

- i) Type I feil:  $H_0$  forkastes til fordel for  $H_1$ , når nullhypotesen er sann.
- ii) Type II feil:  $H_0$  beholdes til fordel for  $H_1$ , når nullhypotesen er falsk.

På denne måten godtas det i utredningen, en 5 % sannsynlighet for en type I feil når  $P < 0,005$ .



---

## 5. Data

Innledningsvis i dette kapittelet beskrives utvalget, valg av referanseindeks og risikofri rente. Videre redegjøres det for metoden brukt i beregningen av risikojustert avkastning. Avslutningsvis presenteres fremgangsmåten benyttet for å konstruere størrelsesporteføljene.

### 5.1 Utvalg

I den empiriske delen av oppgaven er det benyttet månedlige data fra perioden januar 2003 til januar 2011. Historiske tall på forvaltningskapital og kundeforhold er hentet fra Verdipapirfondenes forening sine databaser, NAV kommer fra Børsprosjektet ved NHH, og risikofri rente er hentet fra Norges Bank sine hjemmesider. Informasjon om omløpshastighet og alder er gjort tilgjengelig av Morningstar, samt hentet fra de respektive fondenes årsrapporter.

Utvalget består av 20 aksjefond som, i desember 2010, hadde en samlet forvaltningskapital på tilnærmet NOK 30 milliarder. Utvalgsperioden er åtte år, dette tilsvarer 96 månedsobservasjoner per fond. Egenskapene ved det samlede fondsutvalget presenteres i tabell 3, i slutten av kapittelet. For å oppnå best mulig sammenligningsgrunnlag mellom fondene, er analysen forebeholdt norskregistrerte aksjefond. Videre kreves det at fondene har rapportert avkastningstall og informasjon om størrelse tilbake til utvalgsperiodens start. Tall på forvaltningskapital før 2003 har ikke vært tilgjengelige og har dermed vært med på å begrense utvalgsperioden.

Med unntak av fond som er fusjonert inn i andre forvaltningsselskap, består utvalget kun av fond som har overlevd i perioden, dette fenomenet er kjent som overlevelsesskjevhet. I Malkiel (1995) kritiseres tidligere forskning for ikke å ta hensyn til dette. I denne utredningen, kan overlevelsesskjevhet ha to effekter. For det første vil det forventes en høyere avkastning for størrelsesporteføljene, enn hva som observeres i markedet. Det er rimelig å forvente at porteføljen med små fond vil være den som blir hardest rammet av dette. Ettersom det er mer sannsynlig at et lite fond blir avvirket som følge av dårlige prestasjoner, enn et stort fond som har gjort det tilsvarende dårlig. Dette forklares med at mindre fond er lettere å avvikle og at de som regel er mindre etablerte, enn store fond. Den

---

andre effekten påvirker størrelsesfaktorene, da noen av disse forventes å være høyere i utvalget, enn det de faktisk burde være.

Utredningen har heller ikke hatt tilgang til data på utvalgets historiske kostnader. Derfor tas det kun hensyn til kostnadene som allerede er priset inn i NAV. Dette anses som en begrensende faktor, og inkluderingen av kjøps- og salgavgifter presenteres som en mulig utvidelse for fremtidige studier.

## 5.2 Valg av referanseindeks

Hvilken indeks fondene selv oppgir som referanseindeks, ble tatt i betraktning når utvalget av fond ble gjort. Som nevnt tidligere, betraktes bare norske aksjefond, altså norske fond med minst 80 % av sin forvaltningskapital plassert i norske aksjer. I denne forstand er det naturlig å anvende en referanseportefølje som tar utgangspunkt i norske aktiva. For alle fond i analysen benyttes derfor Oslo Børs Mutual Fund Index (OSEFX) som referanseindeks. Dette er i tråd med Morningstar sine prestasjonsanalyser av overnevnte fond<sup>15</sup>.

Oslo Børs Mutual Fund Index er en vektjustert versjon av Oslo Børs Hovedindeks, eller OSEBX. Den er investerbar og inneholder et representativt utvalg av alle norske aksjer på Oslo Børs (Oslobors, 2012b).

Reglene for vektjustering i OSEFX opprettholdes i henhold til UCITS direktiver for fondsinvesteringer. UCITS<sup>16</sup>, er EU-lovgivning som koordinerer formidling og styring av aksjefond mellom land innen den Europeiske Unionen (European Commission, 2012). Totalt tillatt vekt for ett verdipapir er 10 % av total markedsverdi i indeksen. Verdipapirer som overstiger 5 % av total markedsverdi i indeks må ikke, samlet sett, overstige 40 % av total markedsverdi i indeks. OSEFX er også justert for utbytte (Oslobors, 2012a).

---

<sup>15</sup> Se; Morningstar sine hjemmesider

<sup>16</sup> *Undertakings for the Collective Investments in Transferable Securities*

---

## 5.3 Valg av risikofri rente

Analysen er avhengig av en risikofri rente for beregning av fondenes og markedets risikopremier. Enhver risikofri rente skal, per definisjon, være fri for risikopremier. Når dette kriteriet opprettholdes, kan risikopremier beregnes som risikabel avkastning utover risikofri avkastning. I amerikanske studier er det vanlig å benytte korte statspapirer, eksempelvis: T-Bills<sup>17</sup>. I Norge har ikke staten behov for å utstede slike papirer, derfor eksisterer det ikke et tilsvarende alternativ i det norske markedet.

Ved valg av risikofri rente er investeringshorisonten en avgjørende faktor. En lang rente vil inkludere forventning til fremtidige renter, men den vil samtidig være mer sensitiv for endringer i realrenter og inflasjonsforventning (Cochrane, 1999). En svært kort rente vil være volatil, spesielt i turbulente markeder, men vil ha et mindre hensyn til likviditetsrisiko og forventet inflasjon. I utredningen benyttes derfor 3 måneders NIBOR (Norwegian Interbank Offered Rate), som også er det vanligste valget til aktører i det norske markedet. NIBOR er en samlebetegnelse på norske pengemarkedsrenter med ulike løpetider. 3 måneders NIBOR belyser rentenivået en lånegiver krever for et usikret lån, med leveringstid om to dager og tilbakebetaling om 3 måneder. Denne renten oppgis som årlig rente på Norges Bank sine hjemmesider (Finansnæringens Fellesorganisasjon, 2012).

Risikofri rente må også tilpasses utvalgsperioden. I utredningens analyser benyttes månedlige avkastningstall, det er da naturlig at det risikofrie alternativet også beregnes månedsvis. NIBOR-renten tilpasses horisonten på utvalgsdata gjennom følgende fremgangsmåte:

$$r_{mnd} = (1 + r_{\text{år}})^{1/12} - 1$$

---

<sup>17</sup> T-Bills eller Treasury Bills; benyttes av den amerikanske regjeringen til å hente penger i markedet og anses som et av verdens mest likvide midler.

---

## 5.4 Avkastning

Netto andelsverdi (NAV) benyttes til å beregne fondenes avkastning i perioden. NAV beregnes ved å summere dagens verdi av alle verdipapirer og bankinnskudd i fondets portefølje, fratrukket forvaltningskostnader og andre løpende kostnader. Nettotallet divideres deretter på fondets totale utestående andeler (Morningstar, 2009c). Dermed kan utviklingen til et fonds portefølje leses av kvoterte NAV.

Alle NAV i denne utredningen er hentet fra Børsprosjektet ved NHH sin database, Amadeus 2.0. Avkastningstall benyttet i analysen er aritmetiske månedsavkastninger og løpende årlige avkastninger. Aritmetisk avkastning er beregnet etter følgende metode:

$$r_{i,t} = \frac{NAV_{i,t} - NAV_{i,t-1} + Div_{i,t}}{NAV_{i,t-1}}$$

Der:

$r_{i,t}$	er aritmetisk avkastning i periode "t"
$NAV_{i,t}$	er fondets NAV-kurs i periode "t"
$NAV_{i,t-1}$	er Fondets NAV-kurs i periode "t-1"
$Div_{i,t}$	er eventuelle utbytteutbetalinger i periode "t"

På bakgrunn av månedlige avkastningstall, beregnes årlig løpende avkastning for alle fond. Årlig løpende avkastning beregnes som produktet av alle månedlige avkastningstall, og gir et mer korrekt bilde på faktisk avkastning i perioden.

Fremgangsmåten for årlig løpende avkastning, som beskrevet over, gir identistiske avkastningstall til de som opplyses på Morningstar sine hjemmesider. Dette gjelder for samtlige fond i utvalget, og tolkes som en validering av estimeringsmetoden.

---

## 5.4.1 CAPM-justert avkastning

Et fonds CAPM-justerte avkastning er funnet gjennom følgende likning:

$$r_{Excess,t} = r_{i,t} - (r_{f,t} + \beta_{p,t}(r_{m,t} - r_{f,t}))$$

Der:

$r_{excess,t}$	er fondets CAPM-justerte avkastning i måned "t"
$r_{i,t}$	er fondets realiserte avkastning i måned "t"
$\beta_{p,t}$	er relevant størrelsesporteføljes betakoeffisient i måned "t"
$r_m$	er realisert avkastning OSEFX i måned "t"
$r_f$	er NIBOR i måned "t"

I denne ligningen er  $\beta_{p,t}(r_{m,t} - r_{f,t})$  tolket som fondets forventede avkastning  $E(r_{i,t})$ .

Videre i utredningen, vil CAPM-justert avkastning refereres til som justert avkastning.

## 5.5 Behandling av utvalgsdata

### 5.5.1 Enkeltfondene

Ved hjelp av en enkel lineær regresjon utføres en singel indeks estimering for alle fondene. Av disse resultatene kan det leses hvordan hvert enkelt fond presterer i perioden, hvor diversifiserte de er, og hvor god forklaringskraft modellen har på fondenes avkastning. Disse resultatene fungerer også som en referanse når den samme estimeringen, senere, utføres på størrelsesporteføljene. Ettersom porteføljene består av nevnte fond, forventes de å ha forholdsvis like koeffisienter. Tabellen under viser den estimerte modellen og resultatene.

	$(r_{\text{Fond}} - r_f) = \alpha + \beta \cdot (r_{\text{OSFX}} - r_f)$			
	$\alpha$	$\beta$	$R^2$	$R^2$ - Adjusted
Alfred Berg Aktiv	0,00098	0,954	92,90 %	92,80 %
Alfred Berg Gambak	0,00325	0,97	85,60 %	85,40 %
Alfred Berg Norge	0,00197	0,977	98,20 %	98,20 %
Carnegie Aksje Norge Acc	0,00128	0,969	97,90 %	97,80 %
Danske Invest Norge I	0,00215	0,914	97,00 %	97,00 %
Danske Invest Norge II	0,0029	0,91	96,90 %	96,80 %
Delphi Norge	0,00465	0,923	90,10 %	90,00 %
Delphi Vekst	0,0021	0,864	86,50 %	86,40 %
DNB Norge (Avanse II)	0,00054	0,979	99,10 %	99,10 %
Fondsfinans Aktiv	0,00308	0,809	93,50 %	93,40 %
Fondsfinans Spar	0,00458	0,924	94,30 %	94,20 %
Handelsbanken Norge	0,00026	1,01	97,30 %	97,30 %
Holberg Norge	0,00564	0,846	88,20 %	88,10 %
ODIN Norge	0,00471	0,801	82,20 %	82,00 %
Pareto Aksje Norge	0,00531	0,807	85,90 %	85,80 %
Pareto Aktiv	0,00372	0,78	85,30 %	85,10 %
Storebrand Norge	0,00123	0,981	98,80 %	98,80 %
Storebrand Vekst	0,00142	0,914	86,30 %	86,10 %
Storebrand Verdi	0,00189	0,922	93,60 %	93,60 %
Terra Norge	0,00093	0,968	96,40 %	96,30 %

Tabell 1 - Enkeltfond: Singel indeks estimerte koeffisienter

Modellens forklaringskraft, eller  $R^2$ , er forholdsvis høy for samtlige fond i utvalget. Det betyr at variasjonen til markedsindeksen forklarer mesteparten av variasjonen i fondenes avkastning,  $R^2$  kan tolkes som fondenes diversifiseringsgrad. Dette kan også leses av de estimerte betakoeffisientene, som alle er høye. Den høye diversifiseringsgraden er ikke overraskende, da perioden anses å ha vært svært turbulent. Et bemerkelsesverdig resultat er

---

at samtlige fond har positive estimerte alfaavkastninger i perioden, dermed forventes det at størrelsesporteføljene også har positive estimerte alfaavkastninger i samme periode.

### 5.5.2 Størrelsesporteføljene

For å undersøke utvalget for størrelseseffekter deles fondene, basert på forvaltningskapital, inn i størrelsesporteføljer. Dette er nødvendig for å avdekke eventuelle forskjeller mellom porteføljene og for å teste størrelseshypotesene. Det muliggjør også en sammenligning av størrelsen på utvalgets fond, relativt til fond fra resten av verden.

Det konstrueres tre likevektede porteføljer. Disse defineres som størrelsesporteføljer for, henholdsvis; *store*, *mellomstore* og *små* fond. At porteføljene er likevektede, vil si at alle fond utgjør like store andeler av sine respektive porteføljer. Et fonds tilhørighet i en gitt måned er basert på dets størrelsesrangering i måneden før, noe som kommer av at tall på forvaltningskapital rapporteres i slutten av hver måned. Ved å benytte forvaltningskapital ved slutten av foregående periode, studeres forholdet mellom avkastning gjennom perioden, og forvaltningskapital ved begynnelsen av perioden. Når årlige avkastningstall legges til grunn, vil forvaltningskapital trekkes tilbake tilsvarende 12 måneder.

Fondene rangeres først etter størrelse i hver måned gjennom hele utvalgsperioden. Denne inndelingen er konstruert slik at ethvert fond kan bevege seg fra en størrelseskategori til en annen mellom månedene. Ettersom utvalget består av totalt 20 fond, må en portefølje være mindre enn de to andre. Porteføljene for store og mellomstore fond inneholder til enhver tid syv fond, mens porteføljen for små fond, til enhver tid, består av seks fond. Ettersom porteføljene er likevektede, antas det at forskjeller mellom antall fond i hver portefølje er av mindre betydning. En størrelsesporteføljes avkastning beregnes som et likevektet gjennomsnitt av avkastningen til fondene som utgjør porteføljen. Dersom akkumulert totalavkastning hadde blitt benyttet, ville antall fond i porteføljene vært et mer relevant feilmoment.

To alternative fremgangsmåter ble vurdert for å utlede størrelsesporteføljenes koeffisienter. Den første fremgangsmåten utfører en singel indeks estimering for hver av porteføljene, over hele perioden. Fremgangsmåte to, vokter enkeltfondenes estimerte koeffisienter ut fra antall observasjoner av fondene, i hver portefølje. Denne gjennomsnittlige verdien kan sees som representativ for størrelsesporteføljen i hele perioden. Fremgangsmåten gjør det også mulig å justere enkeltfondenes avkastning mot en flytende benchmark, hvor koeffisientene kan forandre seg.

Fremgangsmåte nummer en ble vurdert som best ettersom den glatter ut ekstreme observasjoner, og gir lavere sannsynlighet for estimeringsfeil. I tillegg gir metode to, i snitt, tilnærmet like koeffisienter, som metode en. Koeffisientene benyttet i resten av utredningen stammer derfor fra fremgangsmåte en.

Koeffisientene fra de to fremgangsmåtene presenteres i tabell 2.

Portefølje	Vektet gjennomsnitt av enkeltfondenes koeffisienter		Koeffisienter fra single index modellen	
	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$
Store	0,00338	0,888	0,00309	0,890
Mellomstore	0,00196	0,946	0,00231	0,952
Små	0,00252	0,897	0,00262	0,890

Tabell 2 - Koeffisienter etter fremgangsmåte

Ved justering av avkastning vil et fond som i en måned rangeres som stort, bli målt opp imot porteføljen for store fond i den påfølgende måneden. I praksis, vil dette si at fondet mottar porteføljens betakoeffisient ved vurdering av justert avkastning i påfølgende måned. Eksempelvis vil et fond, som beveger seg inn i den mellomstore kategorien i en måned, motta porteføljen for mellomstore fond sin betakoeffisient i påfølgende måned. Et fond som holder seg i samme størrelsesportefølje gjennom hele perioden, vil imidlertid beholde den samme koeffisienten gjennom hele perioden.



