



# Faktoreksponering i det norske fondsmarkedet

*En empirisk studie av aktive aksjefond  
og systematiske risikofaktorer*

**Mads Haug Johansen & Fredrik Strømberg**

**Veileder: Gunnar Stensland**

Selvstendig arbeid, hovedprofil i finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer inntår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.



## Sammendrag

Denne utredningen analyserer aktivt forvaltede norske aksjefond i perioden 1983-2014. Formålet med oppgaven er å se om faktorer fra utvalgte flerfaktormodeller kan forklare avkastningen til fondene. Herunder om noen oppnår meravkastning etter justering for faktorene, eller om eventuell meravkastning kun skyldes eksponering mot systematiske risikofaktorer. Motivasjonen for denne tilnærmingen er manglende litteratur på området for det norske markedet. Studier på faktorene har blitt gjennomført av Næs et al. (2008), men de fokuserte på Oslo Børs generelt og ikke på aksjefond spesielt.

Innledningsvis analyseres fondene ved bruk av CAPM og Fama og French sin trefaktormodell, men hovedfokus ligger på femfaktormodellen. Denne består av faktorene; markedet, størrelse, bok/pris, momentum og likviditet.

Vi finner at fondene som oppnår meravkastning i CAPM, mister denne ved justering for de fire øvrige faktorene. Likevel ser vi at noen få fond oppnår meravkastning i femfaktormodellen. Dette skyldes i hovedsak negativ eksponering mot størrelsesfaktoren. Generelt observerer vi at svært mange fond er signifikant positivt eksponert mot størrelsesfaktoren og mange er negativt eksponert mot likviditetsfaktoren. De øvrige faktorene er mindre fremtredende. Totalt sett kan mye av avkastningen til fondene forklares av eksponering mot de fem faktorene.

Videre undersøkes det om fond med ulik forvaltningskapital eller ulike forvaltningskostnader har forskjellig eksponering mot faktorene. Vi ser også nærmere på noen fond som fremstår som mer indekxnære enn de andre, for å undersøke om vi har såkalte skapindekxfond i vårt utvalg.

Resultatene viser at forvaltningskapital er tilnærmet uten betydning for faktoreksponeringen til fondene, men at forvaltningskostnader spiller en større rolle. Vi finner at fond med høye kostnader er mindre indekxnære. De investerer også mer i små selskaper, og justert for dette oppnår de ikke meravkastning. I analysen av de mest indekxnære fondene finner vi at enkelte fond har svært høy korrelasjon med indeks, selv om de er vesentlig dyrere enn indekxfond.

## Forord

Denne utredningen er skrevet som et ledd i masterstudiet i finansiell økonomi ved Norges Handelshøyskole. Det selvstendige arbeidet utgjør 30 studiepoeng og har gått over ett semester.

Det aktuelle temaet ble valgt på grunn av felles interesse for kapitalforvaltning, og et ønske om å benytte oss av en praktisk tilnærming til kunnskap opparbeidet gjennom studiet. I tillegg hadde vi tidlig en dialog med Jørn Nilsen i Folketrygdfondet, og han vekket vår nysgjerrighet for den mer spesifikke tilnærmingen vi har valgt.

Det har vært veldig interessant og lærerikt å utarbeide en slik utredning fra bunnen av, og ønsket om en praktisk tilnærming til opparbeidet teoretisk kunnskap ble absolutt oppfylt. Arbeidet har gitt oss mange nyttige erfaringer som vi tar med oss videre.

Vi vil rette en stor takk til vår veileder, Gunnar Stensland, som har kommet med raske og nyttige tilbakemeldinger underveis, og hjulpet oss til å fokusere på de riktige aspektene ved oppgaven.

Videre vil vi takke Jørn Nilsen og Jørn Terje Krekling i Folketrygdfondet for interessante samtaler, både muntlig og per e-post.

Bergen, desember 2015

-----  
Mads Haug Johansen

-----  
Fredrik Strømberg



# Innholdsfortegnelse

Sammendrag .....	2
Forord .....	4
Innholdsfortegnelse .....	6
Figurer .....	9
Tabeller.....	9
1 Innledning .....	10
2 Teori.....	13
2.1 Fond.....	13
2.1.1 Aktiv forvaltning .....	13
2.2 Markedseffisienshypotesen .....	14
2.3 CAPM.....	14
2.4 Fama og French sin trefaktormodell.....	18
2.5 Momentum.....	20
2.6 Likviditet .....	20
2.7 utfordringer ved å benytte modellen på norske data.....	21
3 Data .....	22
3.1 Fondsinformasjon .....	23
3.2 Avkastningsdata.....	24
3.2.1 Deskriptiv statistikk.....	25
3.3 Risikofri rente .....	26
3.4 Faktordata .....	27
3.5 Markedsdata.....	27
3.6 Survivorship bias .....	27
4 Metode .....	28
4.1 Regresjonsanalyse .....	28
4.1.1 Modellens forklaringskraft - $R^2$ .....	29

---

4.1.2	Forutsetninger for bruk av OLS .....	29
4.1.3	Korreksjon av seriekorrelasjon.....	31
4.1.4	Regresjon av paneldata.....	32
4.2	Hypotesetesting .....	33
4.2.1	Relevante tester i denne utredningen .....	35
4.3	Våre faktormodeller.....	39
4.3.1	CAPM.....	39
4.3.2	Femfaktormodellen .....	40
4.3.3	Paneldata - Pooled OLS .....	40
5	Resultater og analyse .....	42
5.1	Forskningsspørsmål 1 .....	42
5.1.1	CAPM.....	42
5.1.2	Fama og French sin trefaktormodell .....	44
5.1.3	Femfaktormodellen .....	46
5.1.4	Delkonklusjon .....	50
5.2	Forskningsspørsmål 2 .....	52
5.2.1	Forskjellen på fond med høye og lave forvaltningskostnader.....	52
5.2.2	Delkonklusjon .....	56
5.2.3	Korrelasjon med indeks.....	57
5.2.4	Delkonklusjon .....	60
5.2.5	Er små og store fond eksponert mot forskjellige risikofaktorer?.....	60
5.2.6	Delkonklusjon .....	62
6	Robusthetstester .....	64
6.1	Gir ulike startdatoer for fondene skjevhet i analysen? .....	64
6.1.1	Sammenligning av to perioder, 2002-2014 .....	64
6.1.2	Sammenligning av tre perioder, 1996-2014 .....	65
6.1.3	Sammenligning av fire perioder, 1990-2014.....	67

6.1.4	Er forskjellene signifikante?.....	67
6.1.5	Oppsummering .....	69
6.2	Seriekorrelasjon .....	69
6.2.1	Testing av seriekorrelasjon.....	69
6.2.2	Regresjoner med hensyn til seriekorrelasjon – FGLS.....	71
6.2.3	Oppsummering .....	72
6.3	Multikollinearitet .....	72
6.4	Hausman-test .....	73
6.5	Breusch-Pagan-test .....	74
7	Konklusjon.....	75
7.1	Forslag til videre forskning.....	78
	Referanser.....	79
	Appendiks.....	82



## Figurer

Figur 2-1: Kapitalmarkedslinjen .....	16
Figur 2-2: Verdipapirmarkedslinjen .....	16
Figur 4-1: Forkastningsområde ved normalfordeling og ensidig test .....	34
Figur 4-2: Forkastningsområde ved normalfordeling og tosidig test .....	35
Figur 5-1: Verdiutvikling siden januar 2009 for fondene ift. indeks og indeksfond .....	58

## Tabeller

Tabell 3-1: Fondsinformasjon .....	23
Tabell 3-2: Deskriptiv statistikk over fondenes avkastning .....	25
Tabell 5-1: Resultater CAPM .....	43
Tabell 5-2: Resultater trefaktormodellen .....	45
Tabell 5-3: Resultater femfaktormodellen .....	47
Tabell 5-4: Resultater ved analyse av forvaltningskapital .....	62
Tabell 5-5: Resultater ved to kostnadsgrupper .....	52
Tabell 5-6: Resultater ved fire kostnadsgrupper .....	53
Tabell 5-7: Resultater ved analyse av kostnader med dummy og interaksjonsledd .....	55
Tabell 6-1: Analyse av forskjeller mellom tidsperiodene .....	68
Tabell 6-2: Sammenligning av eksponering i to perioder .....	65
Tabell 6-3: Sammenligning av eksponering i tre perioder .....	66
Tabell 6-4: Sammenligning av eksponering i fire perioder .....	67
Tabell 6-5: Resultater av Breusch-Godfrey-test for seriekorrelasjon .....	70
Tabell 6-6: Sammenligning av regresjon med OLS og FGLS .....	71
Tabell 6-7: Variance inflation factor .....	72
Tabell 6-8: Hausman-test for sammenligning av RE og FE .....	73
Tabell 6-9: Breusch-Pagan-test for uobserverte effekter .....	74

# 1 Innledning

Billig diversifisering og faglig kompetanse er to av grunnene til at aksjefond har blitt en attraktiv spareform for norske privatpersoner. En følge av denne økte populariteten er at media i større grad har rettet sitt søkelys mot bransjen. Spesielt i perioden etter finanskrisen har det vært uttrykt skepsis til finansbransjen generelt, og da har naturligvis også fondsforvaltere vært under lupen. Etterhvert som etterspørselen etter evaluering av fond har økt, har også akademia blitt mer involvert. Det har blitt vist at det sjelden er systematikk i hvilke fond som presterer best fra år til år (Høegh-Krohn, 2015), og det har blitt reist spørsmål om resultatene avgjøres av forvalters kompetanse eller om det bare dreier seg om flaks og uflaks (Hoemsnes et al., 2015).

Ifølge Aamodt-Hansen (2015) i Verdipapirfondenes forening hadde norske privatpersoner i juli i år rundt 102 milliarder kroner investert i aksjefond, og av dette var kun drøyt 6% investert i indeksfond. Et stort flertall har altså tiltro til forvalters kompetanse og investerer i aktivt forvaltede fond. Disse har ofte vesentlig høyere totalkostnader enn passive indeksfond. Flere forvaltere, deriblant Fondsfinans (2015) og Sjø<sup>1</sup> (2015), hevder at aktivt forvaltede fond vil slå referanseindeks (benchmark) på sikt. For å se om investorene får den merverdien de betaler for, er det derfor svært relevant å prestasjonsvurdere fondene.

Aktive fond forsøker å oppnå høyere avkastning ved å avvike fra referanseindeks. For å vurdere deres prestasjoner sees det ofte på om fondene har oppnådd meravkastning i forhold til benchmark. Passive indeksfond, på sin side, fokuserer på i størst mulig grad å replikere disse benchmarkene. Referanseindekser for norske aksjefond er typisk OSEBX, OSEFX eller lignende indekser. I forbindelse med aktiv og passiv forvaltningsstil har såkalte "skapindeksfond" vært gjenstand for debatt i media den siste tiden (Christensen, 2014). Dette er fond som er markedsført og priset som aktive, men der forvaltningen ligner på passive indeksfond. For eksempel har fondet DNB Norge fått pålegg av Finanstilsynet (2015) om retting av forvaltningsstil eller kostnader.

Det er tidligere vist at enkelte aktive aksjefond oppnår meravkastning etter justering for markedsrisiko (Fure, 2014 og Hetland, 2011). Imidlertid skyldes dette ofte at fondene har eksponert seg mot andre systematiske risikofaktorer (Cochrane, 1999). Systematiske

---

<sup>1</sup> Senior porteføljeforvalter, Odin Forvaltning

risikofaktorer skal, ifølge veletablert finansteori, allerede være priset inn i markedet (Simons, 1998). Det er derfor forventet at eksponering mot disse skal gi høyere avkastning i kompensasjon for økt risiko. En benchmark bør dermed ta hensyn til alle relevante systematiske risikofaktorer. Prestasjonsvurdering med kun markedsavkastning som benchmark kan derfor gi et feilaktig bilde av fondenes evne til å skape risikojustert meravkastning.

Risikojustert meravkastning kan måles på mange ulike måter. I denne oppgaven vil vi fokusere på avkastning i forhold til faktorbaserte benchmarker. En populær faktorbenchmark er CAPM, som justerer forventet avkastning for eksponering mot markedsrisiko. Dersom man velger en portefølje som i høy grad er sensitiv for svingninger i markedet forventes også økt avkastning. Mange mener likevel at CAPM er utilstrekkelig som benchmark, ettersom det empirisk har blitt påvist flere anomalier som viser at markedsrisiko ikke kan forklare all avkastning alene. Det vil si at det å investere i aksjer med visse karakteristikk har gitt meravkastning i forhold til det CAPM estimerer. Noen av disse anomaliene har senere blitt forklart ved systematiske risikofaktorer som kan bidra til å forklare avkastning. På bakgrunn av disse funnene har det blitt utviklet flerfaktormodeller som søker å forklare forholdet mellom avkastning og risiko mer nøyaktig.