---

### 5.5.3 Egenskaper ved størrelsesporteføljene

Tabell 3 viser utvalgte gjennomsnittsstatisikker for porteføljene i perioden. Disse gjennomsnittsstatisikkene beregnes ved først å finne gjennomsnittsverdien for alle fondene som utgjør porteføljen, per måned, deretter tas gjennomsnittet av dette for hele perioden. Etter denne fremgangsmåten vil et fonds bidrag til en kategori være vektet etter antall observasjoner fondet har i den bestemte porteføljen.

I en gjennomsnittlig måned har utvalget en gjennomsnittlig forvaltningskapital på 786,7 millioner NOK. Gjennomsnittsalderen til de utvalgte fondene var i begynnelsen av 2012 på ca 17 år. Familiestørrelsen til et fond måles som den totale forvaltningskapitalen til familien fondet er en del av. Sistnevnte er, som ventet, langt større en fondenes respektive forvaltningskapital.

I klammeparentesene presenteres gjennomsnittlige standardavvik for hele utvalgsperioden. Disse beregnes på lik måte som gjennomsnittsstatisikkene, og viser hvor stor variasjon det er i faktorene, innad i størrelsesporteføljene.

Analysen baserer seg på 1920 månedsobservasjoner fordelt på de tre størrelsesporteføljene.

Utvalg	Portefølje			Alle fond
	Små	Mellomstore	Store	
Antall observasjoner	576	672	672	1920
Antall fond	6	7	7	20
FK (NOK 1000)	131.195 [33.660]	393.549 [118.200]	1.835.388 [766.997]	786.711 [183.244]
LogFK (NOK 1000)	5,0006 [0,19]	5,5645 [0,15]	6,0889 [0,23]	5,5513 [0,48]
FAM (NOK 1000)	22.099.123 [24.973.587]	16.720.363 [12.241.254]	14.719.917 [9.412.707]	17.846.468 [15.542.516]
LogFAM (NOK 1000)	6,782745 [0,52]	6,927 [0,52]	7,0095 [0,37]	6,906 [0,59]
Kundestørrelse (NOK)	1.014.975 [1.494.103]	336.888 [420.540]	21.523.733 [54.344.389]	7.625.199 [18.753.011]
Antall kundeforhold	1.330 [2.087]	5.546 [6.161]	16.386 [37.211]	7.754 [15.153]
Omløpshastighet	1,14	1,06	0,88	1,03
Alder	16,55	18,32	16,18	17,04

Tabell 3 - Størrelsesporteføljene: Egenskaper

Kontrollvariablene LogFK og LogFAM er logaritmiske verdier av, henholdsvis forvaltningskapital og familiestørrelse. Logaritmiske verdier av disse variablene foretrekkes i analysen, da avkastningstall opplever betydelig mindre absolutte endringer enn forvaltningskapital. Ved å benytte logaritmiske verdier blir altså avhengig og uavhengige variabler mer sammenlignbare. Antall kundeforhold viser gjennomsnittlig antall kunder for hver klasse gjennom hele utvalgsperioden. Videre, er kundestørrelse beregnet som forvaltningskapital delt på gjennomsnittlig antall kundeforhold. Disse målene er hensiktsmessig i forhold til å kartlegge hvilke størrelsesgrupper som trekker småsparere, og hvilke som behandler større kunder. Den største klassen opplever et stort standardavvik i antall kundeforhold og kundestørrelse. De to største fondene, ODIN Norge og Pareto Aksje Norge, er driverne bak denne effekten. ODIN Norge har en gjennomsnittlig kundebase på ca. 100.000 investorer gjennom utvalgsperioden. Terra Norge er nærmeste med en gjennomsnittlig kundebase på ca 18.000 investorer. Dersom ODIN Norge ekskluderes fra utvalget, faller gjennomsnittlig antall kundeforhold i porteføljen med store fond til 2.034 investorer. Samtidig reduseres standardavviket til 2.666. Pareto Aksje Norge skiller seg ut

med et investeringskrav på NOK 100.000.000 ved førstegangsinvesteringer. Gjennomsnittlig kundestørrelse i fondet er derfor høyt, på ca NOK 145.000.000 for hele utvalgsperioden. I sammenligning er Pareto Aktiv nærmeste i gjennomsnittlig kundestørrelse med tilnærmet NOK 3.300.000 per investor. Dersom Pareto Aksje Norge ekskluderes fra utvalget, faller gjennomsnittlig kundestørrelse i porteføljen med store fond til NOK 847.437. Standardavviket faller samtidig til NOK 1.255.949. Det tas hensyn til implikasjonene av disse to særtilfellene når faktorene diskuteres opp mot resultater i kapittel 6.

Omløpshastighet beregnes som sum av verdipapirhandel i fond, sett mot gjennomsnittlig forvaltningskapital i perioden. For Alfred Berg fondene er tall på omløpshastighet oppgitt i månedstall. Årlig omløpshastighet beregnes da som gjennomsnitt av månedsverdiene. For de øvrige fondene er omløpshastighet oppgitt i årstall. Alder er presentert som tid forløpt siden startdato, basert på et 360-dagers år.

Det kan vises til følgende sammenhenger mellom størrelsesporteføljenes respektive egenskaper:

	Forvaltningskapital	Log(FK)	Familiestørrelse	Log(FAM)	Log(KF)	Log(Kundestørrelse)	Omløpshastighet	Alder
Forvaltningskapital	1,00	0,50	0,51	0,44	-0,20	0,78	0,13	0,39
Log(FK)	-	1,00	0,14	0,02	0,36	0,05	0,34	0,38
Familiestørrelse	-	-	1,00	0,97	-0,65	0,69	0,44	0,81
Log(FAM)	-	-	-	1,00	-0,68	0,69	0,27	0,79
Log(KF)	-	-	-	-	1,00	-0,60	-0,48	-0,41
Log(Kundestørrelse)	-	-	-	-	-	1,00	0,36	0,44
Omløpshastighet	-	-	-	-	-	-	1,00	0,00
Alder	-	-	-	-	-	-	-	1,00

Tabell 4 - Korrelasjonsmatrise: Små fond

De små fondene skiller seg ut gjennom en positiv korrelasjon mellom omløpshastighet og de øvrige variablene, med unntak av antall kundeforhold. Kundeforhold er her i logaritmiske verdier og forkortes til Log(KF). Det kan også observeres at disse fondene har en svakere sammenheng mellom individuell størrelse og størrelse på familien de tilhører, enn store fond.

	Forvaltningskapital	Log(FK)	Familiestørrelse	Log(FAM)	Log(KF)	Log(Kundestørrelse)	Omløpshastighet	Alder
Forvaltningskapital	1,00	0,85	0,45	0,55	0,01	0,76	-0,75	-0,10
Log(FK)	-	1,00	0,50	0,62	0,20	0,54	-0,81	-0,16
Familiestørrelse	-	-	1,00	0,97	0,62	-0,07	-0,54	-0,14
Log(FAM)	-	-	-	1,00	0,52	0,09	-0,70	-0,09
Log(KF)	-	-	-	-	1,00	-0,60	-0,42	-0,43
Log(Kundestørrelse)	-	-	-	-	-	1,00	-0,38	0,25
Omløpshastighet	-	-	-	-	-	-	1,00	0,03
Alder	-	-	-	-	-	-	-	1,00

Tabell 5 - Korrelasjonsmatrise: Mellomstore fond

For mellomstore fond observeres det en sterk negativ korrelasjon mellom størrelse på kapitalbase og aktivitet i fondet, målt ved omløpshastighet. Det kan også merkes at korrelasjonen mellom individuell forvaltningskapital og familiestørrelse er betydelig sterkere enn i små fond, med en korrelasjon på 0,62 mellom de logaritmiske verdiene.

	Forvaltningskapital	Log(FK)	Familiestørrelse	Log(FAM)	Log(KF)	Log(Kundestørrelse)	Omløpshastighet	Alder
Forvaltningskapital	1,00	0,80	0,94	0,92	-0,69	0,95	-0,76	-0,82
Log(FK)	-	1,00	0,77	0,82	-0,75	0,89	-0,84	-0,64
Familiestørrelse	-	-	1,00	0,98	-0,67	0,91	-0,78	-0,85
Log(FAM)	-	-	-	1,00	-0,75	0,95	-0,83	-0,87
Log(KF)	-	-	-	-	1,00	-0,83	0,78	0,76
Log(Kundestørrelse)	-	-	-	-	-	1,00	-0,83	-0,86
Omløpshastighet	-	-	-	-	-	-	1,00	0,98
Alder	-	-	-	-	-	-	-	1,00

*Tabell 6 - Korrelasjonsmatrise: Store fond*

Korrelasjon mellom forvaltningskapital og familiestørrelse er 0,94 i porteføljen for store fond, noe som oppleves som høyt i forhold til i de andre størrelsesporteføljene. Også her er omløpshastighet negativt korrelert med de øvrige variablene.

---

## 6. Resultater

### 6.1 Singel indeks modellen

#### 6.1.1 Modellen og estimerte koeffisienter

Singel indeks modellen estimeres for hver av størrelsesporteføljene. De estimerte koeffisientene benyttes deretter til å justere porteføljenes månedlige avkastninger.

Modellen formuleres som følger:

$$(r_i - r_f) = \alpha_i + \beta_i(r_m - r_f) + \varepsilon_i$$

Der:

$(r_i - r_f)$  er portefølje "i" sin gjennomsnittlige avkastning utover risikofri rente

$\alpha_i$  er portefølje "i" sin aktive avkastning, det vil si avkastning som ikke kan forklares gjennom betakoeffisienten

$\beta_i$  er portefølje "i" sin estimerte betakoeffisient, eller markedsbeta

$(r_m - r_f)$  er OSEFX sin avkastning utover risikofri rente

$\varepsilon_i$  er modellens feilledd

Dersom det er forskjeller i størrelsesporteføljenes aktive avkastning og markedseksponering, vil dette vises i de estimerte koeffisientene. Den aktive avkastningen i singel indeks modellen kommer som følge av både seleksjon og timing. De to formene for aktiv avkastning skilles ved hjelp av Treynor-Mazuy modellen i neste avsnitt. Resultatene fra single indeks estimeringen presenteres i tabell 7.

	Portefølje		
	Store	Mellomstore	Små
$\alpha$	0,0031	0,00231*	0,002616*
$\beta$	0,89022**	0,95205**	0,8899**
$R^2$	0,947	0,982	0,9738
Antall måneder	95	95	95

\* = Signifikant %5, \*\*= Signifikant 1%

Tabell 7 - Størrelsesporteføljene: Regresjonsestimater og forklaringsgrad

Med en gjennomsnittlig  $R^2$  på 96,8 % forklares det meste av variasjonen i størrelsesporteføljenes gjennomsnittsavkastning av valgt referanseindeks. Som forklart tidligere, kan  $R^2$  i denne sammenhengen tolkes som graden av diversifisering. En forklaringsgrad lik én impliserer at all varians forklares av valgt indeks, dermed kan all risiko tolkes som systematisk.

Alle betaestimatene er signifikante. Gjennomsnittlig beta er på 0,911 og det er ingen store forskjeller mellom porteføljene, det betyr at alle størrelsesporteføljene er relativt godt diversifisert. Grunnet aktiv forvaltning, reguleringer mot å belåne underliggende verdipapirer, og krav til likviditetsreserver, er det naturlig at de estimerte betaene er ulik én. At alle betaestimatene er mindre enn én i perioden er likevel overraskende. Dette kan skyldes at den analyserte perioden har vært turbulent, det forventes at fondene reduserer sin markedseksponering når markedet er volatilt.

Alle porteføljene har oppnådd positiv alfaavkastning i perioden, dette er i sterk kontrast til tidligere funn, både i Amerika og Europa. Carlson (1970) påpeker, er disse resultatene er sterkt avhengig av den analyserte perioden og hvilken indeks som benyttes.

Dersom en flerfaktormodell, som presentert i Fama og French (1993) eller Carhart (1997), hadde blitt benyttet, ville alfaallene forventes å være lavere. Dette fordi avkastningen justeres for flere faktorer enn kun meravkastningen til markedsindeksen. Analysen begrenses også av forholdene beskrevet innledningsvis i kapittel 5.

Til tross for disse potensielle feilkildene, konkluderes det med at alle størrelsesporteføljene har oppnådd positiv aktiv avkastning i perioden, og at de største fondene har gitt høyest historisk aktiv avkastning. Sistnevnte er i tråd med funnene til Ciccotello & Grant (1996), og i strid med funnene til Chen et. al. (2004) og Kleiman & Jun (1988).

---

Porteføljen for store fond er også den eneste av porteføljene uten signifikant alfaavkastning i perioden, dette kan skyldes mer heterogenitet i denne porteføljens månedlige alfaavkastninger.

## 6.2 Forutsetninger singel indeks modellen

Alle regresjoner i utredningen testes for brudd på OLS-metodens forutsetninger, men resultatene fra singel indeks modellen er de eneste som presenteres. De øvrige modellene i utredningen vil vurderes, og korrigeres løpende dersom brudd skulle oppstå.

### 6.2.1 Durbin-Watson autokorrelasjonstest

$H_0$  om ingen autokorrelasjon beholdes for alle størrelsesporteføljene, enten det legges til grunn tommelfingerregelen<sup>18</sup> eller de eksakte kritiske verdiene.

	Portefølje		
	Store	Mellomstore	Små
Durbin-Watson koeffisient	1,61465	1,77107	1,85876

Tabell 8 - Størrelsesporteføljene: Resultater, Durbin-Watson

Durbin-Watson test for autokorrelasjon utføres for alle estimerte modeller i utredningen. Dersom det foreligger alvorlig autokorrelasjon, vil estimeringen utføres med robuste feilledd.

### 6.2.2 Ryan-Joiner normalitetstest

Ved brudd på normalitetsforutsetningen er det mulig å benytte en estimeringsmetode som ikke bygger på normalitet. Implementering av denne metoden kan være vanskelig, og det kan være større usikkerheter rundt den nye modellens egenskaper (Brooks, 2008). Det er derfor ønskelig å beholde OLS-metoden selv ved brudd. Resultatene av Ryan-Joiner normalitetstesten presenteres i tabell 9.

---

<sup>18</sup>  $1,5 < DW < 2,5$  - Ingen autokorrelasjon

---

	Portefølje		
	Store	Mellomstore	Små
Ryan-Joiner koeffisient	0,994	0,995	0,991

Tabell 9 - Størrelsesporteføljene: Resultater, Ryan-Joiner

$H_0$  om normalitet beholdes for alle størrelsesporteføljene. Dersom det ikke oppstår store uregelmessigheter, vil resten av utredningen benytte OLS til tross for brudd.

### 6.2.3 White's test for homoskedastisitet

I tabell 10 presenteres resultatene fra White's test for de ulike størrelsesporteføljene.

	Portefølje		
	Store	Mellomstore	Små
White's Lm	2,375	2,47	6,46
P-verdi	P > 0,25	P > 0,25	P < 0,05

Tabell 10 - Størrelsesporteføljene: Resultater, White's test

$H_0$  om konstante standardavvik må forkastes for porteføljen med små fond. Dette bruddet fører ikke til at estimatene har mindre prediksjonsevne, men gir skjevhet i standardfeilene.

For den aktuelle porteføljen utføres regresjoner med robuste feilledd<sup>19</sup>. Denne metoden fungerer best på store utvalg og er potensielt skadende for små utvalg. I denne sammenheng ble bruddet ansett som så stort at metoden ble benyttet, tiltross for et beskjedent utvalg.

Dette vil vurderes for alle regresjoner hvor det er innslag av hetroskedastisitet i datamaterialet. Utredningen benytter seg av robuste *Eicker-Huber-White* standardfeil. I Wooldridge (2002) argumenteres det for at bruken av robuste standardfeil vil redusere problemer relatert til autokorrelasjon og hetroskedastisitet, men at det, som sagt, kan være potensielt skadende for små utvalg. Dermed gjøres en vurdering av bruddene før modellen eventuelt estimeres med robuste feilledd.