Den mest kjente flerfaktormodellen er Fama og French (1993) sin trefaktormodell. Modellen består av faktorene størrelse og bok/pris, i tillegg til markedsbetaen fra CAPM. De mener at investorer ser større risiko i små selskaper, samt selskaper med høy bok/pris-verdi. Slike aksjer bør derfor gi høyere avkastning. Modellen har senere blitt utvidet med en momentumfaktor av Carhart (1997), som først ble funnet av Jegadeesh og Titman (1993). De fant at aksjer som har gjort det bra det siste året har en tendens til å fortsette å gjøre det bra neste måned. Ibbotson et al. (2013) har videre utvidet modellen til en femfaktormodell som også inkluderer likviditet som en risikofaktor. Denne baserer seg på at posisjoner med lav likviditet er mindre gunstig og at investorer derfor vil kreve høyere avkastning for å holde slike aksjer.

Debatten om hvorvidt aktiv forvaltning lønner seg har altså pågått over lengre tid. På den ene siden mener de fleste akademikere at markedene er effisiente, og at eventuell meravkastning skyldes tilfeldigheter eller eksponering mot systematiske risikofaktorer. På den andre siden står en del aktører i næringslivet, som mener at man, ved å bruke ressurser og kunnskap om markedene, kan slå indeks systematisk. Med bakgrunn i dette vil vi se om aktivt forvaltede,

norske aksjefond kan oppnå meravkastning i forhold til ulike faktormodeller. I tillegg vil vi se på hvilke faktorer i aksjemarkedet som i størst grad kan forklare deres avkastning. Vi deler opp besvarelsen i følgende forskningsspørsmål.

### **Forskningsspørsmål 1**

- Kan empirisk motiverte faktorer i aksjemarkedet forklare avkastningen til norske aksjefond?

Vi vil her se på om fondene oppnår meravkastning utover CAPM, og om en eventuell meravkastning fortsatt eksisterer etter justering for de systematiske risikofaktorene i femfaktormodellen. Videre vil vi under femfaktormodellen undersøke hvilke av disse faktorene som i størst grad forklarer avkastningen til fondene.

### **Forskningsspørsmål 2**

- Er fond med forskjellige forvaltningskostnader og -kapital ulikt eksponert mot faktorene, og er det forskjeller i oppnådd meravkastning?

Høye kostnader er forbundet med aktiv forvaltning, og vi vil undersøke om kostnadene rettferdiggjøres ved høyere grad av aktiv forvaltning og meravkastning. Herunder vil vi også se nærmere på fondene som er høyest korrelert med indeks. Vi vil også vurdere om fondenes størrelse påvirker investeringsstil og eventuell meravkastning, ettersom størrelsen kan tenkes å by på både muligheter og begrensninger i forvaltningen.

## 2 Teori

### 2.1 Fond

Et fond defineres i Verdipapirfondloven §1-2.1 (Finansdepartementet, 2011) 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.”

Sparing i fond er en gunstig mulighet for mindre investorer til å oppnå ønsket diversifisering uten å måtte betale store summer i transaksjonskostnader. De kan dra nytte av stordriftsfordelene som følger med stor forvaltningskapital, uten at de trenger å ha en stor formue alene. Gjennom sparing i fond kan man også eksponere seg mot utvalgte risikofaktorer eller markeder ved å investere i spesielle typer fond. Forskjellige typer fond kan for eksempel skilles på hvilke geografiske områder, aktivaklasser, sektorer og selskapstyper de er investert i.

Aksjer er en mer risikabel spareform enn plassering i for eksempel obligasjoner eller pengemarkedet. Det betyr at aksjefond har høyere standardavvik, men også høyere forventet avkastning, enn andre fond. Over tid har aksjefond oftest vist seg å gi bedre avkastning enn andre fond, men den kortsiktige risikoen kan altså være vesentlig større. Derfor egner aksjefond seg best som spareform for langsiktige investorer som ikke regner med akutte likviditetsbehov (Verdipapirfondenes forening, 2015).

#### 2.1.1 Aktiv forvaltning

Aksjefond kan forvaltes både passivt og aktivt. Vår analyse omhandler kun aktivt forvaltede fond. Dette vil si at fondene søker å oppnå aktiv avkastning gjennom å påta seg usystematisk risiko, og følgelig avvike fra indeks. Forvalter må dermed identifisere feilprising i markedet og utnytte dette. Det følger at dersom det skal være mulig å oppnå aktiv meravkastning er man avhengig av å tilegne seg informasjon som andre ikke har. Dette er tidkrevende, og kostnadsnivået i disse fondene er derfor høyere enn for de passive fondene. Det er videre en forutsetning at markedet ikke er effisient på sterk form, da det i så tilfelle ikke ville vært mulig å skaffe et informasjonsfortrinn. Dette forklares nærmere under 2.2.

Summen av alle investorer utgjør det totale markedet. Passive investorer vil kun holde markedsporteføljen, og dermed blir aktiv forvaltning et nullsumspill. Når noen aktive

investorer oppnår meravkastning i forhold til markedet, må andre aktive investorer nødvendigvis tape tilsvarende (Fama og French, 2010). Justert for kostnader impliserer dette at mange aktive forvaltere vil tape penger, og kun et fåtall vil tjene tilbake sine kostnader.

## 2.2 Markedseffisienshypotesen

Fama (1965) definerer et effisient marked som et marked der et stort antall rasjonelle, profittmaksimerende investorer aktivt konkurrerer om å predikere fremtidig markedsverdi for individuelle verdipapirer, og der viktig nåværende informasjon er tilnærmet gratis tilgjengelig for alle deltagere.

Det opereres ofte med tre former for markedseffisiens; svak, semisterk og sterk form.

- Innenfor den svake formen regner man med at all informasjon om historisk utvikling, men ikke noe mer, er reflektert i aksjeprisen. Historiske priser vil dermed ikke ha noen prediksjonsverdi.
- Semisterk form innebærer at prisene reflekterer all offentlig tilgjengelig informasjon. Alt annet enn innsideinformasjon vil dermed være uten prediksjonsverdi.
- Sterk form innebærer at også innsideinformasjon reflekteres i prisen. Ettersom all informasjon er reflektert i prisen, vil prisen være lik aktivumets sanne verdi. Det vil altså ikke være mulig å slå markedet, og aktiv forvaltning vil være formålsløst.

Grossman og Stiglitz (1976) introduserer et paradoks når det gjelder effisiente markeder. Hvis man tar utgangspunkt i et effisient marked der alle aktiva er priset til sann verdi, vil ingen ha incentiver til å fremskaffe informasjon. Men dersom ingen vil fremskaffe denne informasjonen, vil man ikke vite hva sann verdi er. Deres konklusjon er at siden det er kostbart å tilegne seg informasjon, vil ikke alle gjøre dette. De som bruker ressurser på dette vil tjene inn igjen sine kostnader samtidig som de fører prisene mot "sann verdi".

## 2.3 CAPM

Kapitalverdimodellen (CAPM) var lenge ansett som den mest korrekte modellen for å forklare forholdet mellom avkastning og risiko. Modellen ble utviklet på 1960-tallet av Sharpe, Lintner og Mossin (Bodie et al., 2011). Deres arbeid bygget videre på Markowitz sine

moderne porteføljeteorier, som blant annet fokuserte på diversifisering. Modellen gir et enkelt rammeverk som kan benyttes til å predikere forventet avkastning av risikable aktiva.

For at CAPM skal holde er det lagt flere forutsetninger til grunn. De viktigste er at alle investorer har den samme informasjonen og ønsker å minimere risiko for en gitt avkastning. De øvrige forutsetningene finnes i appendiks 1. Forutsetningene impliserer at alle investorer vil ha en portefølje som replikerer den effisiente porteføljen, markedsporteføljen (Lintner, 1969). Markedsporteføljen inneholder alle tilgjengelige aktiva og hvert aktivum inngår i markedsporteføljen med sin relative “markedsandel”. Forholdet mellom avkastning og relevant risiko kan uttrykkes som:

$$E(r_i) = r_f + \beta_i[E(r_M) - r_f]$$

$E(r_i)$  = Forventet avkastning for aktivum i

$r_f$  = Risikofri rente

$\beta_i$  = Aktivum i sin sensitivitet til endring i markedsporteføljens verdi (systematisk risiko)

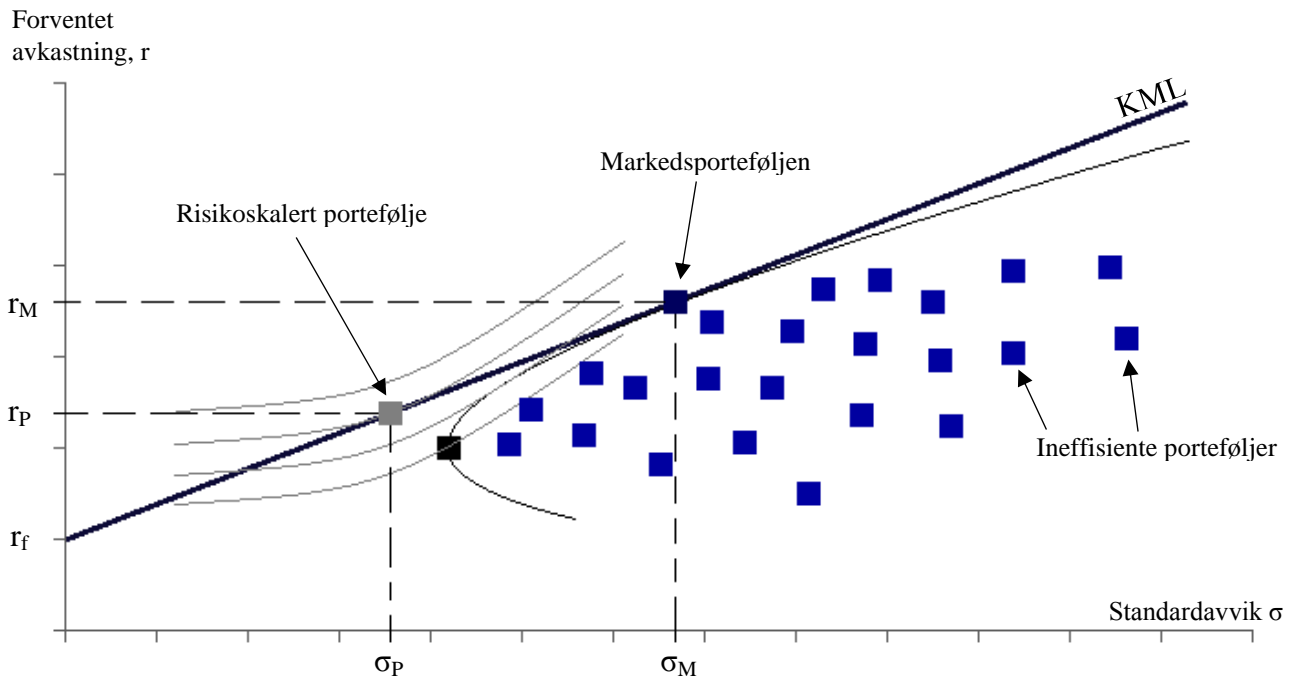
$E(r_M)$  = Forventet avkastning for markedsporteføljen

Som vist over er det kun systematisk risiko som er relevant og reflekteres i prisingen. Systematisk risiko er risiko som investor ikke kan diversifisere bort. Usystematisk risiko kalles også selskapsspesifikk eller idiosynkratisk risiko. Den er tilknyttet hvert enkelt selskap og kan diversifiseres bort ved å investere bredt i markedet. Rasjonelle investorer vil holde markedsporteføljen, da denne er perfekt diversifisert og gir best avkastning per enhet risiko (Sharpe-rate<sup>2</sup>). Deretter vil de øke eller redusere risiko, avhengig av individuell risikoaversjon, ved å låne eller plassere penger til risikofri rente. Alle kombinasjoner av risikofritt aktivum og markedsporteføljen er effisiente, da kombinasjonene har samme Sharpe-rate som markedsporteføljen, og danner kapitalmarkedslinjen (KML).

---

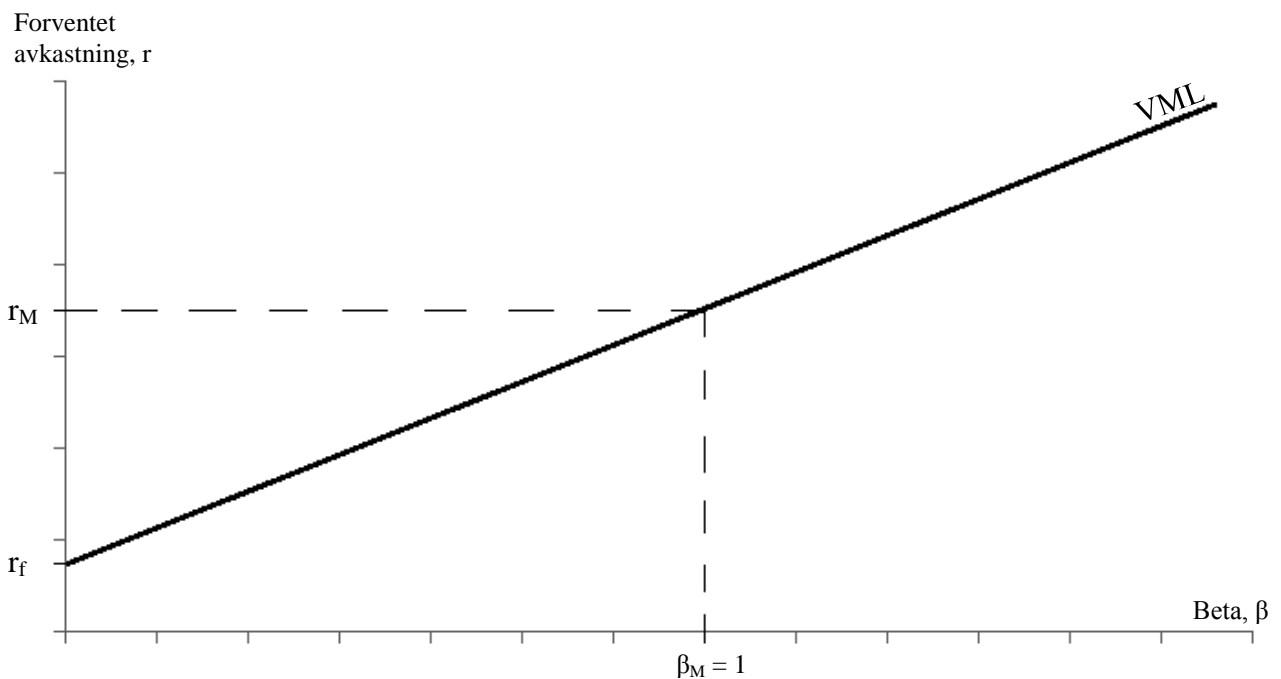
<sup>2</sup>  $SR = \frac{r_i - r_f}{\sigma_i}$

Figur 2-1: Kapitalmarkedslinjen



Av figur 2-1 ser vi at risikomålet som brukes er standardavvik, altså total risiko. Dette er fordi modellen antar at man ikke allerede holder en diversifisert portefølje. Dersom man allerede holder en veldiversifisert portefølje, viser verdipapirmarkedslinjen (VML) følgende lineære forhold mellom aktivas bidrag til systematisk risiko og forventet avkastning.

Figur 2-2: Verdipapirmarkedslinjen





Ettersom man ikke belønnes for å holde usystematisk risiko,  $\sigma_e^2$ , beregnes priset risiko,  $\beta$ , som følger:

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_M^2 + \sigma_e^2$$

$$\beta_i^2 = \frac{\sigma_i^2}{\sigma_M^2}$$

$$\beta_i = \frac{\sigma_i}{\sigma_M} = \frac{\sigma_i \sigma_M}{\sigma_M^2} = \frac{\text{cov}(r_i, r_m)}{\text{var}(r_m)}$$

Tolkningen av dette er at forventet avkastning øker jo mer sensitiv aktivumet eller porteføljen er for svingninger i markedsavkastningen.

Markedsporteføljen vil ha  $\beta = 1$ . Dersom  $\beta > 1$  vil forventet avkastning øke som et resultat av at man skal få betalt for å ha tatt på seg mer systematisk risiko. Siden hvert aktivum kun prises på bakgrunn av sin systematiske risiko, vil alle aksjer og porteføljer som er korrekt priset ligge på verdipapirmarkedslinjen. Dersom et aktivum ligger over linjen vil alle kjøpe dette på grunn av det relativt attraktive avkastning til risiko-forholdet. Dermed vil prisen øke slik at forventet avkastning synker helt til aktivumet er korrekt priset og plasserer seg på verdipapirmarkedslinjen.

CAPM har imidlertid blitt kritisert på flere områder. For det første er mange av antagelsene som modellen bygger på i realiteten svært urealistiske, noe som svekker modellens relevans i den virkelige verden. Modellen forutsetter blant annet at det eksisterer et risikofritt aktivum, og selv om for eksempel statskasseveksler regnes som tilnærmet risikofrie vil det alltid eksistere en viss risiko for mislighold. Videre forutsettes det at man kan låne og plassere til samme rente. Dette er ikke tilfellet, da det i praksis alltid vil være en spread mellom inn- og utlånsrente. Det er også et problem å definere markedsporteføljen. Vanligvis benyttes en bred indeks, slik som OSEBX for det norske markedet, men man vil aldri klare å replikere det totale markedet med alle aktiva som eksisterer i verden.

For det andre har man etter etableringen av CAPM observert flere anomalier i forhold til modellen. For eksempel har små firmaer og firmaer med høy bok/pris systematisk høyere gjennomsnittlig avkastning enn CAPM skulle tilsi. Empiriske tester, blant annet av Friend og Blume (1970) og Fama og French (1992), har vist at CAPM ikke i tilstrekkelig grad kan forklare forholdet mellom systematisk risiko og gjennomsnittlig avkastning. Til tross for manglende empirisk støtte forblir CAPM en populær modell på grunn av sin enkle

og intuitive forklaring av forholdet mellom avkastning og relevant risiko. Men basert på de observerte anomalier, og forskning på disse, har det etterhvert blitt utviklet flerfaktormodeller som forsøker å forklare aktivitas avkastning bedre.

## 2.4 Fama og French sin trefaktormodell

Merton (1973) mener at en velspesifisert prisingsmodell gir konstantledd som ikke er signifikant ulikt null. Dette betyr at all avkastningen er forklart av eksponering mot ulike faktorer i markedet. Fama og French (1993) finner at markedet fanger opp en del av variasjonen i avkastning ved bruk av CAPM. Likevel ser de også at  $R^2$  er ganske lav, og at modellen ofte gir konstantledd ulikt null. Det er altså mye uforklart variasjon igjen, som må forklares ved hjelp av andre faktorer. De finner at størrelse og bok/pris er de faktorene som, sammen med markedet, forklarer avkastningen best. Det er også funnet positive forhold mellom avkastning og andre faktorer, slik som gjeldsgrad og inntjening/pris (E/P). Fama og French (1992) argumenterer imidlertid for at disse blir overflødige i regresjonen, da effektene av disse fanges opp i enten størrelse eller bok/pris-faktorene. Størrelse og bok/pris blir proxyer for eksponering mot systematiske risikofaktorer som investorer krever kompensasjon for. Disse fanges ikke opp av markedsfaktoren i CAPM, og vil derfor resultere i de risikopremiene empirien viser.

Størrelsespremien går ut på at små selskaper systematisk oppnår høyere avkastning enn store. Dette har sammenheng med at små selskaper generelt anses som mer risikable, noe investorene priser inn. Denne faktoren beregnes på grunnlag av porteføljer der man er long små selskaper og short store, derav “small minus big” eller SMB. Faktoren ble først funnet av Banz (1981) for perioden 1936-1975 i det amerikanske markedet. Den har imidlertid vist seg å være noe sensitiv til valg av tidsperiode, da den var positiv i Banz sin periode, men negativ fra 1980-2000, og positiv igjen fra 2000-2006 (Næs et al., 2008).

Når det gjelder bok/pris-faktoren, eller verdipremien, tar den utgangspunkt i at selskaper med høy bok/pris oppnår systematisk høyere avkastning enn selskaper med lav bok/pris (Fama og French, 1992). Dette er fordi selskaper med høy bok/pris ofte har svakere fundamentale verdier, som inntjening eller salg, og derfor er mer risikable. Faktoren er konstruert slik at man er long aksjer med høy bok/pris, såkalte verdiaksjer, og short vekstaksjer med lav bok/pris. Denne faktoren kalles HML, eller “high minus low”. Faktoren ble først funnet og

testet i det amerikanske markedet av Rosenberg, Reid og Lanstein i 1985 (Fama og French, 1992).

Fama og French (1993) finner at å legge til SMB og HML som forklaringsfaktorer, i tillegg til markedet, gir stor økning i forklaringskraft for nesten alle sine porteføljer. Ved å legge til SMB og HML nærmer også alle markedsbeta-verdier seg 1.

For å konstruere faktorene formet Fama og French (1993) hvert år, ex ante, tre forskjellige porteføljer basert på bok/pris, og to porteføljer basert på størrelse. For størrelse deler de firmaene i to ut i fra median markedsverdi, S og B. For bok/pris deler de i tre andeler, H, M og L (30-40-30), etter bok/pris-verdi. Deretter lager de seks porteføljer; S/L, S/M, S/H, B/L, B/M og B/H. I hver av disse porteføljene er det da kun selskaper som faller inn under begge de respektive gruppene. Videre formet de følgende long-short-porteføljer.

$$\text{SMB} = (\text{S/L} + \text{S/M} + \text{S/H})/3 - (\text{B/L} + \text{B/M} + \text{B/H})/3$$

$$\text{HML} = (\text{S/H} + \text{B/H})/2 - (\text{S/L} + \text{B/L})/2$$

Det er rettet en del kritikk mot Fama og French sin modell. MacKinlay (1995) mener at bok/pris-faktoren skyldes seleksjonsskjevheter, altså at den er tilfeldig for det utvalget Fama og French analyserte. Det har også blitt påpekt at dersom man studerer historisk avkastning lenge nok vil man alltid klare å finne et mønster til slutt, såkalt data-mining (Brealey, 2014). Senere har imidlertid Davis et al. (2000) tilbakevist dette, da resultatene har blitt replikert ved å utvide utvalget til flere markeder og over et større tidsrom.

Videre mener flere at verdipremien ikke er en systematisk risikofaktor, men kan forklares ved at investorer er irrasjonelle og overreagerer på firmaprestasjoner. Firmaer med høy bok/pris er vanligvis selskaper med svake fundamentale verdier. Lav bok/pris betyr sterke fundamentalverdier. Noen mener da at investorer overreagerer, og verdsetter de selskaper med dårlige fundamentalverdier irrasjonelt lavt og omvendt. Når dette korrigeres vil de svake selskapene oppnå høy avkastning og de sterke selskapene ha lav avkastning. Tilhengere av dette synet er blant annet; Bondt og Thaler (1987) og Lakonishok, Shleifer, og Vishny (1994).

## 2.5 Momentum

Jegadeesh og Titman (1993) finner at porteføljer med aksjer som har gjort det bra de siste 3 til 12 månedene vil prestere bedre, i kommende måned, enn aksjer som har gjort det dårlig i samme tidsrom. For et lengre bakoverskuende tidsperspektiv har Bondt og Thaler (1985) funnet motsatt effekt, og Jegadeesh (1990) og Lehmann (1990) har gjort det samme for kortere tidsperspektiv, altså at tidligere vinnere gjør det dårligere enn tidligere tapere.

Carhart (1997) finner at momentumeffekten til Jegadeesh og Titman (1993) holder, men ikke fordi forvaltere etterstreber denne strategien, heller fordi de tilfeldigvis holder en større andel av fjorårets vinnere eller tapere. Dette er fordi de som aktivt følger momentumstrategien vil tape etter kostnader. Det var gjennom Carharts firefaktormodell at momentum først ble en del av flerfaktormodellen vi benytter i denne oppgaven. Han fant at den bidro til å forklare mye av variasjonen i avkastning som ikke ble fanget opp av trefaktormodellen til Fama og French.

Videre skiller momentumfaktoren seg fra de andre faktorene ved at den ikke er en risikopremie i likhet med de andre faktorene, men heller skyldes systematisk irrasjonell adferd i markedet (Døskeland, 2014).

Momentumfaktoren, PR1YR, er konstruert etter metoden til Carhart (1997). Selskapene sorteres i tre porteføljer hver måned, basert på prestasjoner de siste 12 månedene. Deretter går man long i den beste tredelen, og short i den svakeste tredelen. Long-short-porteføljen holdes så til neste måned, da selskapene sorteres på nytt. Faktoravkastningen er forskjellen mellom den beste og den dårligste tredelen (Næs et al., 2008).