---

<sup>19</sup> Kommando i Stata: Regress "avhengig variabel" "uavhengig variabel", vce(robust)



---

## 6.3 Alfaestimering med paneldata

For å maksimere modellens presisjon og forklaringskraft, samles alle fondenes månedsobservasjoner i en og samme modell. Dette gjør det også mulig å teste hvorvidt det er signifikante forskjeller i størrelsesporteføljenes estimerte alfaer, noe som ikke er mulig i de individuelle singel indeks estimeringene. Modellen er formulert som følger:

$$(r_{i,t} - r_{f,t}) = \beta_0 + \beta_1 Store_{Dummy} + \beta_2 Mellomstore_{Dummy} + \beta_3 Store_{Dummy}(r_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_4 Mellomstore_{Dummy}(r_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_5 Små_{Dummy}(r_{m,t} - r_{f,t})$$

Der:

$(r_{i,t} - r_{f,t})$  er fond "i" sin meravkastning, observert på tidspunkt "t"

$Store/Mellomstore_{Dummy}$  er dummyvariablene som angir hvorvidt den observerte meravkastningen kommer fra et fond i porteføljen med store eller mellomstore fond

$(r_{m,t} - r_{f,t})$  markedsindeksen sin meravkastning på tidspunkt "t"

$Store/Mellomstore/Små_{Dummy}(r_{m,t} - r_{f,t})$  er et interaksjonsledd mellom dummyvariablene, som angir hvilken størrelsesportefølje fondet den observerte meravkastningen kommer fra befant seg i, og markedets meravkastning, begge på tidspunkt "t"

Og:

$$i = 1, \dots, N$$

$$t = 1, \dots, T$$

Utvalget består av 20 fond og målingene er gjort over 95 måneder, det vil si at  $N=20$  og  $T=95$ . Ettersom alle fondene er observert i alle periodene, er panelet balansert.

Fordi hensikten er å analysere de tre størrelsesporteføljene, benyttes to dummyvariabler. Dummyvariablen, som angir hvorvidt den observerte meravkastningen tilhører et fond som kategoriseres som liten, er utelatt. Dette betyr at koeffisientene til de øvrige dummyvariablene, må tolkes relativt til konstantleddet. Konstantleddet,  $\beta_0$ , representerer i dette tilfellet den aktive avkastningen til porteføljen for små fond. Dersom  $\beta_1$  er positiv og  $\beta_2$  er negativ, vil det bety at rangeringen av størrelsesporteføljene, forblir lik den av singel indeks estimeringen. Altså at porteføljen med store fond er best, og porteføljen med mellomstore fond er dårligst. En rangering som i singel indeks modellen, vil også indikere at den krysseksjonelle tilnærmingen ikke begrenses av for få observasjoner. Dersom det er signifikante forskjeller mellom størrelsesporteføljenes aktive avkastning, ventes dette å vises i koeffisientenes T- og P-verdier.

Interaksjonsleddenes koeffisienter tolkes som størrelsesporteføljenes markedsbetaer, eller samvariasjon med indeks. Det samme argumentet som ble presentert ovenfor benyttes også her: Dersom de estimerte markedsbetaene i dette tilfellet, er lik de fra den krysseksjonelle metoden, indikerer det at sistnevnte fremgangsmåte ikke lider av for få observasjoner.

De estimerte resultatene, samt tilhørende T- og P-verdier presenteres i tabell 11:

	Samlet regresjon					
	Konstant	Store <sub>Dummy</sub>	Mellomstore <sub>Dummy</sub>	Små <sub>Marked</sub>	Mellomstore <sub>Marked</sub>	Små <sub>Marked</sub>
Koeffisient	0,0026164	0,0004768	-0,0005445	0,89	0,952	0,889
T-verdi	2,93	0,36	-0,49	57,91	105,71	56,82
P-verdi	0,003	0,716	0,622	0	0	0
R <sup>2</sup>	92,15 %					

Tabell 11- Størrelsesporteføljene: Estimerte koeffisienter med paneldata

Modellen bryter med to forutsetninger, homoskedastisitet og normalfordelte feilledd. Den estimeres derfor med robuste feilledd. Utvalget er, i dette tilfellet, stort nok til at robuste feilledd antas å løse disse problemene. Modellen har en forklaringskraft på 92,17 %, det viser at spesifiseringen forklarer mye av variasjonen til den avhengige variabelen.

---

Selv med et 20 ganger større utvalg, har modellen lavere forklaringskraft enn singel indeks estimeringene gjort i det foregående avsnittet. Dette skyldes mest sannsynligvis at singel indeks estimeringen ble gjort med gjennomsnittlige avkastningstall, der ekstremverdier var glattet ut. I denne modellen er alle verdier lik de observerte verdiene, derfor kan disse resultatene være mer troverdige.

Basert på de estimerte koeffisientene, ser det ikke ut til at singel indeks estimeringene lider av et for lite utvalg. Rangering av størrelsesporteføljene forblir lik, dette kan leses av dummyvariablenes estimerte koeffisienter. I tillegg er de estimerte markedsbetaene forholdsvis like de av singel indeks estimeringen. Ingen av dummyvariablenes estimerte koeffisienter er signifikante, det betyr at differansen mellom disse, og konstantleddet, ikke er signifikante. Resultatene ligner de fra T-testingen av størrelsesporteføljenes justerte avkastning, som presenteres senere i kapittel 6. Heller ikke der er differanseavkastningen mellom størrelsesporteføljene signifikant og det kan dermed ikke, med sikkerhet, sies hva koeffisientene til porteføljene bestående av mellomstore og store fond faktisk er. Koeffisientene estimert med singel indeks estimeringen benyttes derfor i resten av utredningen.

For best mulig å isolere effekten av å befinne seg i de forskjellige størrelsesporteføljene, utvides modellen til å inkludere fondsspesifikke effekter.

De faste fondsspesifikke effektene elimineres ved at fondenes respektive gjennomsnittskoeffisienter trekkes fra periodenes observerte koeffisienter. Dette tilsvarer å inkludere en dummyvariabel for hvert av fondene i utvalget. Dersom fondene bytter portefølje i perioden, kan effekten av å befinne seg i en gitt størrelsesportefølje isoleres. Dersom fondene ikke bytter kategori, vil dummyvariablene deres ekskluderes av modellen.

Spesifiseringen er lik den i ovenfor, men fremfor å benytte en vanlig regresjon, benyttes det en fast effekt funksjon i Stata<sup>20</sup>. Når det i tillegg justeres for fondenes markedseksponering, vil eventuelle størrelseseffekter isoleres. Disse størrelseseffektene vil reflekteres i dummyvariablenes estimerte koeffisienter, og konstantleddet.

---

<sup>20</sup> xtreg "avhengig variabel" "Uavhengig variabel", fe

Størrelsesporteføljenes koeffisienter betegnes denne gangen som unormal avkastning. Dette fordi koeffisientene i dette tilfellet reflekterer avkastningen utover fondenes gjennomsnittsavkastning og markedets avkastning, det blir derfor galt å betegne det som aktiv avkastning. Konstantleddet tolkes dermed som den unormale avkastningen til porteføljen med små fond, og de øvrige dummyvariablene må tolkes i forhold til denne.

De estimerte resultatene, samt tilhørende T- og P-verdier presenteres i tabell 12:

Samlet regresjon med faste effekter						
	Konstant	Store <sub>Dummy</sub>	Mellomstore <sub>Dummy</sub>	Store <sub>Marked</sub>	Mellomstore <sub>Marked</sub>	Små <sub>Marked</sub>
Koeffisient	0,003392	-0,00096	-0,00133	0,89	0,952	0,889
T-verdi	2,32	-0,35	-0,8	28,89	83,6	39,74
P-verdi	0,031	0,73	0,435	0	0	0
R <sup>2</sup>	94,50 %					

Tabell 12 - Størrelsesporteføljene: Estimering med faste effekter

Dataen er den samme, derfor bryter den med de samme forutsetningene. Dette justeres for ved å estimere modellen med robuste feilledd. Modellens forklaringskraft er forholdsvis høy, noe som tilsier at den forklarer mye av variasjonen i den avhengige variabelen.

Kontrollert for fondsspesifikke faktorer, er rangeringen av størrelsesporteføljene endret. Porteføljen for små fond rangeres som best, og porteføljen for mellomstore fond som dårligst. Justert for sin respektive gjennomsnittsavkastning, gjør altså fond det best når de befinner seg i porteføljen for små fond. Dette tyder på at det fordelaktig å være liten, noe som er i tråd med funnene i Chen et. al. (2004). Differansen mellom størrelsesporteføljene er imidlertid ikke statistisk signifikant, dette kan leses av koeffisientenes lave T-verdier og høye P-verdier. Derfor kan det ikke bekreftes at det er signifikant bedre å være liten. Størrelsesporteføljenes markedsbetaer forblir forholdsvis like og statistisk signifikante.

Denne analysen er avhengig av at fondene skal bytte kategori for å isolere effekten av å befinne seg i en gitt størrelsesportefølje. De fondene som ikke bytter portefølje i perioden elimineres. I perioden har det vært færre fond som har vekslet mellom å være mellomstore og store, enn fond som har vekslet mellom å være mellomstore og små. Det kan være med på å påvirke resultatet. Endringene tar også forholdsvis lang tid, dette kan også påvirke modellen.

I tillegg til å eliminere fondsspesifikke faktorer, kan også tidsspesifikke effekter elimineres. Dette gjøres ved å inkludere dummyvariabler for 94 av de 95 periodene. I dette tilfellet vil mye av markedssvingningen elimineres av periodenes dummyvariabler. Derfor presenteres ikke størrelsesporteføljenes markedsbetaer. Her må også konstantleddet tolkes som unormal avkastning til porteføljen med små fond, i den utelatte perioden. Det vil si i forhold til den unormale avkastningen til porteføljen for små fond, i februar 2003.

Samlet regresjon med faste og tidsspesifikke effekter			
	Konstant	Stor <sub>Dummy</sub>	Mellomstor <sub>Dummy</sub>
Koeffisient	-0,066	-0,00096	-0,00133
T-verdi	-18,66	-0,35	-0,76
P-verdi	0	0,73	0,456
R <sup>2</sup>	94,47 %		

Tabell 13 - Størrelsesporteføljene: Estimering med faste og tidsspesifikke effekter

Denne modellen bryter med samme forutsetninger som de to forestående modellene, dette behandles på samme måte.

Forklaringsgraden forblir lik som i estimeringen med faste effekter. Resultatene viser at konstantleddet nå er negativt og at forskjellen mellom porteføljenes unormale avkastning er uendret. Det vil si at tidseffekter ikke har vært med på å forårsake de observerte forskjellene i porteføljenes avkastning, men heller kan bistå i å forklare avkastningsnivået.

---

## 6.4 Treynor-Mazuy seleksjons- og timingmodell

For å se hvorvidt avkastningsforskjellene kan forklares av forskjeller i seleksjons- og timingegenskaper, benyttes Treynor & Mazuy sin modell. Dette er en utvidelse av singel indeks modellen, hvor markedets meravkastning kvadreres og inkluderes som en ny uavhengig variabel. Målingene er utført månedlig og alle variablene er presentert i kapittel 5.

Modellen formuleres som:

$$(r_i - rf) = \alpha_i + \beta_i(r_m - rf) + \gamma_i(r_m - rf)^2 + \epsilon_i$$

Der:

$(r_i - rf)$  er portefølje "i" sin meravkastning

$\alpha_i$  er portefølje "i" sin alfaavkastning

$\beta_i$  er portefølje "i" sin markedsbeta

$(r_m - rf)$  er markedets meravkastning

$\gamma_i$  er koeffisienten som viser forvalter sin timingegenskaper

I denne modellen representerer alfatallet seleksjonsavkastning, mens  $\gamma_i$  representerer forvalters timingegenskaper. Dersom det er forskjeller i størrelsesporteføljenes seleksjons- og timingegenskaper vil dette reflekteres i de estimerte koeffisientene. Dette kan være med på å forklare de observerte forskjellene i porteføljenes avkastningstall. Estimerte koeffisienter og tilhørende T-verdier (i parentes under koeffisienten) presenteres i tabell 14.

	Portefølje		
	Store	Mellomstore	Små
$\alpha$	0,0235 (1,18)	0,0136 (1,1)	0,0015 (1,08)
Indeks	0,895 (35,85)	0,959 (62,18)	0,9 (52,2)
Indeks <sup>2</sup>	0,0933 (0,6)	0,101 (1,05)	0,1590 (1,48)
R <sup>2</sup>	94,7%	98,2%	97,3%

Tabell 14 - Størrelsesporteføljene: Estimerte koeffisienter - Treynor-Mazuy

Ingen av de aktuelle størrelsesporteføljene viser signifikante seleksjons- eller timingegenskaper i perioden. Dette vises ved at ingen av de estimerte  $\gamma_i$  har høye nok T-verdier til å bekrefte signifikans. Porteføljenes markedsbetaer og den totale forklaringsgraden forblir forholdsvis like de av single indeks estimeringen.

Det virker likevel som om størrelse og timingegenskaper har et inverst forhold, det vil si at jo mindre fondene i porteføljen er, desto høyere blir koeffisient og T-verdi. Porteføljen for små fond har best timingevne i perioden, mens porteføljen med store fond gjør det dårligst. Dette er logisk da det ventes at store fond vil bruke lengre tid på å allokere seg til eller fra markedet. I volatile aksjefond kan det dermed lønne seg å tegne med mindre fond, fordi de ventes å reagere fortere på markedssvingninger.

Når det gjelder seleksjonsegenskaper observeres det motsatte forholdet, jo større, jo bedre. Som i singel indeks modellen, har porteføljen med store fond den høyeste alfaavkastningen i perioden. I dette tilfellet går imidlertid rangeringen fra porteføljen med store, til porteføljen med små fond. Dette skiller seg fra resultatene av singel indeks modellen, hvor rangeringen går fra porteføljen med store fond, til den med mellomstore fond. Rangeringen begrunnes av at alfa, i dette tilfellet, representerer seleksjonsegenskaper. Et tegn på at de store fondene sitter på overlegen informasjon, ett resultat i tråd med hypotesen om positive skalaeffekter.

De estimerte alfataillene går fra signifikante til ikke-signifikante når modellen utvides til å fange opp timingegenskaper. Dette skyldes at både seleksjon og timing fanges opp i singel indeks modellen sin alfa, mens Treynor-Mazuy modellen får skilt de to. Porteføljen for små fond har, med en nedgang på 1,2 prosentpoeng årlig, hatt den største nedgangen i estimert

---

alfaavkastning. Det betyr at mye av den aktiv avkastningen til de små fondene kommer som følge av vellykket timing.

I neste avsnitt presenteres årlige betaestimerer for størrelsesporteføljene. Porteføljen med små fond har minst variasjon i sine årlige betaestimerer, men ser likevel ut til å ha de beste timingegenskapene. En mulig grunn for disse, tilsynelatende motstridene resultatene, er at de estimerte betaene er årlige, mens Treynor-Mazuy estimeringen er basert på månedlige observasjoner. Dersom allokering skjer på kort sikt, vil ikke dette fanges opp i de årlige betaestimatene.

En nedside ved denne tilnærmingen er at det blir vanskelig å skille fond med overlegne timingegenskaper fra fond med aggressiv forvaltning. En forvalter med lav risikoaversjon og dårlige timingegenskaper, kan fortsatt oppnå samme estimerte koeffisient som en bedre informert, men konservativ forvalter. Det er flere forskere som har forsøkt å skille disse to effektene, men modellene blir kompliserte og forutsetter større innsikt i de aktuelle fondene. Som Chen, Ferson & Peters (2009) påpeker, finnes det også, fra et metodisk standpunkt, flere grunner til at et kvadratisk forhold observeres uten at det skyldes timing. En mulig forklaring er at fondet rebalanserer porteføljene sine oftere enn kursene kvoterer. Dette kan skape ikke-lineæritet ved at forvalter observerer stigningen i markedet før han reagerer. Fordi kursene kvoterer senere, vil det i estimeringen virke som om forvalteren reagerte før markedet endret seg.

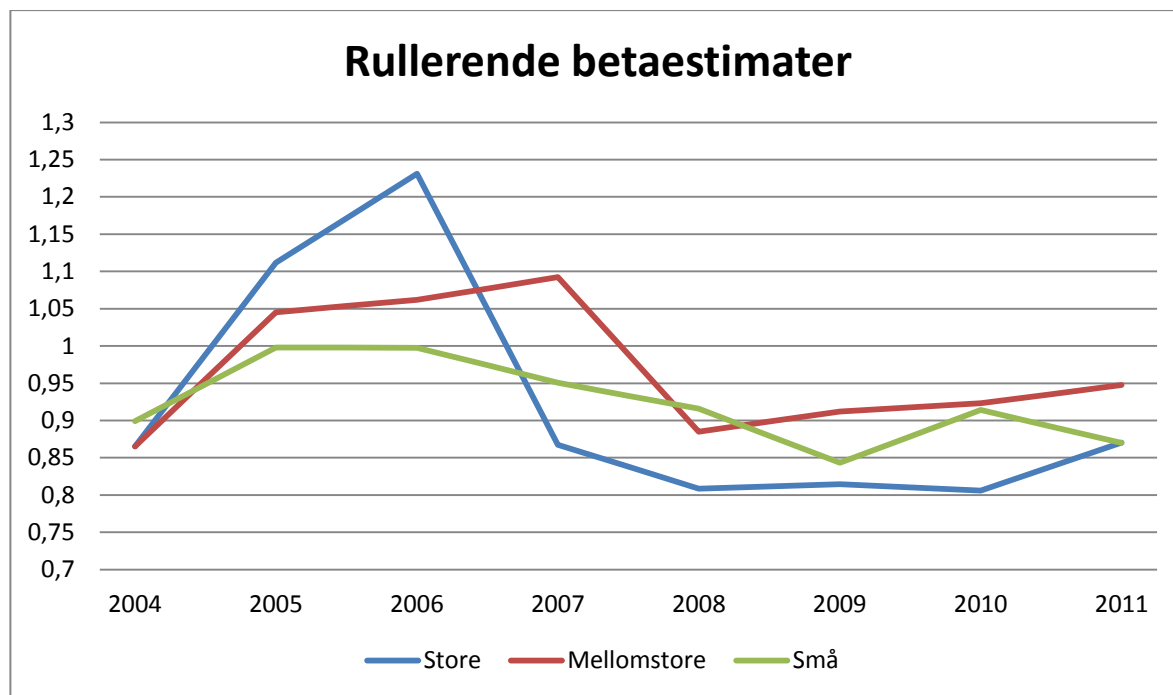
## 6.5 Glattede årlige estimerer

I dette avsnittet presenteres størrelsesporteføljenes årlige<sup>21</sup> beta- og alfa-estimerer. På denne måten evalueres de ulike porteføljenes justering av systematiske risiko i perioden, om det er store forskjeller i aktivitetsnivå og eventuelle implikasjonene av dette på risikojustert avkastning. Det trekkes ingen statistisk signifikante slutninger basert på dette, men estimatene har fortsatt informasjonsverdi.

---

<sup>21</sup> Glattet med gjennomsnitt





Figur 9 - Størrelsesporteføljene: Årlige betaestimater

I snitt, har porteføljene med små og store fond, med en markedsbeta på ca 0,92, tilnærmet lik markedseksponering i perioden. Porteføljen med mellomstore fond ligger noe høyere med en gjennomsnittlig årlig beta på 0,97. Av figur 9, kan det også observeres at alle størrelsesporteføljene kuttet sin markedseksponering i forkant av finanskrisen.

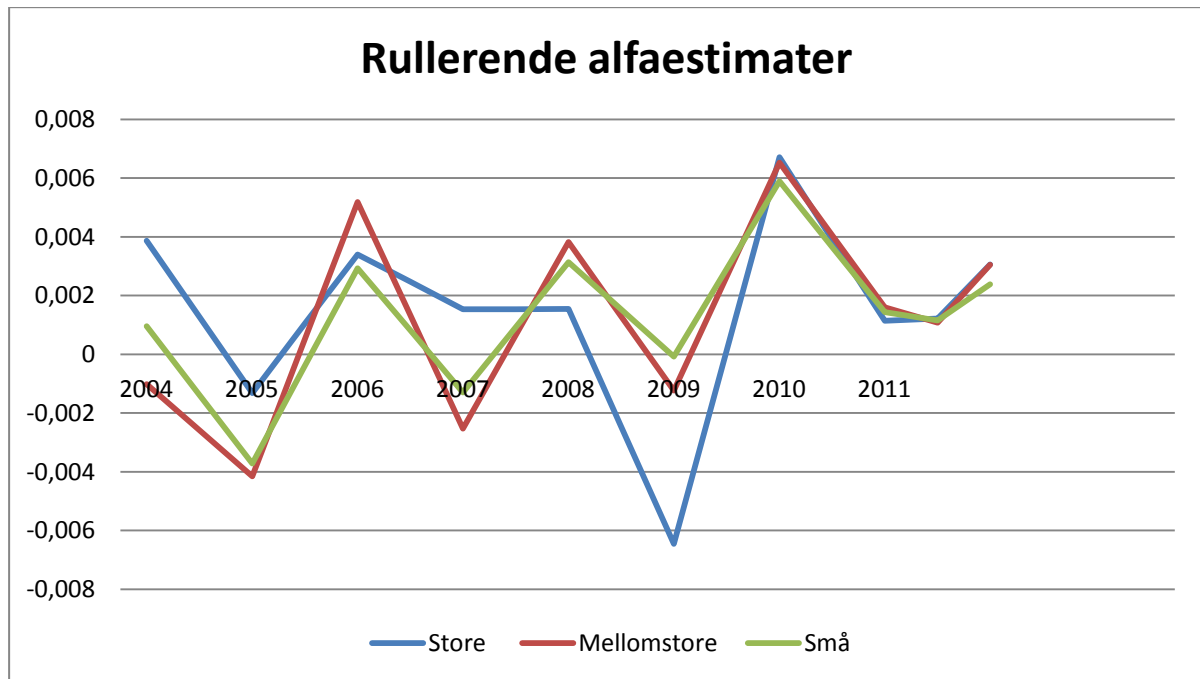
Selv om porteføljen for mellomstore fond har høyest gjennomsnittlig beta, er denne langt fra stabil. Variasjonen i gjennomsnittlig estimert beta i porteføljen med mellomstore fond, er høyere enn for porteføljen med små fond. Det vil derfor være feilaktig å konkludere med at porteføljen med mellomstore fond tok minst risiko i sin forvaltning.

Porteføljen med små fond er den av porteføljene som er mest forsiktig. Med en lav variasjon og en forholdsvis høy gjennomsnittlig beta, indikeres en høy og stabil gjennomsnittlig diversifisering.

Porteføljen med store fond har de mest volatile betaestimatene, og volatiliteten ser ut til å falle jevnt med størrelse. Fra et størrelsesmessig perspektiv er dette resultatet logisk, da det ventes at mindre fond har en lavere risikovilje. Dette bekreftes av standardavviket i årlige markedsbeta for store fond, som er ca. 9 prosentpoeng større enn standardavviket til porteføljen med små fond. Variasjonen i betaestimatene understreker også farene ved å

benytte seg av historiske betaestimer i verdsettelsessammenheng. En organisasjons markedseksponering vil variere over tid.

Som tidligere presisert vil en alfa ulik null, på lang sikt, være et brudd på markedseffisiens, figur 10 viser årlige alfaestimer for de ulike størrelsesporteføljene.



Figur 10 - Størrelsesporteføljene: Årlige alfaestimer

I CAPM vil forventet aktiv avkastning være lik null ( $E(\alpha) = 0$ ), dette fordi investor kun kompenseres for systematisk risiko. Dersom man benytter den sanne markedsporteføljen i singel indeks modellen, vil realisert aktiv avkastning i snitt forventes å være lik null for et stort nok utvalg. Dette gjelder ikke i denne utredningen da OSEFX benyttes som indeks.

Det er gjort flere studier rundt effisiensen til markedsporteføljen. Malkiel (1995) estimerte aktiv avkastning for et stort utvalg av amerikanske aksjefond. Han fant at fordelingen til disse avkastningene var tilnærmet normalfordelt, med en middelværdi som var svakt negativ og statistisk signifikant. Implikasjonen av disse funnene, er at visse forvaltere kan forventes å generere positiv gjennomsnittlig aktiv avkastning.

Alle størrelsesporteføljene oppnår positiv estimert alfa i perioden, men disse er langt fra stabile. Som tidligere nevnt, har porteføljen med store fond høyest aktiv avkastning i perioden, men dette er også den eneste av porteføljene som ikke har signifikant alfa. Dette kan forklares av at alfaavkastningen deres har variert langt mer, enn i de to andre porteføljene.

Porteføljen med store fond opplevde også de største tapene under finanskrisen. Dette kan knyttes opp mot funnene gjort med Treynor-Mazuy modellen, porteføljen med store fond viste de dårligste timingegenskapene.

## 6.6 Justerte Avkastningstall

De estimerte koeffisientene benyttes til å konstruere størrelsesporteføljenes respektive referanseporteføljer. Disse benyttes så til å justere hver av størrelsesporteføljenes månedlige gjennomsnittsavkastninger. Den justerte avkastningen vil være noe ulik alfaavkastningen funnet innledningsvis i kapittel 6, dette fordi førstnevnte ikke estimeres etter samme fremgangsmåte som alfaavkastningen.

Årlig avkastning, meravkastning og justert avkastning for størrelsesporteføljene presenteres i tabell 15.

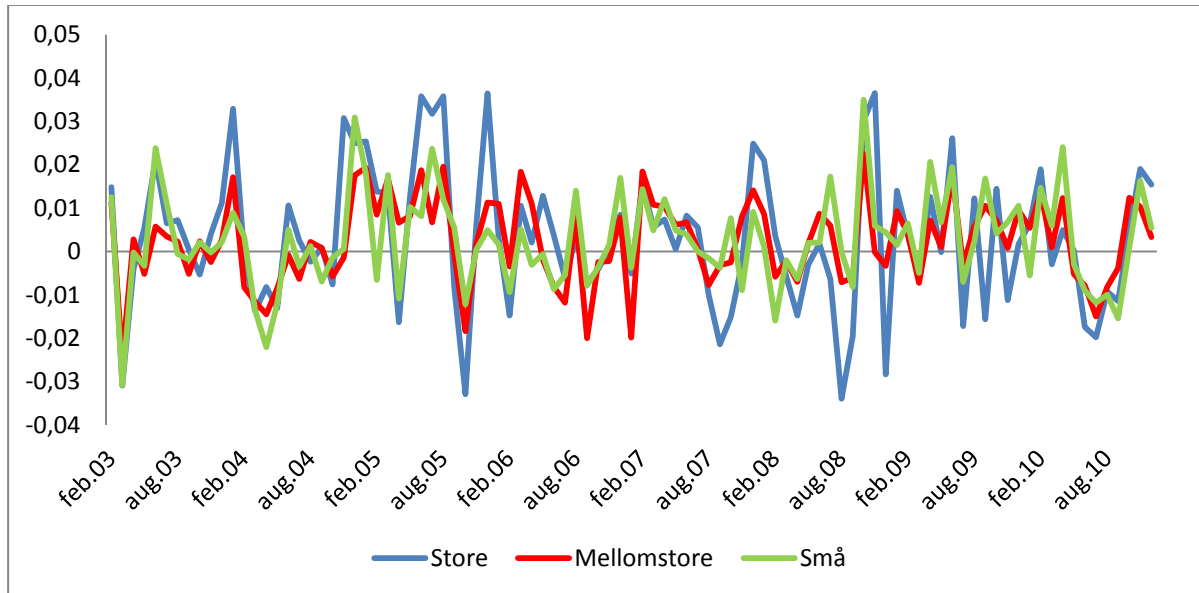
	Portefølje			Differanse best-dårligst
	Store	Mellomstore	Små	
Avkastning	21,89 %	21,69 %	21,30 %	0,59 %
Meravkastning	17,83 %	17,31 %	17,27 %	0,52 %
Justert avkastning	3,58 %	2,71 %	3,08 %	0,87 %
Antall måneder	95	95	95	95

Tabell 15 - Størrelsesporteføljene: Geometriske oversiktstall

Den ujusterte gjennomsnittsavkastningen gir en årlig differanse på 0,59 % mellom den beste og dårligste størrelsesporteføljen. Absolutt avkastning ser ut til å være økende i størrelse, dette tyder på positive skalaegenskaper i utvalget. Dersom avkastningstallene justeres med singel indeks modellen forsvinner denne sammenhengen. Porteføljen med mellomstore fond har, i snitt, gitt lavest justert avkastning i perioden. Dette kan være et resultat av at de andre størrelsesporteføljene har hatt en bedre aktiv forvaltning, eller at OSEFX ikke er en passende

indeks å evaluere porteføljene mot. Det tas imidlertid forbehold om sistnevnte fordi alle fondene i utvalget har rapportert OSEBX eller OSEFX som referanseindeks.

Figur 11 gir en grafisk fremstilling av justerte gjennomsnittsavkastninger for de respektive porteføljene.



Figur 11 - Størrelsesporteføljene: Justert gjennomsnittsavkastning, grafisk

Som nevnt tidligere har porteføljen med store fond den høyeste justerte gjennomsnittsavkastningen. I figuren vises det imidlertid at porteføljen også har størst variasjon i sin justerte avkastning. En investor vil altså måtte betale for den høyere justerte avkastningen i form av høyere risiko.

---

## 6.6.1 Hypotesetesting med justert avkastning

Det utføres enkle t-tester for å teste hypotesen om at gjennomsnittlig justert avkastning er større enn null. En paired t-test benyttes for å se etter signifikant gjennomsnittlig differanseavkastning mellom størrelsesporteføljene.

Den første hypotesen som testes, formuleres som følger:

$H_0$ : Gjennomsnittlig justert avkastning = 0

$H_1$ : Gjennomsnittlig justert avkastning > 0

Den andre hypotesen som testes formuleres som følger:

$H_0$ : Gjennomsnittlig justert differanseavkastning = 0

$H_1$ : Gjennomsnittlig justert differanseavkastning > 0

Resultatene oppsummeres i tabell 16.

	Enkel T-test			Paired T-test		
	Store	Mellomstore	Små	Store / Mellomstore	Store / Små	Små / Mellomstore
Mean	0,0031	0,0023	0,00261	0,00079	0,00048	0,00031
StDev	0,01592	0,00982	0,01109	0,01148	0,01282	0,007568
T	1,9	2,29	2,3	0,67	0,37	0,4
P	0,031	0,012	0,012	0,251	0,358	0,344
Antall måneder	95	95	95	95	95	95

Tabell 16 - Størrelsesporteføljene: Hypotesetesting med justert avkastning

Fra den enkle T-testen kan det leses at alle størrelsesporteføljene har gitt signifikant, positiv, justert avkastning i perioden.

For å teste etter statistisk signifikante forskjeller i størrelsesporteføljenes justerte gjennomsnittsavkastning, utføres en paired t-test. Den største differansen finnes mellom porteføljen for store og porteføljen for mellomstore fond. Av tabell 16 leses ingen signifikant ulikhet mellom de to, dette til tross for en gjennomsnittlig differanseavkastning på 0,00079 % per måned.

## 6.7 Risikojusterte prestasjonsmål

I forsøk på å avdekke størrelseseffekter blant norske fondsforvaltere er det, blant annet, fokusert på velkjente prestasjonsmål fra finansiell litteratur. Disse benyttes i hovedsak til å avdekke overfladiske forskjeller i avkastning mellom størrelsesporteføljene. Prestasjonsanalysene baserer seg på månedlige avkastnings- og risikotall, og tar for seg hele utvalgsperioden som en.

### 6.7.1 Enkeltfondene

Tabellene under viser risiko og avkastning for enkeltfondene, og resultatet av de risikojusterte prestasjonsmålene gjennom utvalgsperioden. Avkastningstallene er gjennomsnittsverdien av månedlige observasjoner.