## 2.6 Likviditet

Ibbotson et al. (2013) fant at likviditet er en faktor som forklarer mye av avkastningen som ikke forklares av de fire andre faktorene. Dette er en risikofaktor, da man ved å holde illikvide aksjer er i større fare for å bli låst i posisjoner, og dermed blir mindre fleksibel. De konstruerer longporteføljer av små-, verdi- og momentumaksjer med lav likviditet, og finner at disse porteføljene oppnår signifikant alfa etter justering både i CAPM, Fama og French sin trefaktormodell og Carharts 4-faktormodell. De viser altså at likviditet er en robust faktor i form av at den holder innad i de andre faktorene. Det er for eksempel intuitivt å tenke at å investere i illikvide aksjer er det samme som å investere i småaksjer, altså at likviditet fanges

opp av størrelsesfaktoren. Dette tilbakeviser de ved å vise at likviditetsfaktoren holder selv etter justering for størrelse.

Ibbotson et al. (2013) bruker asset turnover som sitt mål på likviditet. Det finnes imidlertid mange måter å måle likviditet på, da likviditet har en kostnadsdimensjon, en tidsdimensjon og en kvantitetsdimensjon (Næs et al., 2008). I vår oppgave er likviditetsfaktoren utarbeidet etter kostnadsdimensjonen, slik som i Næs et al. (2008). Den er dermed konstruert ved å dele selskapene i tre porteføljer etter hvilke som har høy, middels og lav bid-ask spread. Man går deretter long i porteføljen med høy spread og short i porteføljen med lav spread. Disse porteføljene holdes i en måned, før man former nye porteføljer etter samme prinsipp. Faktoravkastningen er da differansen mellom porteføljene med høy og lav spread.

## 2.7 utfordringer ved å benytte modellen på norske data

Næs et al. (2008) sin forskning indikerer at bok/pris- og momentumfaktoren ikke har relevans i det norske markedet. De kommer frem til at en faktormodell med markedsavkastning, størrelse og likviditet forklarer avkastning på Oslo Børs best. Med bakgrunn i dette vil vi undersøke om våre resultater i så måte avviker fra deres funn.

En annen utfordring er at det norske markedet er relativt lite. Dette betyr at tilstrekkelig store fond kan påvirke prisene gjennom store handler, hvilket kan begrense disse fondenes handlefrihet.

Norge er også i en spesiell situasjon, ettersom mange av de største selskapene har konsentrert eierskap. Ofte eier staten eller andre store investorer vesentlige andeler av disse selskapene, og mange av aksjene er dermed ikke tilgjengelige i markedet (Johnsen, 2011). Et lavere antall aksjer i omløp betyr lavere likviditet. Likviditetsfaktoren kan derfor gi ulike ladninger i forhold til andre markeder, der de største selskapene som regel er de mest likvide. Næs et al. (2008) er også inne på temaet, da de mener at størrelse og likviditet bør være to sider av samme sak. Dette på bakgrunn av at faktoravkastningen til likviditetsporteføljen er positivt korrelert med størrelsesporteføljen. De undersøker dette ved å sjekke om likviditetsporteføljer kan prises ved hjelp av SMB-faktoren. Likviditetsporteføljene er i dette tilfellet inndelt i ti desiler basert på long-short-porteføljer rangert etter gjennomsnittlig spread forrige måned. De finner imidlertid ikke at SMB bidrar til å prise de likviditetssorterte porteføljene, hvilket er i tråd med Johnsen (2011).

### 3 Data

For at fondene skal kunne inngå i vår analyse, må de være definert som norske aksjefond av Verdipapirfondenes Forening (2015). Det kreves derfor at fondene skal ha minst 80 % av verdien investert i aksjer, og minst 80 % skal være investert i Norge. Videre har vi valgt fond som har eksistert tilstrekkelig lenge til at avkastningsseriene gir et representativt bilde av fondenes eksponering. Det nyeste fondet vi har inkludert i vår analyse har data tilbake til juni 2006 og det eldste har data tilbake til oktober 1983. Vi inkluderer dermed fond som har avkastningshistorikk lengre enn ni år. Grunnen til denne avgrensningen er at det gikk et markant skille i dette tidsrommet, der det måtte gjøres et stort hopp i tid for å kunne inkludere flere fond. Det er ingen fast regel for hvor lang tidshorisont man bør benytte, men cirka ni år gir oss 103 observasjoner, hvilket vi anser for å være tilstrekkelig. Vi har i flere av analysene våre sett på fondene hver for seg. Da har vi benyttet data fra så langt tilbake i tid som mulig, og lengde på tidsseriene varierer dermed mye. Vi vil undersøke implikasjonene av dette under robusthetstestene i del 6.1.

Vi har sett på en rekke kommersielle fond forvaltet av både investeringsbanker og partnereide selskap, i tillegg til Statens Pensjonsfond Norge (Folketrygdfondet). For Folketrygdfondet har vi skilt ut den norske aksjeporteføljen fra deres totale portefølje. Vi har også unngått å ta med indeksfond, da disse naturlig nok vil være svært likt eksponert som indeks og dermed lite interessante for vår analyse.

## 3.1 Fondsinformasjon

Tabell 3-1: Fondsinformasjon

Fond	Kjøps-avgift	Salgs-avgift	Forvaltnings-kostnad	Forvaltnings-kapital	Aksje-type	Aksje-størrelse
Alfred Berg Aktiv	0,00 %	0,00 %	1,50 %	459 450	Blanding	Mellom
Alfred Berg Gambak	0,00 %	0,00 %	1,80 %	1 405 660	Vekst	Mellom
Alfred Berg Humanfond	0,00 %	0,00 %	1,80 %	93 650	Blanding	Mellom
Carnegie Aksje Norge	3,00 %	1,00 %	1,20 %	332 810	Blanding	Mellom
Danske Invest Norge II	1,50 %	0,30 %	1,25 %	1 108 410	Blanding	Mellom
Danske Invest Norge Vekst	2,00 %	0,30 %	1,75 %	345 290	Blanding	Små
Delphi Norge	0,20 %	0,20 %	2,00 %	768 030	Vekst	Mellom
DNB Norge III	0,00 %	0,00 %	1,00 %	122 940	Blanding	Mellom
DNB Norge Selektiv III	0,00 %	0,00 %	0,80 %	3 430 990	Blanding	Mellom
DNB SMB	0,00 %	0,00 %	2,00 %	543 790	Blanding	Små
Eika Norge	2,00 %	0,50 %	2,00 %	1 320 880	Blanding	Mellom
Fondsfinans Norge	3,00 %	0,30 %	1,00 %	1 464 160	Verdi	Mellom
Handelsbanken Norge	0,00 %	0,50 %	2,00 %	2 709 660	Vekst	Mellom
Holberg Norge	0,00 %	0,00 %	1,50 %	531 610	Blanding	Små
KLP AksjeNorge	0,20 %	0,20 %	0,75 %	4 672 540	Blanding	Mellom
Landkreditt Norge	1,00 %	0,50 %	1,75 %	48 000	Blanding	Mellom
Nordea Avkastning	0,50 %	0,05 %	1,50 %	2 735 470	Blanding	Mellom
Nordea Norge Verdi	0,50 %	0,05 %	1,50 %	3 376 320	Verdi	Mellom
Odin Norge	0,00 %	0,00 %	2,00 %	5 027 330	Verdi	Mellom
Pareto Aksje Norge I	1,00 %	0,50 %	0,50 %	3 893 560	Verdi	Små
Pareto Investment Fund A	2,00 %	0,30 %	1,80 %	598 930	Vekst	Små
PLUSS Aksje	0,50 %	0,50 %	1,20 %	111 810	Blanding	Mellom
PLUSS Markedsverdi	0,50 %	0,50 %	0,90 %	126 290	Blanding	Mellom
Storebrand Aksje Innland	0,30 %	0,30 %	0,60 %	1 263 840	Blanding	Stor
Storebrand Norge	0,20 %	0,20 %	1,50 %	333 050	Blanding	Mellom
Storebrand Optima Norge	0,30 %	0,20 %	1,00 %	527 060	Blanding	Mellom
Storebrand Vekst	0,20 %	0,20 %	2,00 %	596 720	Vekst	Små

Kilde: Morningstar.no (05.10.15)

I tabell 3-1 er det en oversikt over våre utvalgte fond, og noen opplysninger om disse. Vi ser her at det er relativt store forskjeller mellom fondene når det gjelder forvaltningskapital, minimumsinnskudd og kostnader.

For de kommersielle fondene varierer forvaltningskapitalen fra 48 millioner kroner for Landkreditt Norge til 5 milliarder for Odin Norge. I tillegg kommer Folketrygdfondet, som per 01.10.2015 hadde 97 milliarder kroner i forvaltningskapital.

Minimumsinnskuddene varierer mye fra fond til fond. Flere fond har så lite som 100 kr, mens Pareto Aksje Norge har 100 millioner kroner. Fondene med de høyeste minimumsinnskuddene er for større retail-investorer.

Det er flere typer kostnader for fondene, der kjøpsavgift varierer mellom 0% og 3%, innløsningsavgift varierer mellom 0% og 1% og forvaltningskostnadene varierer mellom 0,5% og 2%. Variasjonen i avgifter kan være relatert til størrelsen på minimumsinnskuddene, men skal i hovedsak avhenge av forvalters ressursbruk tilknyttet aktiv forvaltning. Vi vil i størst grad fokusere på fondenes forvaltningskostnader, da disse løper over hvert år og således vil ha størst betydning for den langsiktige spareformen aksjefond er.

Vi merker oss i tillegg at de fleste fondene har en blanding av vekst- og verdiaksjer og store og små aksjer. Vi har noen stilfond som satser på små-, verdi- eller vekstaksjer, og ett som satser på store aksjer. Disse opplysningene er hentet fra Morningstar, og det er interessant å undersøke om det faktisk gjenspeiles i våre resultater.

## 3.2 Avkastningsdata

Avkastningsseriene til fondene på OSEFX har vi hentet fra Morningstar Direct, mens vi fikk data for Folketrygdfondet av Jørn Nilsen<sup>3</sup>. Vi har brukt total avkastning fordi vi mener det gir det beste bildet av hvilke faktorer fondet er eksponert mot. Dette tallet reflekterer endringer i porteføljens verdi, medberegnet reinvestert dividende og transaksjonskostnader. Dersom man inkluderer støy som forvaltningskostnader og lignende kan det gi et skjevt bilde av det vi faktisk ønsker å finne ut av. Avkastningsberegning på grunnlag av endring i netto andelsverdi (NAV) for fondene ga heller ikke det rene målet vi var ute etter, da denne verdien kan påvirkes ved stort innløsningspress i fondene. Vi vil altså ha et renest mulig mål på hvordan fond velger å forvalte sin kapital, og mener at total avkastning gir oss dette.

---

<sup>3</sup> Direktør operasjoner og risikostyring i Folketrygdfondet



Vi har valgt å benytte månedlige avkastningstall. Dette er fordi det korresponderer best med faktorporteføljene som rebalanseres månedlig. Samtidig ville vi hatt for få observasjoner eller høy varians dersom vi hadde benyttet henholdsvis årlige eller daglige observasjoner.

### 3.2.1 Deskriptiv statistikk

Tabell 3-2: Deskriptiv statistikk over fondenes avkastning

Fond	Obs	Aritmetisk snitt	Geometrisk snitt	Varians	Std. avvik	Maks	Min
Alfred Berg Aktiv	228	1,15 %	0,89 %	0,0050	7,08 %	21,08 %	-27,05 %
Alfred Berg Gambak	289	1,31 %	1,05 %	0,0049	7,03 %	28,50 %	-27,38 %
Alfred Berg Humanfond	180	0,84 %	0,62 %	0,0042	6,50 %	16,12 %	-25,88 %
Carnegie Aksje Norge	233	1,22 %	1,01 %	0,0041	6,43 %	19,80 %	-27,52 %
Danske Invest Norge II	251	1,00 %	0,79 %	0,0040	6,29 %	14,91 %	-29,49 %
Danske Invest Norge Vekst	251	1,15 %	0,92 %	0,0048	6,90 %	41,77 %	-25,68 %
Delphi Norge	246	1,34 %	1,07 %	0,0053	7,31 %	23,01 %	-24,93 %
DNB Norge III	226	0,98 %	0,78 %	0,0040	6,29 %	15,87 %	-24,17 %
DNB Norge Selektiv III	246	0,97 %	0,78 %	0,0038	6,18 %	16,99 %	-24,07 %
DNB SMB	165	1,14 %	0,85 %	0,0057	7,56 %	17,48 %	-26,49 %
Eika Norge	135	1,53 %	1,33 %	0,0039	6,28 %	18,40 %	-24,93 %
Folketrygdfondet	204	0,86 %	0,66 %	0,0037	6,10 %	14,28 %	-23,95 %
Fondsfinans Norge	144	1,57 %	1,36 %	0,0041	6,40 %	16,32 %	-25,73 %
Handelsbanken Norge	237	1,08 %	0,86 %	0,0042	6,50 %	17,75 %	-28,82 %
Holberg Norge	168	0,92 %	0,71 %	0,0040	6,34 %	15,93 %	-23,90 %
KLP AksjeNorge	189	1,02 %	0,80 %	0,0042	6,45 %	17,59 %	-29,77 %
Landkreditt Norge	103	0,65 %	0,45 %	0,0038	6,17 %	17,13 %	-20,70 %
Nordea Avkastning	375	1,04 %	0,82 %	0,0042	6,52 %	20,00 %	-26,18 %
Nordea Norge Verdi	226	1,06 %	0,88 %	0,0036	5,96 %	15,17 %	-24,46 %
Odin Norge	270	1,38 %	1,17 %	0,0043	6,53 %	22,78 %	-24,09 %
Pareto Aksje Norge I	159	1,30 %	1,12 %	0,0034	5,86 %	16,11 %	-26,09 %
Pareto Investment Fund A	301	0,95 %	0,70 %	0,0049	6,97 %	18,74 %	-28,85 %
PLUSS Aksje	216	1,01 %	0,79 %	0,0042	6,51 %	17,56 %	-25,51 %
PLUSS Markedsverdi	230	1,05 %	0,85 %	0,0038	6,16 %	15,95 %	-25,03 %
Storebrand Aksje Innland	221	0,99 %	0,78 %	0,0040	6,36 %	15,39 %	-26,50 %
Storebrand Norge	375	1,16 %	0,94 %	0,0043	6,58 %	18,69 %	-28,83 %
Storebrand Optima Norge	168	1,04 %	0,81 %	0,0045	6,69 %	14,59 %	-29,29 %
Storebrand Vekst	266	1,35 %	1,07 %	0,0056	7,46 %	36,71 %	-30,06 %
Gjennomsnitt	225	1,11 %	0,89 %	0,0043	6,55 %	19,45 %	-26,26 %

Tabell 3-2 viser deskriptiv statistikk. Alle beregningene i tabellen er gjort på månedlige data. Videre er alle avkastningstall i tabellen beregnet som enkel avkastning. Fremgangsmåten for beregning av deskriptiv statistikk kan finnes i appendiks 2.

Som nevnt er det relativt store variasjoner i antall observasjoner, og vi ser her at det varierer mellom 103 og 375 måneder med data. Gjennomsnittlig antall observasjoner er 225, hvilket tilsvarer nesten 19 år med data.

Hva gjelder aritmetisk gjennomsnitt av avkastning, utmerker Fondsfinans Norge og Eika Norge seg positivt med henholdsvis 1,57% og 1,53%. I motsatt ende av skalaen har vi Alfred Berg Humanfond (0,84%) og Landkreditt Norge (0,65%). Avkastning etter geometrisk gjennomsnitt gir, med noen få unntak, den samme rangeringen.

Pareto Aksje Norge I har det laveste standardavviket med 5,86%, fulgt av Nordea Norge Verdi på 5,96%. Størst standardavvik er det DNB SMB og Storebrand Vekst som har, med henholdsvis 7,56% og 7,46%.

Danske Invest Norge Vekst har høyest maksavkastning med sine 41,77%, mens Folketrygdfondet har lavest maksavkastning med 14,28%. Høyest minimumsavkastning har Landkreditt Norge med -20,70%, mens Storebrand Vekst er i andre enden av skalaen med -30,06%.

### 3.3 Risikofri rente

I alle kommende analyser er risikofri rente trukket fra i avkastningsseriene, slik at vi har gjort våre beregninger på meravkastning utover denne. Merk likevel at dette ikke er tilfellet i tabell 3-2.

Månedlig risikofri rente har vi hentet fra Ødegaard (2015) sine nettsider. Han har brukt månedlig NIBOR fra og med 1986. Fra 1982 til 1986 brukte han overnight NIBOR som en tilnærming. De aller fleste av fondene i vår analyse er opprettet etter 1986, så eventuelle unøyaktigheter ved tilnærmingen vil ikke påvirke våre funn.

---

## 3.4 Faktordata

Månedlig avkastning for faktorporteføljene størrelse (SMB), bok/pris (HML), momentum (PR1YR) og likviditet (LIQ) har vi også hentet fra Ødegaard (2015). Disse er beregnet slik som beskrevet i teoridelen under 2.4, 0 og 2.6.

## 3.5 Markedsdata

Som markedsportefølje har vi brukt indeksen bxLT, som linker sammen den gamle indeksen TOTX med den “nye” hovedindeksen OSEBX. OSEBX er Oslo Børs sin hovedaksjeindeks, og skal tilsvare et representativt utvalg av aksjene (Oslo Børs, 2015). Per 7. desember 2015 består den av 58 selskaper. Etersom vi har tidsserier som strekker langt tilbake er det mest hensiktsmessig å bruke en indeks som er sammenlignbar på tvers av tidsperioder.

## 3.6 Survivorship bias

Vi har i våre analyser ikke tatt hensyn til survivorship bias. Vi har bare inkludert fond som fortsatt er aktive, da vi ikke har tilgang på avkastningsdata for fond som er lagt ned i perioden. Dette kan gi skjevheter i resultatene våre, siden fond som ikke har prestert tilstrekkelig godt kan være lagt ned. Eksponering mot enkeltfaktorer kan tidvis ha vært uheldig, og ført til nedleggelse av fond med denne eksponeringen. Konsekvensen av dette kan dermed være at vi får et skjevt bilde av hvilke faktorer norske fond normalt sett eksponerer seg mot. Vi har, som sagt, ikke tilgang til data for de nedlagte fondene, og vi er klar over at dette kan være en svakhet ved vår analyse.

## 4 Metode

Det grunnleggende i denne delen er basert på forelesningsnotatene til Hopland (2015) fra kurset BUS444 - Økonometri for regnskap og økonomisk styring ved NHH for vårsemesteret 2015. Øvrige kilder vedrørende metode vil spesifiseres.

### 4.1 Regresjonsanalyse

Vi benytter lineær regresjon som statistisk verktøy for våre analyser. Regresjonsanalyse benyttes for å teste sammenhengen mellom ulike variabler. Regresjonsligningens koeffisienter angir hvordan avhengig variabel endres når forklaringsvariabelen øker med én enhet. I multippel regresjon gjelder dette alt annet likt, altså ingen endring i de andre forklaringsvariablene.

En regresjonsligning med  $K$  forklaringsvariabler og  $T$  observasjoner/tidsperioder kan spesifiseres slik

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_K x_{Kt} + u_t,$$

for  $t = 1, 2, \dots, T$

Der

$y_t$  = Avhengig variabel

$x_{kt}$  = Forklaringsvariabel  $k$  på tidspunkt  $t$

$\beta_0$  = Konstantledd

$\beta_k$  = Koeffisienten til forklaringsvariabel  $k$

$u_t$  = Modellens restledd på tidspunkt  $t$ . Også kalt residualer og angir all variasjon som resten av modellen ikke kan forklare.

Mer nøyaktig har vi benyttet oss av minste kvadraters metode (Ordinary Least Squares, OLS). Denne metoden går ut på å finne den lineære kombinasjonen av alle observasjoner ( $T$ ) som minimerer summen av kvadratiske avvik fra regresjonslinjen. Med andre ord finner vi de

koeffisientene som minimerer summen av kvadrerte residualer (SSR). Utleddning av estimatorene for en OLS-modell er vist i appendiks 0, og forutsetningene for OLS er vist 4.1.2.

#### 4.1.1 Modellens forklaringskraft - $R^2$

Forklaringsgraden  $R^2$  er et mål på hvor mye av variasjonen i dataene som kan forklares ved hjelp av modellen.

Forklaringskraften er gitt ved følgende

$$R^2 = \frac{SSE}{SST} = \frac{SST - SSR}{SST} = 1 - \frac{SSR}{SST}$$

Her er SSE, sum of squares explained, størrelsen på variasjonen i avhengig variabel som kan forklares ved hjelp av modellen. SSR er, som tidligere nevnt, størrelsen på uforklart varians. SST, sum of squares total, er størrelsen på total varians. Dette gir at hvis  $R^2 = 0$  kan ikke modellen forklare noe av variasjonen i avhengig variabel, mens  $R^2 = 1$  betyr at modellen passer dataene perfekt.

#### 4.1.2 Forutsetninger for bruk av OLS

For at vi skal kunne benytte OLS må det være oppfylt visse forutsetninger vedrørende modellens restledd som gjør at OLS er effisient og at inferens er gyldig. Dersom OLS ikke er effisient, vil ikke OLS lenger være BLUE (Best Linear Unbiased Estimator). Da vil det finnes en annen modell som er bedre egnet enn OLS. Dersom inferens ikke er gyldig vil ikke testene vi gjennomfører være gyldige. Under følger forutsetningene og konsekvenser dersom disse er brutt.

##### 1. $E(u_t|x_t) = 0$

Betinget forventning til restleddet skal være lik null. Dette impliserer at  $E(u_t) = 0$  og at  $cov(u_t, x_t) = 0$ . Vi må ha at forventningen til restleddet er lik 0 for alle observasjoner. I tillegg må restleddet være uavhengig av alle forklaringsvariablene på alle tidspunkt. Da har vi strikt eksogenitet. Dersom restleddet på et tidspunkt kun er uavhengig av forklaringsvariablene på samme tidspunkt, men avhengig av forklaringsvariabler på andre tidspunkt, har vi kontemporær eksogenitet.

Dersom vi har strikt eksogenitet vil estimatene for koeffisientene bli både forventningsrette og konsistente. Dersom vi kun har kontemporær eksogenitet vil estimatene for koeffisientene være konsistente, men ikke nødvendigvis forventningsrette. Dersom forklaringsvariablene er endogene vil vi verken få forventningsrette eller konsistente estimater.

At koeffisienten er forventningsrett betyr at forventningsverdien til koeffisienten er lik dens sanne verdi:

$$E(\hat{\beta}_1) = \beta_1$$

At koeffisienten er konsistent betyr at sannsynligheten for at avviket mellom estimatoren og den sanne parameteren er større enn et lite tall,  $\epsilon$ , går mot null når antall observasjoner vokser. Med andre ord vil estimatoren konvergere mot den sanne parameteren. For en koeffisient,  $\beta$ , kan dette formelt formuleres slik:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} P(|\beta_1 - \hat{\beta}_1| > \epsilon) = 0$$

Eller:

$$plim(\hat{\beta}_1) = \beta_1$$

## 2. $cov(\mathbf{u}_t, \mathbf{u}_s) = \mathbf{0}, \forall t \neq s$

Fravær av seriekorrelasjon (også kalt autokorrelasjon). Det betyr at restleddet til en observasjon skal være uavhengig av restleddet til en annen observasjon. Dersom vi har seriekorrelasjon, er en tidsserievariabel korrelert med en tidligere verdi. Aksjekurser er ofte seriekorrelerte siden dagens pris vil avhenge av historiske priser. Ettersom avkastning er en stasjonær prosess analyserer vi denne i stedet for aksjekurser.

Brudd på denne forutsetningen medfører at standardformlene for varians ikke vil holde, og dermed er ikke inferens gyldig. I tillegg vil ikke OLS være effisient.

Seriekorrelasjon kan testes med en Breusch-Godfrey-test. Denne er beskrevet i 4.2.1.2.

### 3. $\text{var}(\mathbf{u}_t) = \sigma^2$

Homoskedastisitet. Restleddets varians skal være konstant. Dersom dette ikke er tilfellet vil standardformlene for varians ikke holde, og dermed vil ikke inferens være gyldig. I likhet med et tilfelle med seriekorrelasjon vil heller ikke OLS være effisient lenger. I praksis er det lett å korrigere for eventuell heteroskedastisitet ved å kjøre regresjoner med robuste standardavvik.