Fond	$(\bar{r}_p - \bar{r}_f)$	$\sigma_p$	$\sigma_{\varepsilon_p}$	$\beta_p$	$\alpha_p$
OSEFX	1,434 %	7,529 %	0,00	1,00	0,00
Alfred Berg Aktiv	1,465 %	7,449 %	1,974 %	0,954	0,098 %
Alfred Berg Gambak	1,780 %	7,848 %	2,873 %	0,97	0,325 %
Alfred Berg Norge	1,598 %	7,419 %	0,971 %	0,977	0,197 %
Carnegie Aksje Norg	1,517 %	7,371 %	1,056 %	0,969	0,128 %
Danske Invest I	1,527 %	6,988 %	1,220 %	0,914	0,215 %
Danske Invest II	1,596 %	6,962 %	1,240 %	0,91	0,290 %
DNB Norge (Avanse II)	1,457 %	7,401 %	0,672 %	0,979	0,054 %
Fondsfinans Aktiv	1,468 %	6,300 %	1,609 %	0,809	0,308 %
Fondsfinans Spar	1,783 %	7,167 %	1,724 %	0,924	0,458 %
Handelsbanken Norge	1,478 %	7,732 %	1,403 %	1,01	0,026 %
Holberg Norge	1,778 %	6,776 %	2,312 %	0,846	0,564 %
ODIN Norge	1,620 %	6,641 %	2,783 %	0,801	0,471 %
Pareto Aksje Norge	1,689 %	6,545 %	2,434 %	0,807	0,531 %
Pareto aktiv	1,491 %	6,352 %	2,422 %	0,78	0,372 %
Storebrand Norge	1,529 %	7,429 %	0,802 %	0,981	0,123 %
Storebrand Vekst	1,453 %	7,407 %	2,742 %	0,914	0,142 %
Storebrand Verdi	1,512 %	7,178 %	1,830 %	0,922	0,189 %
Delphi Norge	1,789 %	7,318 %	2,294 %	0,923	0,465 %
Delphi Vekst	1,449 %	6,994 %	2,570 %	0,864	0,210 %
Terra Norge	1,481 %	7,422 %	1,408 %	0,968	0,093 %
<b>Snitt</b>	<b>1,573 %</b>	<b>7,135 %</b>	<b>0,018</b>	<b>0,911</b>	<b>0,263 %</b>

Tabell 17 - Enkeltfond: Avkastning og risiko

Utvalgets gjennomsnittlige meravkastning er forholdsvis lik. Delphi Norge gir høyest gjennomsnittlig meravkastning gjennom perioden, men dette er bare 0,216 prosentpoeng over gjennomsnittsfondet. Det er også kun Alfred Berg Gambak som opplever høyere standardavvik i sin avkastning enn OSEFX. Dette er ventet da nesten samtlige fond har en markedsbeta på under én.

Fond	$SR_p$	Rangering	$T_p$	Rangering	Justert $\alpha_p$	Rangering	AR	Rangering
OSEFX	0,190		1,434 %		0,00		0,00	
Alfred Berg Aktiv	0,197	18	1,536 %	17	0,103 %	17	0,050	19
Alfred Berg Gambak	0,227	9	1,835 %	7	0,335 %	8	0,113	13
Alfred Berg Norge	0,215	11	1,635 %	13	0,202 %	13	0,203	5
Carnegie Aksje Norg	0,206	15	1,565 %	15	0,132 %	15	0,121	12
Danske Invest I	0,218	10	1,671 %	11	0,235 %	11	0,176	8
Danske Invest II	0,229	8	1,753 %	9	0,319 %	9	0,234	3
DNB Norge (Avanse II)	0,197	17	1,489 %	19	0,055 %	19	0,080	16
Fondsfinans Aktiv	0,233	7	1,815 %	8	0,381 %	7	0,191	7
Fondsfinans Spar	0,249	3	1,929 %	5	0,496 %	5	0,266	1
Handelsbanken Norge	0,191	20	1,464 %	20	0,026 %	20	0,01853	20
Holberg Norge	0,262	1	2,102 %	1	0,667 %	1	0,244	2
ODIN Norge	0,2439	5	2,022 %	3	0,588 %	3	0,169	9
Pareto Aksje Norge	0,258	2	2,093 %	2	0,658 %	2	0,218	4
Pareto aktiv	0,235	6	1,912 %	6	0,477 %	6	0,154	10
Storebrand Norge	0,206	14	1,559 %	16	0,125 %	16	0,153	11
Storebrand Vekst	0,196	19	1,590 %	14	0,155 %	14	0,052	18
Storebrand Verdi	0,211	12	1,640 %	12	0,205 %	12	0,103	14
Delphi Norge	0,2444	4	1,938 %	4	0,504 %	4	0,203	6
Delphi Vekst	0,207	13	1,677 %	10	0,243 %	10	0,082	15
Terra Norge	0,200	16	1,530 %	18	0,096 %	18	0,066	17

Tabell 18 - Enkeltfond: Prestasjonsmål

Oversikten viser at Holberg Norge gjør det best på samtlige prestasjonsmål, med unntak av AR. Holberg Norge har opplevd sterk vekst i kapitalbase gjennom utvalgsperioden og har beveget seg gjennom alle størrelsesporteføljene. Fra og med november 2005 har fondet vært å anse som stort. Handelsbanken Norge er det fondet som kommer dårligst ut i alle prestasjonsmål. Dette fondet har vært i porteføljen for store fond siden midten av 2005. At beste og dårligste fond i analysen er relativt sammenfallende størrelsesmessig gir lite innsikt i henhold til utredningens problemstilling. Kun fire fond kan vise til signifikant alfaverdi i perioden, disse er henholdsvis; Danske Invest Norge II, Fondsfinans Spar, Holberg Norge og Pareto Aksje Norge. De to første kan karakteriseres som små gjennom analyseperioden, de to siste, som store.

Odin Norge og Pareto Aksje Norge er de største fondene i utvalget. Begge gjør det bra etter de risikojusterte prestasjonsmålene. Treynor-indeks viser at fondene har relativt høy meravkastning per enhet systematisk risiko. Rangert etter Sharperate havner de også blant de fire beste.

## 6.7.2 Størrelsesporteføljene

Videre analyseres størrelsesporteføljene med samme prestasjonsmål. Tabell 19 viser oversiktsstatistikk for størrelsesporteføljene. I tabell 20 presenteres resultater fra prestasjonsanalysene av de tre porteføljene. Alle tall er gjennomsnittlig månedsdata gjennom utvalgsperioden.

Portefølje	$\bar{r}_p - \bar{r}_f$	$\sigma_p$	$\sigma_{\varepsilon_p}$	$\beta_p$
Store	1,640 %	6,89 %	1,612 %	0,890
Mellomstore	1,630 %	7,25 %	1,069 %	0,952
Små	1,592 %	6,80 %	1,162 %	0,890
OSEFX	1,434 %	7,53 %	-	1,00

Tabell 19 - Størrelsesporteføljene: Avkastning og risiko

Portefølje	$SR_p$	$T_p$	$\alpha_p$	$\alpha_{p\text{justert}}$	AR
Store	0,238	0,0184	0,309 %	0,347 %	0,192
Mellomstore	0,225	0,0171	0,231 %	0,243 %	0,216
Små	0,234	0,0179	0,262 %	0,294 %	0,226
OSEFX	0,190	0,0143	-	-	-

Tabell 20 - Størrelsesporteføljene: Prestasjonsmål

For alle prestasjonsmål, bortsett fra AR, rangeres porteføljen for store fond, som best, og porteføljen for mellomstore, som dårligst. Per enhet usystematisk risiko leverer porteføljen for store fond mindre aktiv avkastning, enn de andre størrelsesporteføljene. De store fondene har høyest aktiv avkastning i perioden, men også høyest usystematisk risiko. Porteføljen med små fond er den mest forsiktige i perioden og leverer mest aktiv avkastning per enhet usystematisk. De små fondene ville altså vært et bedre plasseringsalternativ for risikoaverse investorer i perioden.



---

### 6.7.3 Sharperate

Alle størrelsesporteføljene oppnår bedre Sharperate enn markedsindeksen gjennom perioden. Dette resultatet er sterkt preget av oppgangstiden frem til finanskrisen. Ved beregning av Sharpe for perioden 2008-2010 ligger denne på henholdsvis; -0,001; 0,017 og 0,032 for porteføljene med store, mellomstore og små fond. Porteføljen for store fond oppnår best meravkastning utover risikofri rente, per enhet total risiko. Porteføljen med små fond rangeres på andreplass og porteføljen med mellomstore fond rangeres på tredjeplass. Resultatet er å forvente, ettersom porteføljen med mellomstore fond har det høyeste månedlige standardavviket, uten at den oppnår høyest råavkastning.

### 6.7.4 Treynor-indeks

Porteføljen for store fond kommer også best ut i forhold til meravkastning per enhet systematisk risiko. Ettersom realisert avkastning er relativt lik mellom størrelsesporteføljene, forventes det at porteføljen med minst markedsvolatilitet rangeres best etter Treynor-indeks. Denne logikken stemmer overens med resultatene, porteføljen med mellomstore fond, med en betaverdi på 0,95, havner nederst på rangeringen. Porteføljen med store fond presterer best når avkastningen justeres for systematisk risiko.

### 6.7.5 Jensens alfa

Alfaverdier er funnet gjennom å estimere en singel indeks modell for hver av størrelsesporteføljene. Alfa er et mål på unormal avkastning porteføljen oppnår i forhold til indeks, i denne oppgaven er dette OSEFX (dvs. realisert avkastning mot CAPM-predikert).

Porteføljen bestående av store fond rangeres fortsatt best etter Jensens alfa. Denne trenden er gjennomgående for de fleste prestasjonsmålene. Med høyest betaverdi, forventes porteføljen med mellomstore fond å rangeres som dårligst, noe som observeres i testen. Alfa for porteføljene med mellomstore og små fond, er begge signifikante på 5 % -nivå. Porteføljen med store fond har ikke signifikant alfa. Rangeringen forblir uendret etter justering for systematisk risiko (Jensens justerte alfa).

---

### 6.7.6 Appraisal ratio

AR måler hvor mye unormal avkastning som oppnås per enhet usystematisk risiko. Porteføljen med store fond er den av størrelsesporteføljene, med høyest grad av usystematisk risiko gjennom utvalgsperioden. Porteføljen med mellomstore fond påtar seg minst usystematisk risiko i perioden, dette reflekteres i en høy betakoeffisient.

De store fondene er de som får dårligst betalt for å påta seg systematisk risiko. Porteføljen med store fond er også den av størrelsesporteføljene som vekter tyngst utenfor indeks. Dette tyder på at store fond er dårligere, enn mindre fond, i å plukke aksjer som presterer bedre enn markedet. Positiv AR tyder på at de store fondene plukker aksjer som gjør det bedre enn markedsindeksen, men fondene som utgjør de andre størrelsesporteføljene er altså dyktigere i denne oppgaven. Porteføljen med små fond ser ut til å skape mest avkastning ved å ta på seg risiko som kan diversifiseres bort.

---

## 6.8 Størrelseeffekter

### 6.8.1 Fremgangsmåte

Inspirert av Chen et. al. (2004) benyttes det videre en årlig krysseksjonell tilnærming for å teste de ulike størrelshypotesene. Det ble forsøkt tradisjonelle og krysseksjonelle fremgangsmåter med månedlige og årlige avkastningstall. Den årlige krysseksjonelle fremgangsmåten gir mindre problemer relatert til modellens forutsetninger, samtidig gir den forholdsvis like koeffisienter som andre fremgangsmåtene.

For å bekrefte at resultatene ikke er en konsekvens av for få observasjoner i utvalget, dobbeltsjekkes modellene. Dette gjøres ved å utføre samme analyse, men med paneldata, slik at antall observasjoner maksimeres. Dersom det ikke er store avvik i resultatene fra de to tilnærmingene, underbygger dette funnene.

I en tradisjonell regresjon utføres estimeringen over tid, en krysseksjonell regresjon skiller seg fra dette ved at estimeringen utføres på tvers av utvalget. I utredelsen vil det si én regresjon per år, med 20 observasjoner per variabel. Resultatene som presenteres er gjennomsnittet av de årlige estimerte koeffisientene, samt deres T- og P- verdier for hele perioden. Paneldata er en kombinasjon av den tradisjonelle og krysseksjonelle tilnærmingen, hvor alle observasjonene samles i samme datasett. Dette utgjør til sammen 1900 observasjoner per variabel.

Som Chen et. al. (2004) spesifiserer i sin artikkel, er den krysseksjonelle metoden mindre utsatt for regresjon-til-middelverdien skjevhet. Denne skjevheten går på at dersom et fond har et par heldige perioder vil forvaltningskapitalen øke, men over tid vil avkastningen returnere til middelverdien. Dette vil i en enkel regresjon kunne føre til en feilaktig konklusjon om at økt forvaltningskapital gir lavere avkastning, selv om det ikke er et faktisk forhold. Effekten elimineres når regresjonene utføres på tvers av periodene og ikke over tid.

Det er også noen ulemper ved den krysseksjonelle tilnærmingen. Utvalget består av kun tyv fond, dette gjør det vanskelig å holde forutsetningen om normalfordelte feilledd. Utredningen beholder OLS så lenge det ikke finnes store uregelmessigheter.

---

Både justerte avkastningstall og uavhengige variabler er målt i begynnelsen av hver periode. Noen uavhengige variabler er målt i slutten av måneden og er dermed ført tilbake en periode. De uavhengige variablene benyttet for å måle eventuelle størrelseseffekter er alle presentert i kapittel 5.

Alle regresjonene testes for autokorrelasjon, normalitet og hetroskedastisitet etter metodene presentert i kapittel 4. For datasett med innslag av autokorrelasjon og/eller hetroskedastisitet utføres regresjonene med robuste feilledd. Forutsetningen om normalitet er, som nevnt innledningsvis, vanskelig å innfri ved små utvalg. Dermed ble denne brutt i flere av de krysseseksjonelle regresjonene.

Alle regresjoner med interaksjonseffekter benytter gjennomsnitts-justerte uavhengige variabler for å redusere problemer med multikollinearitet. De estimerte koeffisientene fra modellene med interaksjonsledd må dermed tolkes ulikt de fra regresjoner uten interaksjonsledd (se kapittel 4). T- og P- verdiene vil ikke påvirkes av dette, følgelig vil en lav P-verdi og en høy T-verdi fortsatt være ønskelig. F-verdier påvirkes ikke av multikollinearitet, men disse sier kun noe om den spesifiserte regresjonen som en helhet. Fordi det er ønskelig å vurdere forklaringskraften til de ulike størrelsesfaktorene hver for seg, benyttes gjennomsnittlige F-verdier kun for å forsikre at estimatene ikke er påvirket av multikollinearitet.

---

## 6.8.2 Basisregresjonen

I dette avsnittet benyttes en lineær kryssseksjonell modell med tre variabler. Den avhengige variabelen er den årlige justerte avkastningen til hvert av enkeltfondene. De to uavhengige variablene er fondenes forvaltningskapital og alder.

Sammenhenger undersøkes med følgende modell:

$$(r_{i,t} - E(r)_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 \text{LogFK}_{i,t} + \beta_2 \text{Alder}$$

Der:

$r_{i,t}$	er fond "i" sin faktiske årlige geometriske avkastning på tidspunkt "t"
$E(r)_{i,t}$	er fond "i" sin forventede geometriske avkastning på tidspunkt "t"
$\text{LogFK}_{i,t}$	er logaritmen av fond "i" sin forvaltningskapital på tidspunkt "t-1"
Alder	er fond "i" sin alder, målt som tid fra oppstartsdato til tidspunkt "t"

Dermed angir "i" hvilket fond observasjonen kommer fra og "t" hvilket år observasjonen ble gjort.  $\beta_0$  er regresjonens konstantledd og  $\beta_{1,2,3\dots k}$  angir effekten av den valgte uavhengige variabelen på den avhengige variabelen. Estimerte koeffisienter vil benevnes med en "^" over.

Dersom det er ulikheter i størrelsen til fondene som forårsaker ulikhetene i justert avkastning, ventes det at  $\hat{\beta}_1$  er signifikant og ulik null. Er den estimerte koeffisienten positiv og signifikant, vil dette implisere positive skalaegenskaper, som funnet i Otten & Bams (2002). En negativ og signifikant estimert koeffisient drar i retning av negative skalafordeler. Sistnevnte er i tråd med Chen et. al. (2004), som fant at store fondene gjør det dårligere enn sine mindre konkurrenter.

I tillegg til forvaltningskapital, inkluderes alder i basisregresjonen. Aldersvariabelen kan fortelle om de eldre, mer erfarne forvalterne gjør det bedre enn sine yngre konkurrenter. I Chavalier & Ellison (1999) benyttes det også en kryssseksjonell tilnærming med alder i

basisregresjonen. De finner at eldre forvaltere gjør det dårligst, dette tilsvarer en negativ og signifikant  $\hat{\beta}_2$ .

De estimerte koeffisientene og deres T- og P-verdier presenteres i tabell 21.

	Koeffisient	T	P
LogFK <sub>i,t-1</sub>	-0,0066	-0,35875	0,4
Alder	-0,00107	-0,286	0,42
Snitt R <sup>2</sup>	7%		

Tabell 21 - Enkeltfond: Basisregresjonen

Det avdekkes ingen signifikante sammenhenger mellom den justerte avkastningen og de to uavhengige variablene i perioden. Spesifiseringen kan heller ikke anses som signifikant, med en gjennomsnittlig F-verdi på 1,74. Dersom fondene har ulik påvirkning av de valgte uavhengige variablene, vil det fortsatt ventes at P-verdiene er langt lavere enn de presentert i tabell 21.

For å dobbeltsjekke funnene, estimeres samme modellen med paneldata. Selv med 1900 observasjoner ble ingen av sammenhengene sterkere, snarere tvert imot. Resultatene kan leses av tabell 22.

	Koeffisient	T	P
LogFK <sub>i,t-1</sub>	-0,00051	-0,61	0,54
Alder	-0,00023	-0,26	0,796
R <sup>2</sup>		0,30 %	

Tabell 22 - Enkeltfond: Basisregresjon med paneldata

Resultatene er i tråd med Ferreira et. al. (2012), som heller ikke finner signifikante forhold mellom justert avkastning og forvaltningskapital. Det kan dermed virke som om det norske markedet, i likhet med det europeiske, ikke påvirkes av skalaeffekter. Den negative skalaeffekten avdekket i en rekke amerikanske undersøkelser, er altså ikke gjeldene i utvalget av norske aksjefond.

---

Dette besvarer utredningens første problemstilling:

*Det kan ikke påvises en sammenheng mellom størrelse på forvaltningskapital og avkastning i utvalget av norske aksjefond.*

Som nevnt i kapittel 3, er det flere mulige begrunnelser for at resultatene ikke burde ligne de fra det amerikanske markedet. De norske og amerikanske markedene er forholdsvis ulike. Resultatene kan blant annet begrunnes med at det norske markedet er relativt lite og at det dermed er mindre handlingsrom for å utnytte stordrifts- og breddefordeler (Finansdepartementet, 2011b). Aktørene selv peker på at regelverk og regelverkshåndtering mangler et næringspolitisk fundament. Dette ansees å begrense mulighetene for stordriftsfordeler, og som Veland (2008) konkluderer, er ikke forholdene optimale i den norske verdipapirfondsindustrien.

### **6.8.3 Likviditetshypotesen**

I den grad likviditetsbegrensninger er årsaken til avkastningsforskjellene, forventes det at fondsstørrelse er av større betydning dersom fondet har en større andel smallcap. Dette fordi smallcap aksjer er kjent for å være vanskelig å omsette (Bodie et. al., 2011). Hypotesen sier at fond med en større andel smallcap i sin portefølje, ikke kan øke sine eksisterende posisjoner like effektivt når forvaltningskapitalen økes. De aktuelle fondene må da finne nye plasseringsmuligheter. Dette medfører likviditetskostnader i form av analyse og transaksjonskostnader, og skal dermed gi lavere justert avkastning. Som nevnt i kapittel 3, er det ulike mekanismer i det norske markedet som ligger til rette for å glatte ut slike likviditets- og kurseffekter (Finanstilsynet, 2010). Dersom mekanismene faktisk minimerer transaksjonskostnader og kurseffekter, ventes det ikke signifikante resultater av analysen.

For å teste hypotesen utvides basisregresjonen med to nye uavhengige variabler. En smallcap dummyvariabel og et interaksjonsledd mellom dummyvariablen og forvaltningskapital forrige periode. Dermed brukes en lineær, kryssseksjonell modell med fem variabler.

For å finne en indikator på fondenes andel smallcap, utføres en enkel regresjon mellom fondets meravkastning og "Oslo Børs Small Cap Index" sin meravkastning. Dersom fondets estimerte koeffisient (eller smallcap beta) er på over 0,3 er dummyvariablen lik én, dersom den estimerte koeffisienten er under 0,3 er denne lik null.

---

Alle de uavhengige variablene i denne spesifiseringen er gjennomsnittssentrerte, det for å begrense problemer knyttet til multikollinearitet. Dette medfører at koeffisientene må tolkes som effekten av uavhengig variabel, gitt at de andre uavhengige variablene er lik deres gjennomsnittsverdi. T- og P-verdiene skal være like de fra en estimering uten gjennomsnittssentrerte uavhengige variabler.

Hypotesen testes med følgende modell:

$$(r_{i,t} - E(r)_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 \text{LogFK}_{i,t} + \beta_2 \text{Alder} + \beta_3 \text{Smc}_{i,dummy} + \beta_4 \text{LogFK}_{i,t} * \text{Smc}_{i,dummy}$$

Der:

$\text{Smc}_{i,dummy}$  er smallcap dummyvariablen til fond "i"

$\text{LogFK}_{i,t} * \text{Smc}_{i,dummy}$  er interaksjonsleddet mellom logaritmen av fond "i" sin forvaltningskapital på tidspunkt "t-1", og fondets respektive smallcap dummyvariabel

Dersom likviditetshypotesen holder, vil  $\hat{\beta}_4$  å være signifikant og negativ. Dette tilsier at fond med større andel smallcap har en større negativ effekt av økt forvaltningskapital, enn fond med mindre andel smallcap.

Dersom forskjellene i justert avkastning simpelthen er forårsaket av at valgt benchmark ikke inneholder smallcap, vil  $\hat{\beta}_3$  være signifikant og enten positiv eller negativ. Dersom den estimerte koeffisienten er positiv og signifikant, vil det bety at en smallcap-andel på 0,3 eller høyere er assosiert med høyere avkastning. Dette vil ikke være overraskende, da smallcap historisk sett har gitt høyere avkastning enn andre aktivaklasser (Banz, 1981).

De kryssseksjonelle regresjonene utføres innad i utvalget per år, så tas snittet av dette over hele perioden. På denne måten får de ulike uavhengige variablene én koeffisient hver. De estimerte koeffisientene og deres respektive T- og P-verdier presenteres i tabell 23.



	Koeffisient	T	P
LogFK <sub>i, t-1</sub>	-0,011	-0,391	0,46
Alder	-0,00026	-0,155	0,45
SMC <sub>dummy</sub>	0,0156	0,11	0,2
LogFK <sub>i, t-1</sub> * SMC <sub>dummy</sub>	0,0446	0,45	0,43
Snitt R <sup>2</sup>	16,1%		

Tabell 23 - Resultater: Likviditetshypotesen

I likhet med basisregresjonen gir heller ikke denne modellen signifikante resultater, men forklaringskraften har økt som følge av de nye uavhengige variablene. Dette kan tyde på at mekanismene, nevnt av Finanstilsynet (2010), glatter ut forskjellene. Det finnes ingen forskjeller mellom fondene, som følge av likviditetskostnader.

Den estimerte koeffisienten til interaksjonsleddet har et positivt fortegn. Dersom det finnes et forhold, går det altså ut på at de med høyere andel smallcap får omsatt økt forvaltningskapital bedre enn de uten en like høy andel smallcap.

Dummyvariablen skiller seg ut, med en P-verdi på 0,2 er den fortsatt langt fra signifikant, men det virker som om fondene med en smallcapbeta på 0,3 eller mer har hatt høyere justert avkastning i perioden.

Gjennomsnittlig F-verdi er på 2,14 og har en tilhørende P-verdi på 0,24. Dette er sterkere verdier enn for basisregresjonen, men spesifiseringen er fortsatt ikke statistisk signifikant.

Denne hypotesen testes også med paneldata. Ved å øke antall observasjoner endrer koeffisienten til interaksjonsleddet fortegn, og blir positiv. Sammenhengen er ikke signifikant, men viser at resultatene fra den første modellen, kan være preget av for få observasjoner. Resultatene presenteres i tabell 24.

	Koeffisient	T	P
LogFK <sub>i, t-1</sub>	-0,0059	-0,45	0,653
Alder	-0,000002	-0,000001	0,998
SMC <sub>dummy</sub>	0,0033	0,28	0,782
LogFK <sub>i, t-1</sub> *SMC <sub>dummy</sub>	-0,00034	-0,16	0,872
R <sup>2</sup>		1,10 %	

Tabell 24 - Resultater: Likviditetshypotesen med paneldata

Heller ikke med 1900 observasjoner finner modellen signifikante forhold. Interaksjonsleddet har, som sagt, endret fortegn, dummyvariabelen har høyere P-verdi og modellens forklaringsgrad har falt.

Dermed er andre problemstilling besvart:

*Det er ingenting som indikerer at fondsstørrelse er en begrensende faktor for fondene i utvalget, som investerer i smallcap-aksjer.*

#### 6.8.4 Hierarkikostnader

Som nevnt i kapittel 3 kan også organisatoriske skalaulempere være av betydning. For å se om hierarkikostnader kan forklare forskjeller mellom fondene, undersøkes det i hvilken grad familiestørrelse påvirker effekten av økt forvaltningskapital.

Dersom mangel på investeringsmuligheter og likviditetsproblemer er det eneste som skaper forskjeller, vil de større familiene (målt som samlet forvaltningskapital) gjøre det dårligere enn mindre familier. Dersom det imidlertid er organisatoriske skalaeffekter som forårsaker forskjellene vil familiestørrelse i seg selv ikke være en relevant faktor, da valg av aksjer skjer på fonds- og ikke familienivå.

Norske bedrifter har, i likhet med europeiske, liten grad av hierarki sammenlignet med sine amerikanske konkurrenter. I tillegg er det gjort undersøkelser som viser at ansatte innenfor finansmeglingen i Europa, er de som opplever høyest grad av selvstyre (Eurofund, 2007).

---

Dersom norske fond, i stor grad er desentraliserte og har høy grad av beslutningsmyndighet for sitt eget ansvarsområde, er det her ikke ventet at analysen skal gi signifikante resultater.

Organisatoriske skalaeffekter testes ved å inkludere et interaksjonsledd mellom forvaltningskapital og familiestørrelse. Dersom det er hierarkikostnader i utvalget, vil de fondene som er del av en større familie, ha større problemer med effektivt å omsette økt forvaltningskapital.

Det utføres en ny krysseksjonell regresjon hvor basisregresjonen utvides med to nye uavhengige variabler; familiestørrelse og et interaksjonsledd.

Hypotesen testes med følgende modell:

$$(r_{i,t} - E(r)_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 \text{LogFK}_{i,t} + \beta_2 \text{Alder} + \beta_3 \text{LogFAM}_{i,t-1} + \beta_4 \text{LogFK}_{i,t} * \text{LogFAM}_{i,t-1}$$

Der:

$\text{LogFAM}_{i,t-1}$  er logaritmen av fond "i" sin familiestørrelse på tidspunkt " $t-1$ "

$\text{LogFK}_{i,t} * \text{LogFAM}_{i,t-1}$  er interaksjonsleddet mellom fond "i" sin forvaltningskapital og familiestørrelse på tidspunkt " $t-1$ "

Dersom den enkle likviditetshypotesen forklarer de observerte forskjellene i fondenes justerte avkastning vil  $\hat{\beta}_3$  være signifikant og negativ. Dette betyr at fond som er del av en større familie, gir dårligere justert avkastning, enn de fond som er del av en mindre familie.

Dersom byråkrati- og koordinasjonskostnader står bak avkastningsforskjellene, vil  $\hat{\beta}_4$  få et negativt fortegn. Dette vil, som nevnt innledningsvis, bety at de fondene som er del av en stor familie, har større problemer med å omsette økt forvaltningskapital.

De estimerte koeffisientene presenteres og deres respektive T- og P-verdier i tabell 25.

	Koeffisient	T	P
LogFK <sub>i, t-1</sub>	0,019	0,2675	0,276
Alder	-0,00005	0,18	0,35
LogFAM <sub>i, t-1</sub>	-0,21	-0,93	0,36
LogFK <sub>i, t-1</sub> * LogFAM <sub>i, t-1</sub>	-0,01497	-0,08125	0,3
Snitt R <sup>2</sup>	14,23%		

Tabell 25 - Resultater: Hierarkikostnader

Alle de estimerte koeffisientene har for høye P-verdier til at et signifikant forhold mellom de uavhengige og den avhengige variabelen kan bekreftes. Dette tyder på at den norske fondsnæringen, i likhet med den europeiske, er for desentralisert til at det observeres innslag av hierarkikostnader.

Det leses av resultatene at fortegnet til  $\hat{\beta}_4$  er i tråd med hierarkikostnadshypotesen, men at forholdet ikke er signifikant.

$\hat{\beta}_3$  har også et negativt fortegn, noe som trekker i retning av den enkle likviditetshypotesen hvor hele familien sees på som en portefølje. P-verdien er imidlertid for høy til at det kan påstås å være statistisk signifikans.

Et bemerkelsesverdige resultat er at den estimerte koeffisienten til forvaltningskapital har byttet fortegn og nå er positiv. Dette kan tyde på at forvaltningskapital og justert avkastning faktisk har et positivt forhold, men at dette forholdet ikke er synlig i basisregresjonen da det ikke kontrolleres for familiestørrelse. Denne effekten får de også i Chen et. al. (2004) når familiestørrelse inkluderes som uavhengig variabel. I deres oppgave gikk imidlertid den estimerte koeffisienten fra negativ til mindre negativ når de inkluderte familiestørrelse.

F-verdien er på 2,12 og har en tilhørende P-verdi på 0,29. Dette er noe svakere enn likviditetsspesifiseringen, det kan heller ikke her påstås at spesifiseringen har en signifikant forklaringskraft.

Hypotesen testes også med paneldata, resultatene presenteres i tabell 26.

	Koeffisient	T	P
LogFK <sub>i,t-1</sub>	0,0125	1,29	0,197
Alder	0,00005	0,44	0,663
LogFAM <sub>i,t-1</sub>	0,0083	1,09	0,275
LogFK <sub>i,t-1</sub> *LogFAM <sub>i,t-1</sub>	-0,0018	-1,29	0,197
R <sup>2</sup>		2,50 %	

Tabell 26 - Resultater: Hierarkikostnadshypotesen med paneldata

Selv med paneldata finner ikke modellen et signifikant forhold mellom fondenes justerte avkastning og størrelsesfaktorene. Også her bytter koeffisienten til forvaltningskapital fortegn, etter at familiestørrelse inkluderes i modellen. Koeffisientene til familiestørrelse og alder har nå positive fortegn, mens koeffisienten til interaksjonsleddet fortsatt har et negativt fortegn. Forklaringsgraden har også falt.

Dette svarer på utredningens tredje og fjerde problemstilling:

*Det kan ikke påvises en sammenheng mellom familiestørrelse og avkastning i utvalget av norske verdipapirfond.*

*Det kan heller ikke påvises organisatoriske skalaulempere i fondene som er del av større familier.*

### 6.8.5 Stegvis regresjoner for størrelsesporteføljene

Stegvis regresjoner utføres mellom størrelsesporteføljenes justerte avkastning i perioden og utvalgte uavhengige variabler. I denne regresjonen benyttes månedlige observasjoner for hele perioden. De utvalgte variablene er alle gjennomgått i kapittel 5.

Stegvis regresjoner vurderer løpende hver uavhengig variabel sitt bidrag til modellen i form av forklaringskraft og signifikans. Dette skal resultere i den mest passende modellen for den avhengige variabelen som ønskes forklart. I utredningen blir uavhengige variabler lagt til (fjernet) dersom deres P-verdier er lavere (høyere) enn 0,15, etter hvert som flere uavhengige variabler legges til modellen.