### 4. $\mathbf{u}_t \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2)$

Normalfordelte restledd. Fordelingen til restleddene skal være normalfordelt med forventning lik 0 varians lik  $\sigma^2$  (henholdsvis forutsetning 1 og 3). Signifikansen til koeffisientene baseres på at residualene er normalfordelt. Følgelig vil ikke inferens være gyldig ved brudd på forutsetningen. Imidlertid sier sentralgrenseteoremet at inferens kan være gyldig dersom vi har tilstrekkelig stort utvalg, selv når restleddene ikke er normalfordelte. Dersom vi har et tilstrekkelig stort utvalg av uavhengige stokastiske variabler med en gitt forventning,  $\mu$ , og varians,  $\sigma^2$ , kan det vises at testobservatoren er asymptotisk normalfordelt. Dette impliserer at vi kan anse testprosedyrene som gyldige.

### 5. Fravær av multikollinearitet

Multikollinearitet forekommer dersom noen forklaringsvariabler er høyt korrelerte. Konsekvensen av dette vil være at regresjonen ikke klarer å skille effekten fra de ulike variablene fra hverandre. Dette kan resultere i at variablenes koeffisienter ikke blir statistisk signifikante selv om de egentlig er det. Løsningen er å utelate noen variabler slik at modellen ikke inneholder forklaringsvariabler som er høyt korrelerte. For å teste dette kan vi enten benytte en korrelasjonsmatrise eller se på Variance Inflation Factor (VIF) for forklaringsvariablene.

#### 4.1.3 Korreksjon av seriekorrelasjon

Dersom man har seriekorrelasjon i tidsseriene finnes det hovedsaklig to metoder for å korrigere problemet (Murray, 2006). Disse er regresjon med Newey-Wests robuste standardavvik og Cochrane-Orcutt-estimering. Førstnevnte tar høyde for både seriekorrelasjon og heteroskedastisitet. Modellen er ikke effisient, men inferens er gyldig ettersom standardavvikene til Newey-West-estimatorene stort sett vil være mer presise enn

standardavvikene ved vanlig OLS (Studenmund, 2011). Prosedyren går ut på å forenkle formelen for standardavvikene ved kun å estimere de viktigste kovariansene mellom restleddene. Dette innebærer at man må spesifisere hvor mange ordens seriekorrelasjon modellen har, hvilket kan være vanskelig.

Det andre alternativet er Cochrane-Orcutt-estimering. Man gjennomfører da en transformasjon av modellen for at den fremdeles skal være effisient, for deretter å benytte vanlig OLS på den transformerte modellen. Dette kalles Generalised Least Squares (GLS), men transformasjonen innebærer at vi først må estimere størrelsen på seriekorrelasjonen, og det kalles da Feasible Generalised Least Squares (FGLS). Dette vises i appendiks 4. Dette gir asymptotisk effisiente estimatorene, men ved små utvalg kan estimatorene være forventningsskjeve og inkonsistente.

Ved testing av implikasjonene av seriekorrelasjon i 6.2 velger vi å gjennomføre Cochrane-Orcutt-estimering. Vi har minimum 180 observasjoner i de aktuelle seriene, og vi vurderer derfor utvalgene til å være store nok til at potensielt tap av forventningsrettet og konsistens veies opp ved høyere effisiens for estimatorene. Når vi gjennomfører regresjonen ser vi ganske små endringer i koeffisientene i forhold til vanlig OLS, og vi antar at koeffisientene derfor er tilnærmet forventningsrette og konsistente.

#### **4.1.4 Regresjon av paneldata**

Vi ønsker å finne ut om det er forskjell i avkastning og faktoreksponering for ulike typer fond. Med tidsserier er det problematisk å formelt teste og potensielt konkludere med forskjeller mellom fond med ulike karakteristika. For å se på dette vil vi derfor benytte oss av paneldatastruktur. Det betyr at vi har et datasett som har variasjon både mellom individer og over tid. Vi har data for  $N$  individer over  $T$  tidsperioder og får dermed  $N \cdot T$  observasjoner. Her kan man kontrollere for både variabler som endres over tid, men er like for alle individer, og variabler som er konstante over tid, men forskjellige mellom hvert individ. Formuleringen av vår regresjonsmodell som benytter denne strukturen kommer i 4.3.3.

Det finnes flere metoder for å analysere paneldata. En vanlig metode er Fixed Effects (FE). Denne modellen absorberer all individspesifikk variasjon. En implikasjon av dette er at vi ikke kan se på forskjellen mellom ulike typer fond, siden all variasjon mellom individene «viskes ut». Ettersom vi vil se på forskjeller mellom fond med ulike karakteristikk, kan vi



ikke bruke denne metoden. To metoder som tillater individspesifikk variasjon er Pooled OLS (POLS) og Random Effects (RE).

Først må vi teste om POLS og RE vil gi oss konsistente estimatorer. Dette avhenger av at modellen ikke har et individspesifikt restledd som er korrelert med forklaringsvariablene. Ved paneldata er det imidlertid vanlig å ha et individspesifikt restledd som er korrelert med forklaringsvariablene grunnet utelatte eller uobserverte variabler. Problematikken kan illustreres ved modellen:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + v_{it} \quad (4.1)$$

For:  $i = 1, 2, \dots, n$ ,  $t = 1, 2, \dots, T$

Der restleddet består av:

$$v_{it} = \alpha_i + u_{it} \quad (4.2)$$

Vi antar at  $u_{it}$  oppfyller forutsetning 1-4. Vi vil undersøke om den individspesifikke delen av restleddet,  $\alpha_i$ , er korrelert med forklaringsvariablene. Det vil medføre at restleddet  $v_{it}$  er korrelert med forklaringsvariablene, og vi har et endogenitetsproblem. Som nevnt i forutsetningene for OLS resulterer det i at estimatorene verken vil være forventningsrette eller konsistente. Dersom  $cov(\alpha_i, x_{it}) \neq 0$  bør vi benytte en modell som absorberer denne individspesifikke variasjonen og dermed vil være konsistent, for eksempel FE. Imidlertid kan vi, som nevnt, ikke benytte en slik modell til vårt formål. Vi er derfor avhengig av at vi ikke har individspesifikk endogenitet, slik at POLS og RE vil gi konsistente estimatorer.

For å teste om POLS og RE er konsistente, benytter vi en Hausman-test. Dersom Hausman-testen indikerer at dette er tilfellet, gjennomfører vi en Breusch-Pagan-test for å teste om POLS eller RE er mest effisient. Fremgangsmåten for disse testene forklares i 4.2.1.4 og 0.

## 4.2 Hypotesetesting

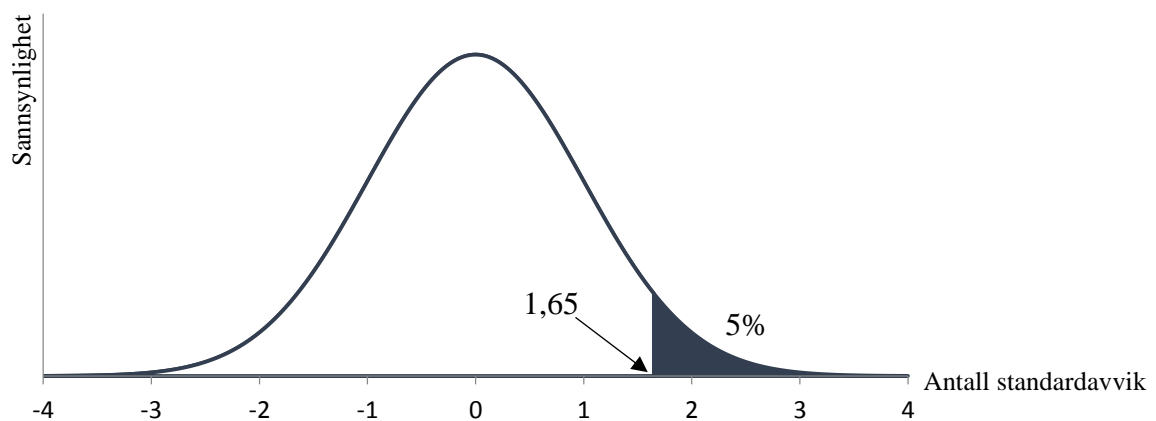
For å formelt avgjøre om en parameter er større enn, mindre enn eller ulik en gitt verdi må man teste dette ved bruk av hypotesetesting. En slik test består av to hypoteser, en nullhypotese og en alternativhypotese. Nullhypotesen er vanligvis at parameteren er lik verdien man tester mot. Dersom man gjennomfører en ensidig test formulerer man

alternativhypotesen som om parameteren er større eller mindre enn den verdien man tester mot, og dersom man gjennomfører en tosidig test formuleres den som at den er ulik den gitte verdien. Deretter velger man passende signifikansnivå. Det vanligste er å benytte seg av et signifikansnivå på 5%. Dette vil si at dersom man kan forkaste nullhypotesen, er det minst 95% sannsynlighet for at alternativhypotesen er riktig. Man mener da at dette er tilstrekkelig for å kunne konkludere med at nullhypotesen er feil, men samtidig er det 5% sannsynlighet for at man forkaster en sann nullhypotese. Dette kalles en type I-feil. Dersom man feilaktig beholder en usann nullhypotese, begår man en type II-feil.

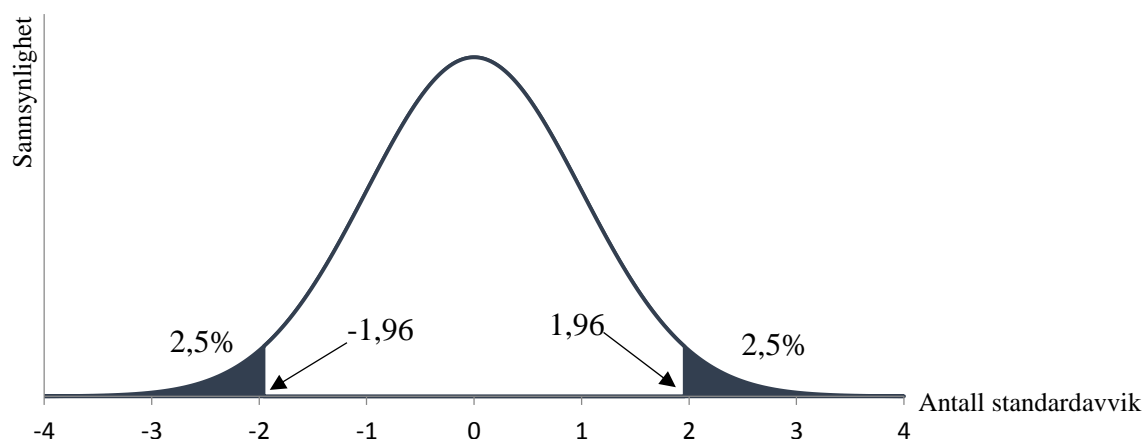
Når vi gjennomfører tester beregner vi p-verdier. Disse forteller oss sannsynligheten for begå en type I-feil. Dermed vil vi forkaste nullhypotesen dersom p-verdien er under valgt signifikansnivå. Avhengig av testobservator og valgt signifikansnivå kan vi finne kritisk verdi for parameteren vi ønsker å teste. Dersom absoluttverdien til testobservatoren er større enn absolutt kritisk verdi kan vi forkaste nullhypotesen.

En- og tosidige tester har forskjellig kritisk verdi, ettersom en ensidig test bare har forkastningsområde på den ene siden av fordelingen (figur 4-1). Er testen tosidig vil man derimot ha to forkastningsområder, ett på hver side av fordelingen (figur 4-2).

Figur 4-1: Forkastningsområde ved normalfordeling og ensidig test



Figur 4-2: Forkastningsområde ved normalfordeling og tosidig test



Dette medfører at valget av alternativhypotese er avgjørende for resultatet av testen, og man må derfor være klar på hva man ønsker å finne før man formulerer hypotesen. Dersom man velger en ensidig test når en tosidig hadde vært passende, risikerer man å begå en type I-feil. Tilsvarende risikerer man i motsatt tilfelle type II-feil.

#### 4.2.1 Relevante tester i denne utredningen

##### 4.2.1.1 T-test

I alle regresjonene vi har gjennomført i denne utredningen har vi gjennomført tosidige t-tester av konstantleddet og koeffisientene. Dette testes individuelt for hver koeffisient.

Testobservatoren utledes som følger:

Gitt forutsetningene for OLS, har vi at

$$E(\hat{\beta}_1) = \beta_1$$

og

$$\text{var}(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Det følger da at

$$\frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}} = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\frac{\sigma}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}} \sim N(0,1)$$

Ettersom  $\sigma$  er ukjent og må estimeres, bruker vi følgende testobservator

$$t = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}} = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{se(\hat{\beta}_1)} \sim t_{n-2}$$

Vi ser at denne testobservatoren er t-fordelt, og vi benytter derfor en t-fordeling for å identifisere kritisk verdi. Når antallet observasjoner blir tilstrekkelig stort sier imidlertid sentralgrenseteoremet at testobservatoren er tilnærmet normalfordelt, og man kan da benytte seg av denne fordelingen for å finne kritisk verdi.