---

Dette kan vise om størrelsesporteføljene påvirkes ulikt av de forskjellige variablene. Dersom det avdekkes noen forskjeller, kan dette muligens bidra til å forklare den observerte forskjellen i justert avkastning mellom porteføljene.

De ulike uavhengige variablene som testes er:

- Forrige periodes avkastning
- Forrige periodes gjennomsnittlig forvaltningskapital
- Forrige periodes gjennomsnittlig familiestørrelse
- Størrelsesporteføljens gjennomsnittsalder
- Omløpshastighet
- Meravkastningen til Oslo Børs Small Cap Index

I porteføljen for små fond, er det ingen av de utvalgte uavhengige variablene som har en P-verdi på under 0,15, følgelig blir ingen av variablene lagt til modellen. Dette betyr at ingen utvalgte variabler kan forklare denne porteføljens justerte avkastning.

Én variabel blir lagt til i porteføljen for mellomstore fond. Med en P-verdi på 0,14 anses forvaltningskapital å være relevant nok til å inkluderes i modellen, men P-verdien er for høy til å påberope signifikans. Med en negativ koeffisient på -0,05242 indikerer analysen at en økning i størrelsesporteføljens gjennomsnittlige forvaltningskapital på 1 % har redusert størrelsesporteføljens justerte gjennomsnittsavkastning med 0,22 %<sup>22</sup>. For denne porteføljen er det altså tegn på negative skalaeffekter. Porteføljen for mellomstore fond er, som nevnt i kapittel 5, den av porteføljene med flest småsparere. Administrasjon av nye kunder og sammensetning av nye porteføljer, presenteres derfor som en mulig forklaring på det negative forholdet. Dette kan også forklare hvorfor mellomstore fond har gitt lavest justert avkastning i perioden.

---

<sup>22</sup>Effekten = -0,05242\*Log10(101)

---

For porteføljen med store fond, viser den stegvise regresjonen at kun én av de utvalgte uavhengige variablene er relevant nok til å inkluderes. Forrige måneds justerte gjennomsnittsavkastning estimeres med en koeffisient på 0,0053 og en tilhørende P-verdi på 0,091. Dette indikerer at for store fond, har en god måned blitt etterfulgt av nok en god måned.

Uten ytterligere innsikt i de aktuelle fondene som utgjør den store porteføljen, kan det ikke sies hvorvidt dette kommer som følge av bevisste momentumstrategier eller tilfeldigheter. En momentumstrategi går ut på å kjøpe forrige periodes vinnere og selge forrige periodes tapere. Dersom prisene fortsetter å bevege seg i samme retning vil dette resultere i meravkastning for forvalter. Uavhengig av om det er en bevisst strategi eller ikke, kan det forklare hvorfor store fond har hatt høyest absolutt justert avkastning i perioden.

Disse analysene tilsier at hverken familiestørrelse, alder, turnover eller meravkastningen på Oslo Børs Small Cap indeks, har en stor nok forklaringskraft til å inkluderes i modellen.

---

## 7. Konklusjon

Den Norske og Europeiske verdipapirfondsindustrien har opplevd en stor vekst over det siste tiåret. Fra 2003 til 2011 har den totale forvaltningskapitalen i det norske markedet økt med over 200 %. I 2011 var den totale forvaltningskapitalen på 523 milliarder NOK, av dette utgjorde plasseringer fra norske personkunder en betraktelig andel (ca. 31 %). Næringslivet går vekk fra tradisjonell ytelsesbasert pensjonsordning, til innskuddsbasert pensjonsordning, dette gir norske husholdninger et økt ansvar for egen sparing. Dersom det foreligger skalaeffekter i det norske verdipapirfondsmarkedet blir dette stadig viktigere for norske privatinvestorer.

Den eksisterende litteraturen på området er i all hovedsak basert på det amerikanske markedet (Grinblatt & Titman (1989), Indro et. al. (1999) og Chen et. al. (2004). Disse finner, nesten utelukkende, en negativ sammenheng mellom størrelse og risikojustert avkastning. Siden den gang har man med varierende resultater utført lignende analyser på de europeiske markedene (Ottens & Bams (2002) og Ferreira et. al. (2012). I Ferreira et. al. (2012) utføres en analyse på både det amerikanske og europeiske verdipapirfondsmarkedet. De konkluderer med at det negative forholdet mellom forvaltningskapital og risikojustert avkastning observert i USA, ikke er en universell sannhet. Det finnes ikke lignende analyser på det norske verdipapirfondsmarkedet.

Med utgangspunkt i et utvalg på 20 fond og månedlige avkastningstall konstrueres størrelsesporteføljer for store, mellomstore og små fond, basert på forrige måneds forvaltningskapital relativt til total forvaltningskapital i utvalget. Gjennomsnittlig månedlig avkastning for hver av porteføljene beregnes og benyttes som grunnlag i en singel indeks estimering. De estimerte koeffisientene benyttes til å konstruere en referanseportefølje som risikojusterer de månedlige avkastningstallene. Uten å justere størrelsesporteføljenes gjennomsnittsavkastning for markedseksponering i perioden, øker avkastningen jevnt med størrelse.



---

Fra singel indeks estimeringen vises det at størrelsesporteføljene har en høy gjennomsnittlig diversifisering, med en  $R^2$  på 96,8 % og en gjennomsnittlig markedsbeta på 0,91. Det tilsier at mesteparten av variasjonen i porteføljenes gjennomsnittsavkastning forklares av valgt referanseindeks (OSEFX). Alle porteføljene har en positiv estimert alfa og har dermed slått markedet i perioden. Resultatene står i sterk kontrast til tidligere studier utført både i USA og Europa. Carlson (1970) påpeker at disse resultatene er avhengig av den analyserte perioden og hvilken indeks som benyttes.

En bemerkelsesverdig observasjon er at porteføljene for mellomstore og små fond har positive signifikante alfaer, dette er en indikator på at de to porteføljene har systematisk slått markedet i perioden. Basert på absolutte estimerte alfatall er store fond best og mellomstore dårligst. Dette kan tolkes som en indikator på positive skalaeffekter. Rangeringen endres, når størrelsesporteføljenes alfaavkastninger justeres med den risikoen den medfører. Rangeringen av porteføljene basert på aktiv avkastning per enhet usystematisk risiko er jevnt fallende med størrelse. Dette kan forklares med at store fond, har større frihet til å påta seg usystematisk risiko, enn de små. Dette kan føre til ukritiske plasseringer. Det kan også være en konsekvens av manglende plasseringsmuligheter når kapital strømmer inn. Porteføljen for store fond rangeres best i forhold til alle andre prestasjonsmål benyttet i denne utredningen. Dette er en trend som også vises når enkeltfondene behandles.

Videre deles den aktive avkastningen opp i seleksjons- og timingegenskaper med Treynor-Mazuy modellen. Det kan leses av de estimerte koeffisientene at ingen av størrelsesporteføljene har vist signifikante seleksjons- eller timingegenskaper i perioden. Det virker også å være et negativt forhold mellom forvaltningskapital og timingegenskaper. Dette er logisk da det ventes at store fond bruker lengre tid på å reallokere sin forvaltningskapital, enn små fond. Store fond, etterfulgt av mellomstore, viser de beste seleksjonsegenskapene i perioden. Dette resultatet er i tråd med at det skal eksistere positive skalaeffekter, noe som kan forklares av at de store fondene har tilgang til bedre analyse og informasjon. Det kan virke som om det er suboptimalt å være mellomstor. Mellomstore fond får ikke dratt nytte av størrelse, hverken i seleksjons- eller timingstrategier.

Størrelsesporteføljenes avkastningstall justeres med referanseporteføljer, konstruert av koeffisientene fra den estimerte singel indeks modellen. Her fremstår fortsatt porteføljen

---

med store fond som best, med årlig justert avkastning på 3,58 %. Porteføljen med mellomstore porteføljen gjør det dårligst i perioden, med en justert avkastning på 2,71 %.

En hypotesetest bekrefter at de månedlige justerte avkastningstallene er signifikant ulik null (ved et 5 % konfidensintervall) for alle størrelsesporteføljene. En "paired t-test" utføres på differanseavkastningen mellom den beste (stor) og dårligste (mellomstor) porteføljen i perioden, men ingen signifikant differanse kan bekreftes.

Det forsøkes også å isolere eventuelle størrelseseffekter, ved å eliminere fonds og periodespesifikke effekter i utvalget. Dette gjøres med en fast effekt modell. Estimeringen gir ingen signifikante forskjeller mellom de tre størrelsesporteføljene, men rangerer porteføljen for små fond som best. Disse resultatene kan være påvirket av at fondene i utvalget sjeldent bytter klasse.

Investorer som er opptatt av høyest absolutt avkastning bør altså konsentrere seg om de store fondene. Små fond er imidlertid å foretrekke for investorer som er opptatt av høyest mulig aktiv avkastning per enhet aktiv risiko. De små fondene har også vist best evne til å time markedet i perioden, en attraktiv egenskap i aksjefond. Mellomstore fond bør unngås dersom investeringsbeslutninger skal baseres på resultatene fra denne analysen.

Innledningsvis, ble kjernes spørsmålet for denne utredningen presentert:

***Kan det påvises en sammenheng mellom størrelse på forvaltningskapital og avkastning i norske verdipapirfond?***

Først leter utredningen etter et direkte forhold mellom justert avkastning og forvaltningskapital. Alder inkluderes i denne analysen da det ventes at erfaring også bør spille en rolle for avkastning. Problemstillingen utvides så til å teste for to effekter foreslått i Chen et. al. (2004), disse effektene bygger på likviditetshypotesen og hierarkikostnadshypotesen.

Dersom det er skalaeffekter knyttet til likviditeten i utvalget, vil det forventes ulik effekt av økt forvaltningskapital i fond med større andeler smallcap, enn fond som ikke har like store andeler smallcap. Dette kommer av at smallcap-aksjer ansees å være illikvide.

---

Til slutt testes det for organisatoriske skalaulemper, også referert til som hierarkikostnader. Dersom det er organisatoriske skalaulemper i utvalget, vil det forventes at en økning i forvaltningskapital påvirker fond med store familier, ulikt en tilsvarende økning hos et fond i en liten familie.

Tre ulike regresjoner benyttes for å teste nevnte størrelshypoteser:

- 1) En basisregresjon bestående av justert avkastning som avhengig variabel samt forvaltningskapital og alder som uavhengig variabel.
- 2) En likviditetsregresjon bestående av basisregresjonen samt to nye uavhengige variabler. En dummyvariabel som indikerer hvorvidt fondet har en eksponering mot smallcap indeksen på over 0,3 eller ikke, og et interaksjonsledd bestående av forvaltningskapital og smallcap dummyvariablen.
- 3) En hierarkiregresjon bestående av basisregresjonen samt to nye uavhengige variabler. Familiestørrelse og et interaksjonsledd bestående av familiestørrelse og forvaltningskapital.

Basisregresjonen finner ingen statistisk signifikant sammenheng mellom hverken forvaltningskapital eller alder og den justerte avkastningen. Begge de estimerte koeffisientene har et negativt fortegn, men grunnet høye P - verdier og lav F - verdi, kan det ikke bekreftes negative skalaeffekter eller alderseffekter i utvalget. Dette er i tråd med Ferreira et. al. (2012) som heller ikke fant signifikante forhold med de samme variablene. Det kan dermed virke som om det norske markedet, i likhet med det europeiske, ikke preges av negative skalaeffekter på lik linje med det amerikanske markedet. Dette begrunnes med at det norske markedet er lite og ungt. I tillegg er det en rekke særnorske forhold som motarbeider innslag av skalaeffekter i blant norske verdipapirfond. Dette svarer på den første problemstillingen:

*Det kan ikke påvises en effekt mellom størrelse på forvaltningskapital og avkastning i utvalget av norske verdipapirfond.*

Dersom det finnes skalaeffekter knyttet til likviditet i utvalget, ventes interaksjonsleddet i likviditetsregresjonen å være signifikant og ulik null. Dette er ikke tilfellet for det aktuelle utvalget, da ingen av P-verdiene er lave nok til å hevde signifikans. Disse resultatene kan

---

knyttet til mekanismer i det norske markedet, som minimerer likviditetseffekter (Finanstilsynet, 2010). Interaksjonsleddet har et positivt fortegn, så dersom det finnes et forhold, går det ut på at de med høyere andel smallcap, får omsatt økt forvaltningskapital bedre enn de uten like høy andel smallcap. Dummyvariabelens koeffisient estimeres med et positivt fortegn, og er den av de uavhengige variablene med lavest P-verdi. Dette indikerer at de med høyere andel smallcap har gitt høyere avkastning i perioden. Smallcap har, historisk sett, gitt langt høyere avkastning, enn andre aktivaklasser (Banz, 1981). Derfor er ikke denne effekten overraskende. Dette svarer på den andre problemstillingen:

*Det er ingenting som indikerer at fondsstørrelse er en begrensende faktor for fondene i utvalget, som investerer i smallcap-aksjer.*

Hierarkiregresjonen gir heller ingen signifikante koeffisienter. Dette er i tråd med oppfatningen om at norske fond i stor grad er desentralisert, og at forvalterne har høy grad av beslutningsmyndighet. I likhet med resten av Europa, opplever ansatte innen finansmeglingen i Norge, en høy grad av selvstyre (Eurofund, 2007). Sistnevnte kan forklare hvorfor det hverken i denne utredningen, eller i europeiske studier, er avdekket hierarkikostnader i verdipapirfondsindustrien. Interaksjonsleddet har imidlertid et negativt fortegn. Det indikerer at fond som er del av en større familie, har større problemer med å omsette økt forvaltningskapital. Et bemerkelsesverdig resultat er at koeffisienten til forvaltningskapital har byttet fortegn og nå er positiv. Dette kan tyde på at det er positive skalaegenskaper i utvalget, men at den negative effekten av familiestørrelse forvrengte den i basisregresjonen, slik at forvaltningskapital fikk estimert et negativt fortegn. Denne effekten finner også Chen et. al. (2004) ved å inkludere familiestørrelse som uavhengig variabel. I deres analyse var koeffisienten til forvaltningskapital i utgangspunktet negativ, og ble mindre negativ etter inkludering av variabelen. Dette svarer på den tredje og fjerde problemstillingen:

*Det kan ikke påvises en sammenheng mellom familiestørrelse og avkastning i utvalget av norske verdipapirfond.*

*Det kan heller ikke påvises organisatoriske skalaulemper i fondene som er del av større familier.*

---

Avslutningsvis utføres stegvise regresjoner for størrelsesporteføljene. Porteføljenes justerte avkastning brukes som avhengig variabel og et knippe utvalgte faktorer som uavhengige variabler. Dersom de forskjellige porteføljene påvirkes ulikt av de forskjellige variablene, kan dette muligens bidra til å forklare de observerte forskjellene. Resultatene av de stegvise regresjonene avdekket to nevneverdige forhold. For det første virker det som om porteføljen med mellomstore fond er den eneste som blir negativt påvirket av forvaltningskapital. Det kan være som følge av at mellomstore fond har den største andelen småsparere. Kredittilsynet (2008) ser at administrasjon av kunder og deres verdier er en stor utgiftspost. En økning i kundeforholdene kan, etter dette argumentet, motvirke eventuelle stordriftsfordeler. Det virker som om mellomstore fond hverken oppnår informasjonsfordelene til store fond, eller den allokeringsfordelen til små fond. På den måten kan størrelsen være suboptimal. De store fondene ser også ut til å ha kortsiktige momentumeffekter i sin justerte avkastning. Hvorvidt dette er en bevisst strategi eller ren tilfeldighet kan ikke bekreftes uten ytterligere innsikt i fondene som utgjør størrelsesporteføljen.

Som i Finansdepartementet (2011b), begrunnes mangelen på skalaeffekter med markedets lille størrelse, lang tilpasningstid til internasjonale lovverk og høye avgiftsnivå. Ifølge norske aktører, ser også myndighetens fokus ut til å ligge på investorbeskyttelse, og i mindre grad på utvikling av forvaltningsindustrien. Det norske markedet er svært lite i internasjonal forstand og har begrensede konkurranseforhold, dette gjør det vanskelig å utnytte skalafordeler. Utenlandske fond opererer på større markedsplasser med sterkere, internasjonal konkurranse og det kan vises til lavere kostnadsnivå for investorer i Europa og de andre nordiske landene. Norske fond stiller derfor dårlig i henhold til å betjene større norske kunder, bl.a. institusjonskunder, som heller plasserer sin kapital i de utenlandske markedene. Disse kundene utgjør et potensial for kostnadsbesparelse i administrasjonen og derav et, hittil urealisert, potensial for skalafordeler i driften.

Resultatene i utredningen peker alle i retning av at det ikke finnes signifikante skalaeffekter, i utvalget av helnorske aksjefond. Funnene viser svake indikasjoner på positive skalaeffekter, at store fond er best på å velge aksjer, at de små fondene er best på å allokere og at de mellomstore fondene underpresterer i forhold til de andre størrelsene. Dersom skalaeffekter oppnås i markedet, kan det være at denne effekten fanges opp av

---

størrelsesfaktorer, som ikke inkluderes i utredningen. Videre har det ikke blitt tatt hensyn til salgs- og kjøpsavgifter. Utvalget består også utelukkende av fond som har overlevd perioden, dermed kan resultatene være påvirket av overlevelsesskjevhet. Dette presenteres som et betenkningsmoment for videre studier på området.

---

## 8. Ressursliste

### Litteraturliste

Aiken, Leona S. & Stephen G. West (1991) *Multiple Regressions: Testing and Interpreting Interactions*. Newbury Park, CA: Sage Publications.

Banco, J., Beyer, S. & Downen, R. (2010) *Economies of Scope and Scale in the Mutual-Fund Industry*, *Managerial Finance*, Vol. 36, No. 4, pp 322-336.

Banz, R. (1981) *The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks*. *Journal of Financial Economics*, (March, 1981).

Blake, D. & Timmermann, A. (1988) *Mutual Fund Performance: Evidence from the U.K.* *European Finance Review*, Vol. 2, pp. 57-77.

Bodie, Z., Kane, A., Marcus, A. J. (2011) *Investments and Portfolio Management*. 9. ed. McGraw-Hill/Irwin.

Bolton, P. & Scharfstein, D. S. (1998) *Corporate Finance, the Theory of the Firm, and Organisations*. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, pp. 95-115

Brooks, Chris. *Introductory Econometrics for Finance*. 2. ed. Cambridge University Press. Cambridge, Massachusetts.

Carhart, Mark M. (1997). *On Persistence in Mutual Fund Performance*. *The Journal of finance*, Vol. 52, No. 1, (Mar., 1997), pp. 57-82.

Carlson, Robert S. (1970) *Aggregate Performance of Mutual Funds 1948-1967*. *Journal of Financial & Qualitative Analysis*, Vol. 5, No. 1, pp. 1-32.

Cesari, R. & Panetta, F. (2002) *The Performance of Italian Equity Funds*. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 26, pp. 99-126.

Chen, J., Hong, H., Huang, M., Kubik, J.D. (2004) *Does Fund Size Erode Performance? The Role of Liquidity and Organization*. *American Economic Review* 95, (2004), pp. 1276-1302.

---

Chen, Y., Ferson, W. & Peters, H. (2010) *Measuring the Timing Ability and Performance of Bond Mutual Funds*. Journal of Financial Economics, Vol. 98, No. 1, pp. 72-89.

Chevalier, Judith & Ellison, Glenn. (1999) *Are Some Mutual Fund Managers Better than Others? Cross-Sectional Patterns in Behavior and Performance*. The Journal of Finance, Vol. 54, No. 3, (Jun., 1999), pp. 875-899.

Ciccotello, C. & Grant, C. (1996) *Equity Fund Size and Growth: Implications for Performance and Selection*. Financial Services Review, Vol. 5, pp. 1-12.

Cochrane, J. H. (1998) *New Facts of Finance*. Economic perspectives, Fed of Chicago, 3/99, pp. 36-58.

Cochrane, John. H. (1999) *Portfolio Advice for a Multifactor World*. NBER Working Paper 7170, National Bureau of Economic Research, Inc.

Døskeland, Trond. (2007) *Aktiva- og Passiva- Styring for Husholdningene*. Praktisk økonomi & finans. No. 4, (2007), pp. 17-27.

Echambadi, Raj & Hess, James D. (2007) *Mean-Centering Does Nothing for Moderated Multiple Regression*. Journal of marketing research. Vol. 26, No.3, pp. 438-445.

Fama, Eugene F. & French, Kenneth R. (1993) *Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds*. Journal of Financial Economics, Vol. 33, No. 1, pp. 3-56.

Ferreira, Miguel., Keswani, Aneel., Miguel, Antonio F. & Ramos, Sofia B. *The Determinants of Mutual Fund Performance: A Cross- Country Study*. Review of Finance. Epub date: 18.April, 2012.

Grinblatt, Mark & Titman, Sheridan. (1989) *Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings*. The Journal of Business, Vol. 62, No. 3, pp. 393-424.

Grinblatt, Mark & Titman, Sheridan. (1994) *A Study of Monthly Mutual Fund Returns and Performance Evaluation Techniques*. Journal of Financial & Quantitative Analysis, Vol. 29, No. 3, pp. 419-444.



---

Grossman, Sanford J. & Stiglitz, Joseph E. (1980) *On the Impossibility of Informationally Efficient Markets*. The American Economic Review, Vol. 70, no. 3, pp. 393-408

Høegh-Krohn, Nils E. Joachim. (2004) *Viktige Problemstillinger og Utviklingstrekk i Moderne Kapitalforvaltning*. Praktisk øk. og finans, 3/04, pp. 3-9.

Indro, D., Jiang, C., Hu, M., Lee, W. (1999) *Does Fund Size Matter?* Financial Analysts Journal, Vol. 55, No. 3, pp. 74 - 87.

Jensen, Michael C., (1968) *The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964*. Journal of Finance, Vol. 23, No. 2, (May, 1967), pp. 389-416.

Keller, Gerald. (2009) *Managerial Statistics*. 8. ed. International Student Edition. South-Western CENGAGE learning.

Kleiman, R.T. & Jun, K. W. (1988) *The Size of Mutual Funds and Risk-Adjusted Performance: Some New Evidence*. The Journal of Applied Business Research, Vol. 4, No. 3.

Kohrana, A., Servaes, H. & Tufano, P. (2009) *Mutual Fund Fees Around the World*. Review of Financial Studies, Vol. 22, pp. 1279-1310.

Lintner, John. (1965) *The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets*. The Review of Economics and Statistics, Vol. 47, no. 1, pp. 13-37

Loeb, T. (1983) *"Trading Cost: The Critical Link Between Investment Information and Results"* Financial Analysts Journal, May/June 1983.

Malkiel, Burton G. (1995). *Returns From Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991*. Journal of Finance, Vol. 50, No. 2 (Jun., 1995), pp 549-572.

Mossin, Jan. (1966) *Equilibrium in a Capital Asset Market*. Econometrica, Vol. 34, no. 4, pp. 768-783

Otten, Rogers & Bams, Dennis. (2002) *European Mutual Fund Performance*. European Financial Management Journal, Vol. 8, No. 1, pp. 75-101.

---

Otten, Rogers & Schweitzer, Mark. (2002) *A Comparison Between the European and the U.S Mutual Fund Industry*. Managerial Finance, Vol. 28, pp. 14-35.

Ozer-Balli, Hatice & Sørensen, Bent E. (2002). *Interaction Effects in Econometrics*. Massey University & University of Houston and CEPR.

Pastor, Lumbos & Stambaugh, Robert F. (2012) *Are Stocks Really Less Volatile in the Long Run?* The Journal of Finance, Vol. 67, No. 2, (March, 2012), pp. 431-478.

Perold, Andre., Salomon, Robert S. (1991) *"The Right Amount of Assets Under Management"* Financial Analysts Journal, Vol. 47, No. 3, (May - June, 1991), pp 31 - 39.

Sharpe, William F. (1966) *Mutual Fund Performance*. The Journal of Business, Vol. 39, No. 1, Part 2: Supplement on Security Prices. (Jan., 1966), pp. 119-138.

Shleifer, Andrei & Vishny, Robert W. (1997) *A survey of Corporate Governance*. The Journal of Finance, Vol. 52, no. 2, pp. 737-783

Stein, Jeremy. (2002) *"Information Production And Capital Allocation": Decentralized versus Hierarchical Firms"*. The Journal of Finance, Vol. 57, No. 5, pp. 1891 - 1921

Stotz, O. (2007) *Selection, Market Timing and Style Timing of Equity Mutual Funds: Evidence from Germany*. Zeitschrift für Betriebswirtschaftslehre, Vol. 77, pp. 51-73.

Treynor, Jack L. & Mazuy, Kay K. (1966) *Can Mutual Funds Outguess the Market?* Harvard Business Review, Vol. 44, No. 4, pp. 131-136.

Vincente, L. & Ferruz, L. (2005) *Performance Persistence in Spanish Equity Funds*. Applied Financial Economics, Vol. 15, pp. 1305-1313.

Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross-Sectional Panel Data*. MIT press.

### **Web-publikasjoner**

Eurofund (2007). *Annual Report 2007*. Tilgjengelig fra  
[<http://www.eurofound.europa.eu/publications/htmlfiles/ef0822.htm>]. Nedlastet: [11.12.12]

---

European Commission (2012) . *Investment Funds;UCITS*. Tilgjengelig fra:  
[[http://ec.europa.eu/internal\\_market/investment/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/internal_market/investment/index_en.htm)]. Nedlastet: [12.10.2012].

Finansdepartementet (2011a). *Evaluering av skattereformen 2006*. Tilgjengelig fra:  
[<http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/pressester/pressemeldinger/2011/evaluering-av-skattereformen-2006.html?id=637651>]. Nedlastet: [07.10.2012].

Finansdepartementet (2011b) *NOU 2011:8*. Tilgjengelig fra:  
[<http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/dok/nouer/2011/nou-2011-8/6/2.html?id=644247>].  
Nedlastet: [25.10.2012].

Finansnæringens Fellesorganisasjon (2012) *NIBOR - Norwegian Interbank Offered Rate*.  
Tilgjengelig fra: [<http://www.fno.no/Hoved/Fakta/Verdipapirer-og-kapitalforvaltning/Faktaark-verdipapirer-og-kapitalforvaltning-A---A/Pengemarkedsrenter/NIBOR/>]. Nedlastet: [12.10.2012].

Finanstilsynet (2010) *Tilstanden i finansmarkedet 2009*. p. 70-74. Tilgjengelig fra:  
[[http://www.finanstilsynet.no/Global/Venstremeny/Rapport/2010/Tilstanden\\_i\\_finansmarkedet\\_2009.pdf](http://www.finanstilsynet.no/Global/Venstremeny/Rapport/2010/Tilstanden_i_finansmarkedet_2009.pdf)]. Nedlastet: [25.10.2012].

Fondsfinans (2012) *En pålitelig likviditetsgarantist*. Tilgjengelig fra  
[<http://www.fondsfinans.no/no/markets/market-making/>]. Nedlastet: [09.10.2012].

Kredittilsynet (2008) *Konkurransen og effektiviteten i markedet for verdipapirfond og andre spareprodukter*. Tilgjengelig fra:  
[<http://www.finanstilsynet.no/Global/Verdipapiriromradet/Forvaltningsselskaper/Regelverk/H%C3%B8ringer/Konkurransen%20og%20effektiviteten%20i%20markedet%20for%20verdiapirfond%20og%20andre%20spareprodukter.pdf>]. Nedlastet: [05.11.2012].

Morningstar (2009a). *Investeringsguide: Hva er et fond (verdipapirfond)?* Tilgjengelig fra:  
[[http://www.morningstar.no/no/news/86695/hva-er-et-fond-\(verdipapirfond\).aspx](http://www.morningstar.no/no/news/86695/hva-er-et-fond-(verdipapirfond).aspx)].  
Nedlastet: [07.10.2012].

Morningstar (2009b). *Investeringsguide: Forstå Totalavkastningen*. Tilgjengelig fra:  
[<http://www.morningstar.no/no/news/86697/forst%C3%A5-totalavkastningen.aspx>]  
Nedlastet: [07.10.2012].

---

Morningstar (2009c) *NAV-kurser - En introduksjon*. Tilgjengelig fra:  
[<http://www.morningstar.no/no/news/86696/nav-kurser-%E2%80%93-en-introduksjon.aspx>]  
Nedlastet: [01.10.2012].

OECD (2002) *Economies of Scale*. Tilgjengelig fra:  
[<http://stats.oecd.org/glossary/detail.asp?ID=3203>]. Nedlastet: [03.12.2012].

Oslo Børs (2012a). *OSEFX*. Tilgjengelig fra:  
[[http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexOverview?newt\\_ticker=OSEFX](http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexOverview?newt_ticker=OSEFX)].  
Nedlastet: [11.10.2012].

Oslo Børs (2012b). *OSEBX*. Tilgjengelig fra:  
[[http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexOverview?newt\\_ticker=OSEBX](http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexOverview?newt_ticker=OSEBX)].  
Nedlastet: [11.10.2012].

Veland, G., Andersen, B. (2008) *Fafo-rapport 2008: Finansnæringen i Norge. Betydning, omfang og utviklingsmuligheter*. Tilgjengelig fra:  
[<http://www.fafo.no/pub/rapp/20043/20043.pdf>]. Nedlastet: [07.11.2012].

Verdipapirfondenes Forening (2012a). *August-Statistikk: Nordmenn fortsetter å kjøpe obligasjonsfond*. Tilgjengelig fra:  
[<http://www.altomfond.no/?module=Articles;action=Article.publicShow;ID=390>]. Nedlastet: [08.10.2012].

Verdipapirfondenes Forening (2012b). *Bransjestandarder*. Tilgjengelig fra:  
[<http://www.vff.no/Internett/Bransjenormer/>]. Nedlastet: [07.10.2012].

Verdipapirfondenes Forening (2012c). *Er aksjefond dyrt og dårlig?* Tilgjengelig fra:  
[<http://www.altomfond.no/?module=Articles;action=Article.publicShow;ID=318>] Nedlastet: [08.10.2012].

Verdipapirfondenes forening (2011). *Pressekonferanse 1 halvår 2011*. Tilgjengelig fra:  
[<http://www.vff.no/Pressekonferanse+-+Statistikk+for+1.+halv%C3%A5r+og+markedsuro.9UFRLIY0.ips>]. Nedlastet: [09.10.12 ].

---

Verdipapirfondenes forening (2009). *Vendepunkt i nordmenns aksjefondssparing*.

Tilgjengelig fra:[<http://www.vff.no/9SVVTT95-2F322-RVBt67KXhRzO2k.ips>]. Nedlastet [09.10.12]

Verdipapirfondenes forening (2005). *Bilag Aftenposten - Spar smart*. Tilgjengelig fra:[<http://www.vff.no/filestore/SparSmart.pdf>]. Nedlastet [09.10.12].

Verdipapirfondloven (2011) *LOV 2011-11-25 nr 44: Lov om Verdipapirfond*. Tilgjengelig fra:[[http://lovdata.no/cgi-wift/wiftldles?doc=/app/gratis/www/docroot/all/nl-20111125-044.html&emne=VERDIPAPIRFONDLOV\\*&](http://lovdata.no/cgi-wift/wiftldles?doc=/app/gratis/www/docroot/all/nl-20111125-044.html&emne=VERDIPAPIRFONDLOV*&) ]. Nedlastet: [07.10.2012].

### **Forelesninger i kurs ved NHH**

Forelesningsnotater og notater fra forelesning - FIE432 - *Personlig økonomi*, Våren 2012, Adm. dir. Nordea Liv Jørund Vandvik

### **Datakilder**

*Børsprosjektet ved NHH*

- Avkastningstall Indeks
- Netto andelsverdier
- Dividende

*Norges Bank*

- Risikofri rente

*Verdipapirfondenes forening*

- Forvaltningskapital
- Kundeforhold

*Morningstar*

- Tall på omløpshastighet