#### 4.2.1.2 Breusch-Godfrey-test for seriekorrelasjon

Fordelen med å benytte denne testen i stedet for den vanligere Durbin-Watson-testen er at vi kan teste for høyere ordens seriekorrelasjon. Siden vi benytter månedlige data bør vi teste for opp til 12. ordens seriekorrelasjon.

Vi antar residualene kan være korrelert i q perioder og kan uttrykkes som:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_q u_{t-q} + e_t \quad (4.3)$$

Der  $e_t$  er hvit støy

Nullhypotesen er at vi ikke har noen seriekorrelasjon:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_q = 0$$

Vi begynner med å gjennomføre en regresjon av modellen (4.4) med K forklaringsvariabler over T tidsperioder

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_K x_{Kt} + u_t \quad (4.4)$$

Vi lagrer de observerte residualene fra (4.4) og gjennomfører en ny regresjon med disse som avhengig variabel. Som forklaringsvariabler benytter vi alle de opprinnelige forklaringsvariablene fra (4.4) og alle laggede residualer fra (4.3):

$$\hat{u}_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_K x_{Kt} + \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \rho_q \hat{u}_{t-q} + e_t \quad (4.5)$$

Grunnen til at vi inkluderer forklaringsvariablene fra (4.4) i (4.5) er for å kontrollere for eventuell endogenitet i restleddet.

Dersom  $u_t$  ikke er seriekorrelert, vil  $R^2$  fra (4.5) være lav. Testobservatoren er gitt ved

$$LM = (T - q) * R^2 \sim \chi^2 \quad (4.6)$$

Den er  $\chi^2$ -kvadratfordelt med  $q$  frihetsgrader. Dersom testobservator er over kritisk grense forkaster vi nullhypotesen og antar at vi har seriekorrelasjon i modellen vår.

#### 4.2.1.3 Variance Inflation Factor for multikollinearitet

Vi undersøker hvorvidt vi har multikollinearitet i modellen ved å se på Variance Inflation Factor (VIF). Den er gitt ved:

$$VIF = \frac{1}{(1 - R^2)}$$

Her er  $R^2$  forklaringsgraden til en regresjonsligning der en av forklaringsvariablene er avhengig variabel og de resterende er forklaringsvariabler. Vi ser at dersom en variabel i stor grad kan forklares ved variasjon i de andre variablene, gir det høy VIF. Dette impliserer igjen et mulig multikollinearitetsproblem. Det opereres med ulike tommelfingelregler for hva som er for høy VIF, men ifølge Allison (2012) er det grunn til bekymring og nærmere analyse dersom  $VIF > 2,5$  for en variabel.

#### 4.2.1.4 Hausman-test for å teste egnet modell

For å teste om POLS og RE er konsistente benyttes en Hausman-test (Torres-Reyna, 2007). Vi ønsker å teste om individspesifikt restledd er korrelert med forklaringsvariablene. Imidlertid tester vi dette ved en tilnærming, der vi tester hvilken av FE- og RE-estimatorene som er best egnet. Vi vet at FE-estimatoren er konsistent, men at RE er mer effisient. Dersom RE er tilstrekkelig lik FE, vil den også være tilnærmet konsistent. Ergo vil RE være bedre egnet enn FE. I så tilfelle vil individspesifikt restledd være ukorrelert med forklaringsvariablene, og POLS vil også være konsistent.

Hypotesene er som følger:

H0: Begge estimatorene er konsistente og RE-estimatoren er effisient

H1: RE-estimatoren er ikke konsistent

Testobservator:

$$W = \frac{(\hat{\beta}^{FE} - \hat{\beta}^{RE})^2}{\text{Var}(\hat{\beta}^{RE}) - \text{Var}(\hat{\beta}^{FE})} \sim \chi^2$$

Der:

$\hat{\beta}^{FE}$  = En konsistent estimator (FE-estimatoren)

$\hat{\beta}^{RE}$  = En mer effisient estimator (RE-estimatoren)

Testobservatoren,  $W$ , er kji-kvadratfordelt, med antall frihetsgrader lik antall forklaringsvariabler. Dersom  $W$  er lav er forskjellen mellom RE-estimatoren og den konsistente FE-estimatoren liten i forhold til hvor mye mindre varians RE-estimatoren har. Dersom vi ikke kan forkaste nullhypotesen vil det være best å benytte RE, siden den er effisient og i så fall tilnærmet konsistent. Dette impliserer at vi antar at individspesifikt restledd ikke er korrelert med forklaringsvariablene,  $\text{cov}(\alpha_i, x_{it}) = 0$ .

#### 4.2.1.5 Breusch-Pagan-test for å teste egnet modell

Gitt at Hausman-testen indikerer at POLS og RE er konsistente, kan man teste hvilken av de to man bør benytte. Dette avhenger av om det finnes en uobservert effekt for hvert individ, eller gruppe av individer, som er fast over tid. Dette vil gi seriekorrelasjon i datasettet, og RE vil være mer effisient. I motsatt tilfelle vil POLS være effisient. Dette testes formelt med en Breusch-Pagan-test (Torres-Reyna, 2007).

Vi har fortsatt paneldatamodellen (4.1), der restleddet (4.2) var gitt ved:

$$v_{it} = \alpha_i + u_{it}$$

Det kan da vises at:

$$\text{corr}(v_{it}^{OLS}, v_{i,t-s}^{OLS}) = \frac{\sigma_{\alpha_i}^2}{\sigma_{\alpha_i}^2 + \sigma_{u_{it}}^2}$$

Vi ser at vi har seriekorrelasjon så lenge det finnes en tidsfast effekt som varierer mellom individ, som ikke kan observeres eller inkluderes i modellen. Derfor er det relevant å teste hypotesene:

$$H_0: \sigma_{\alpha_i}^2 = 0$$

$$H_1: \sigma_{\alpha_i}^2 \neq 0$$

Dette kan testes med Lagrange Multiplikator-test, der testobservatoren er:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left( \frac{\sum_{i=1}^n (\sum_{t=1}^T \hat{v}_{it})^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \hat{v}_{it}^2} - 1 \right)^2 \sim \chi^2$$

$LM$  er  $\chi^2$ -fordelt med 1 frihetsgrad. Vi ser fra testobservatoren at dersom vi ikke har tidsfast variasjon mellom individene vil teller bli lik nevner inne i parentesen, og vi får at  $LM = 0$ . Dersom  $LM$  er over kritisk grense forkaster vi  $H_0$  og antar at vi bør benytte RE fremfor POLS.

## 4.3 Våre faktormodeller

I våre analyser har vi brukt enkel og multippel regresjon, for henholdsvis CAPM og flerfaktormodellene. For tidsseriene har vi brukt OLS og for paneldata har vi brukt POLS.

### 4.3.1 CAPM

Når vi ser på CAPM søker vi kun å finne ut hvordan markedet, eller vår valgte indeks, forklarer avkastningen til det aktuelle fond. For denne modellen er regresjonslikningen for hvert fond gitt ved:

$$r_t - rf_t = \alpha + \beta^{rM} [rM_t - rf_t] + u_t$$

Der:

$r_t$  = Avkastning på tidspunkt t

$r_{f_t}$  = Risikofri rente på tidspunkt t

$\alpha$  = Risikojustert meravkastning

$\beta^{rM}$  = Sensitivitet mot markedssvingninger

$rM_t$  = Markedsavkastning på tidspunkt t

$u_t$  = Restleddet til modellen på tidspunkt t

### 4.3.2 Femfaktormodellen

Ser vi på flerfaktormodeller derimot, er det flere faktorer som antas å forklare avkastning og alle disse inkluderes derfor i modellen. Regresjonslikningen er gitt ved:

$$r_t - r_{f_t} = \alpha + \beta^{rM} * [rM_t - r_{f_t}] + \beta^{SMB} * SMB_t + \beta^{HML} * HML_t + \beta^{PR1YR} * PR1YR_t + \beta^{LIQ} * LIQ_t + u_t$$

Der

$\beta^{rM}, \beta^{SMB}, \beta^{HML}, \beta^{PR1YR}, \beta^{LIQ}$  = Eksponering mot hhv. markeds-, størrelses-, verdi-, momentum- og likviditetsfaktor.

$SMB_t$  = Størrelsesfaktor på tid t

$HML_t$  = Verdifaktor på tid t

$PR1YR_t$  = Momentumfaktor på tid t

$LIQ_t$  = Likviditetsfaktor på tid t

### 4.3.3 Paneldata - Pooled OLS

Som beskrevet over har vi variabler som endres over tid, men som er lik for alle fondene. Dette er avkastningsseriene til de fem faktorene. I tillegg har vi variabler som er faste over tid, men kun varierer mellom individene. Dette er dummyvariabler vi har konstruert for å skille fond på forvaltningskostnader eller -kapital. Merk at forvaltningskostnader og -kapital kan ha variert over tid, men vi benytter dagens verdi (hentet 5. oktober) og antar at den har vært forholdsvis konstant. Vi har også variabler som endres både over tid og mellom individer.



Dette er vår avhengige variabel, meravkastning, samt interaksjonsledd mellom faktorene og dummyvariablene. Dette beskrives mer detaljert under.

For å se på om det er en forskjell i avkastning og faktoreksponering for fond med høye og lave kostnader, innfører vi en dummy, *KostnH*:

$$KostnH = \begin{cases} 1 & \text{hvis fondet har høye kostnader} \\ 0 & \text{hvis fondet har lave kostnader} \end{cases}$$

I tillegg innfører vi interaksjonsledd mellom *KostnH* og de andre forklaringsvariablene. De er angitt med navnet til faktorene multiplisert med *H*, og er konstruert som produktet av hver faktor og dummyen. Dette gjør at vi kan se om fond med høye kostnader lader annerledes mot faktorene enn fondene med lavere kostnader. Vi estimerer dermed modellen:

$$\begin{aligned} r_{it} - rf_t = & \alpha + \beta^{rM} [rM_t - r_f] + \beta^{SMB} * SMB_t + \beta^{HML} * HML_t + \beta^{PR1YR} * PR1YR_t \\ & + \beta^{LIQ} * LIQ_t + \beta^{KostnH} * KostnH_i + \beta^{rM*H} * [rM_t - r_f] * H_i + \beta^{SMB*H} \\ & * SMB_t * H_i + \beta^{HML*H} * HML_t * H_i + \beta^{PR1YR*H} * PR1YR_t * H_i + \beta^{LIQ*H} \\ & * LIQ_t * H_i + u_{it} \end{aligned}$$

Vi ser her at variabler som kun varierer over tid er angitt med liten *t*, variabler som kun varierer mellom individer er angitt med liten *i* og variabler som både varierer over tid og mellom individer er angitt med begge.

Vi ser også på om det er en forskjell i avkastning og faktoreksponering for fond med høy og lav forvaltningskapital. Modellen vi estimerer utformes på samme måte som over, der vi innfører en dummy kalt *KapH*, og interaksjonsleddene kalles navnet på faktorene multiplisert med *KapH*.

## 5 Resultater og analyse

I denne delen vil vi presentere våre funn, og analyse av disse. Vi benytter Stata til å gjennomføre alle regresjonene og testene. Først tar vi for oss forskningsspørsmål 1, der vi vil se på CAPM, trefaktormodellen og femfaktormodellen, med hovedfokus på femfaktormodellen. Vi vil se på både faktoreksponering og om fondene oppnår meravkastning etter justering for faktorene. Her behandles dataene kun som tidsserier. Deretter tar vi for oss forskningsspørsmål 2, der vi benytter oss av både tidsserier og paneldatastruktur. For tidsseriene grupperer vi fondene, og for paneldataene innfører vi både dummy- og interaksjonsvariabler, for å se på egenskapene til ulike typer fond.

### 5.1 Forskningsspørsmål 1

- Kan empirisk motiverte faktorer i aksjemarkedet forklare avkastningen til norske aksjefond?

Vi har først kjørt regresjoner for CAPM der markedsrisiko er eneste forklaringsvariabel, deretter for trefaktormodellen og femfaktormodellen, hvor vi benytter de fem faktorene som er beskrevet tidligere. Robusthetstester for valg av startdato for tidsseriene og forutsetningene for OLS finnes i del 6.

#### 5.1.1 CAPM

Innenfor rammeverket til CAPM er det kun markedsrisiko som er relevant. Dermed forventer man at historisk avkastning skal være gitt av et lineært forhold til markedsrisiko og at det ikke vil være meravkastning i forhold til modellen. Dersom vi finner at konstantleddet er ulikt null vil det si at eksponering mot markedsrisiko ikke kan forklare størrelsen på avkastning. Dersom man mener at markedene er effisiente kan dette forklares med at modellen er feilspesifisert, og dersom man mener markedene ikke er effisiente kan det forklares ved at forvalter har utnyttet et informasjonsovertak til å oppnå meravkastning.

Det er også interessant å se om porteføljen har signifikant ulik grad av markedsrisiko i forhold til markedsporteføljen, OSEBX. Nullhypotesen for koeffisienten til markedsfaktoren er at denne er lik 1. Dette er fordi markedsporteføljen er en long-portefølje med markedsbeta lik 1. Fond som har denne koeffisienten lik 1, tar like mye markedsrisiko som markedsporteføljen.

Derfor vil vi teste nullhypotesene:

$$\alpha = 0$$

$$\beta^{rM} = 1$$

Tabell 5-1: Resultater CAPM

Fond	$\alpha$	$\beta^{rM}$	$R^2$	Obs
Alfred Berg Aktiv	0,00187	1,042	0,849	228
Alfred Berg Gambak	0,00409*	0,958	0,725	289
Alfred Berg Humanfond	0,00049	0,994	0,943	180
Carnegie Aksje Norge	0,00301**	0,997	0,925	233
Danske Invest Norge II	0,00120	0,993	0,927	251
Danske Invest Norge Vekst	0,00309	0,930	0,678	251
Delphi Norge	0,00350*	1,071*	0,808	246
DNB Norge III	0,00062	0,995	0,988	226
DNB Norge Selektiv III	0,00029	0,989	0,959	246
DNB SMB	0,00240	1,030	0,775	165
Eika Norge	0,00322**	0,969	0,914	135
Folketrygdfondet	0,00127*	0,929***	0,973	204
Fondsfinans Norge	0,00268	0,977	0,911	144
Handelsbanken Norge	0,00087	1,020	0,938	237
Holberg Norge	0,00119	0,911***	0,853	168
KLP AksjeNorge	0,00121	1,002	0,952	189
Landkreditt Norge	0,00064	0,908**	0,890	103
Nordea Avkastning	0,00025	0,953*	0,877	375
Nordea Norge Verdi	0,00200	0,897***	0,890	226
Odin Norge	0,00398**	0,920*	0,768	270
Pareto Aksje Norge I	0,00350*	0,844***	0,837	159
Pareto Investment Fund A	0,00096	1,029	0,874	301
PLUSS Aksje	0,00168	0,979	0,921	216
PLUSS Markedsverdi	0,00128	0,969**	0,962	230
Storebrand Aksje Innland	0,00078	0,999	0,988	221
Storebrand Norge	0,00137	0,975	0,902	375
Storebrand Optima Norge	0,00184	1,014	0,953	168
Storebrand Vekst	0,00266	0,981	0,649	266

\*\*\* Koeffisienten er signifikant på 1% signifikansnivå

\*\* Koeffisienten er signifikant på 5% signifikansnivå

\* Koeffisienten er signifikant på 10% signifikansnivå

Regresjonen er gjennomført med robuste standardavvik<sup>4</sup>

<sup>4</sup> Dette vil gjelde for alle regresjonsresultater i fortsettelsen

Vi ser av tabell 5-1 at tre fond, Carnegie Aksje Norge, Eika Norge og Odin Norge, har signifikant positiv alfa på henholdsvis 0,301%, 0,322% og 0,398% på 5% signifikansnivå. Disse alfaverdiene tolkes som månedlig meravkastning fondene har oppnådd, justert for deres eksponering mot markedsrisiko. Det betyr at vi kan forkaste nullhypotesen og konkludere med at risikojustert meravkastning er signifikant større enn 0 for de tre fondene. Funnet er ikke helt uventet ettersom alle de tre fondene hadde relativt høy gjennomsnittlig avkastning i 3.2.1 (deskriptiv statistikk). I tillegg bør det nevnes at Alfred Berg Gambak, Delphi Norge, Pareto Aksje Norge I og Folketrygdfondet har positiv alfa på 10% signifikansnivå.

Vi ser også at 35 av 36 fond har positiv alfa. Likevel er ikke denne signifikant for andre enn de nevnte fondene, og vi kan dermed ikke konkludere med at noen av de øvrige har hatt mer- eller mindreavkastning i forhold til indeksen. Disse resultatene ligner på funn i øvrig litteratur, der kun noen få aktive aksjefond slår passive indeksfond (Fure, 2014 og Hetland, 2011).

Vi ser også at seks fond har markedsbeta signifikant ulik 1. Alle de seks har beta under 1, og vi har ingen fond med beta signifikant høyere enn 1. Dette betyr at alle fondene er nøytrale eller undereksponeerte mot markedsrisiko.

### **5.1.2 Fama og French sin trefaktormodell**

Som nevnt tidligere har empiri påvist avvik fra CAPM, der selskaper med visse karakteristikk oppnår mer- eller mindreavkastning i forhold til predikert avkastning i CAPM. Vi fant også noen avvik fra CAPM og vil derfor teste om vi fortsatt observerer signifikante alfaverdier når vi tar hensyn til flere faktorer enn kun markedsavkastning. Derfor kjører vi regresjoner der vi legger til til SMB og HML som forklaringsvariabler. Dette er Fama og French (1993) sin trefaktormodell. I denne oppgaven er hovedfokus på femfaktormodellen. Vi velger derfor ikke å gå i dybden hva gjelder resultatene fra Fama og French sin modell, og forklaringer på utslagene i disse resultatene vil derfor forklares nærmere i neste avsnitt om femfaktormodellen. Vi synes likevel det er interessant å teste også deres modell, for å få et bilde av hvordan resultatene endrer seg ved stegvis inkludering av flere forklaringsvariabler.

I motsetning til markedsfaktoren er de andre faktorene long-short porteføljer, og vi vil derfor teste om  $\beta$  er signifikant ulik 0, da dette betyr at de har vært eksponert mot faktorene. Vi tester dermed følgende nullhypoteser:

$$\alpha = 0$$

$$\beta^{rM} = 1$$

$$\beta^{SMB} = 0$$

$$\beta^{HML} = 0$$

Tabell 5-2: Resultater trefaktormodellen

Fond	$\alpha$	$\beta^{rM}$	$\beta^{SMB}$	$\beta^{HML}$	$R^2$	Obs
Alfred Berg Aktiv	-0,00093	1,122***	0,339***	-0,170***	0,892	228
Alfred Berg Gambak	0,00064	1,082**	0,389***	-0,280***	0,820	289
Alfred Berg Humanfond	0,00040	0,996	0,038	-0,087***	0,947	180
Carnegie Aksje Norge	0,00268**	0,987	0,031	-0,144***	0,936	233
Danske Invest Norge II	0,00079	1,007	0,049	-0,012	0,928	251
Danske Invest Norge Vekst	-0,00075	1,042	0,465***	-0,261**	0,767	251
Delphi Norge	0,00039	1,158***	0,370***	-0,215***	0,860	246
DNB Norge III	0,00062	0,993	0,001	-0,016	0,988	226
DNB Norge Selektiv III	-0,00046	1,010	0,089**	-0,046**	0,963	246
DNB SMB	-0,00103	1,227***	0,603***	-0,130*	0,837	165
Eika Norge	0,00172	1,061	0,215***	0,005	0,925	135
Folketrygdfondet	0,00168**	0,910***	-0,059***	-0,006	0,974	204
Fondsfinans Norge	0,00165	1,027	0,130**	-0,063	0,916	144
Handelsbanken Norge	0,00023	1,037	0,073**	-0,038	0,940	237
Holberg Norge	-0,00044	1,002	0,291***	-0,084*	0,876	168
KLP AksjeNorge	0,00093	1,011	0,038	-0,023	0,953	189
Landkreditt Norge	0,00013	0,985	0,148**	0,051	0,895	103
Nordea Avkastning	-0,00030	0,969	0,056	-0,003	0,879	375
Nordea Norge Verdi	0,00048	0,952*	0,190***	-0,024	0,903	226
Odin Norge	0,00055	1,013	0,329***	0,092	0,806	270
Pareto Aksje Norge I	0,00193	0,929	0,219***	0,023	0,850	159
Pareto Investment Fund A	0,00052	1,046*	0,051	-0,044*	0,876	301
PLUSS Aksje	0,00140	0,986	0,037	-0,036	0,923	216
PLUSS Markedsverdi	0,00187**	0,948***	-0,070***	0,000	0,963	230
Storebrand Aksje Innland	0,00068	0,999	0,012	-0,022**	0,988	221
Storebrand Norge	0,00090	0,989	0,048	-0,003	0,903	375
Storebrand Optima Norge	0,00140	1,039	0,092***	-0,062**	0,956	168
Storebrand Vekst	0,00035	1,048	0,308***	-0,408***	0,752	266

Resultatene i tabell 5-2 viser at Odin Norge og Eika Norge ikke lengre har alfa signifikant ulik 0 etter justering for SMB og HML. Derimot ser vi at Carnegie Aksje Norge beholder sin alfa, men den minker til 0,268%. I tillegg har nå Folketrygdfondet og PLUSS Markedsverdi signifikant positive alfa på henholdsvis 0,168% og 0,187%.

I trefaktormodellen har vi fortsatt seks fond med beta signifikant ulik 1. Likevel gjelder dette kun to av de samme som i CAPM. Fire nye fond har signifikant beta, hvor alle er høyere enn 1. Blant disse seks fondene er det et fellestrekk at beta over 1 kombineres med signifikant positiv ladning på SMB og omvendt. Grunnen til dette er at SMB og markedsavkastning er negativt korrelert, som vi ser i appendiks 4. Når SMB utelates i CAPM vil derfor effekten av SMB inngå i modellens feilledd og  $\beta^{rM}$  vil underestimeres.

Vi observerer også at 16 fond lader signifikant positivt på SMB-faktoren, mens bare to lader signifikant negativt. 10 fond lader signifikant negativt på HML-faktoren. Gjennomsnittlig forklaringsgrad stiger fra 87,96% til 90,06%.

### 5.1.3 Femfaktormodellen

Hovedfokus er som sagt på femfaktormodellen, og denne består av Fama og French (1993) sin trefaktormodell i kombinasjon med Carhart (1997) sin momentumfaktor og Ibbotson et al. (2013) sin likviditetsfaktor. Vi vil her se på hvordan justering for ytterligere to faktorer påvirker meravkastningen, samt hvilke faktorer fondene eksponerer seg mot.

Vi tester følgende nullhypoteser:

$$\alpha = 0$$

$$\beta^{rM} = 1$$

$$\beta^{SMB} = 0$$

$$\beta^{HML} = 0$$

$$\beta^{PR1YR} = 0$$

$$\beta^{LIQ} = 0$$

Resultatene vises under i tabell 5-3.

Tabell 5-3: Resultater femfaktormodellen

Fond	$\alpha$	$\beta^{rM}$	$\beta^{SMB}$	$\beta^{HML}$	$\beta^{PR1YR}$	$\beta^{LIQ}$	$R^2$	Obs
Alfred Berg Aktiv	-0,00150	1,087*	0,360***	-0,159***	0,036	-0,092	0,894	228
Alfred Berg Gambak	-0,00026	1,053	0,446***	-0,244***	0,116***	-0,141*	0,830	289
Alfred Berg Humanfond	0,00031	0,900**	0,069*	-0,070***	-0,031	-0,190***	0,953	180
Carnegie Aksje Norge	0,00159	0,917***	0,074**	-0,122***	0,066***	-0,184***	0,944	233
Danske Invest Norge II	0,00131	0,959	0,089**	-0,010	-0,086***	-0,092**	0,933	251
Danske Invest Norge Vekst	-0,00127	1,012	0,481***	-0,252**	0,041	-0,079	0,769	251
Delphi Norge	-0,00011	1,048	0,446***	-0,193***	-0,016	-0,254***	0,868	246
DNB Norge III	0,00061	0,970***	0,017	-0,013	-0,017	-0,049***	0,989	226
DNB Norge Selektiv III	-0,00044	0,991	0,103***	-0,043**	-0,014	-0,041	0,963	246
DNB SMB	-0,00015	1,072	0,648***	-0,111*	-0,148***	-0,272***	0,853	165
Eika Norge	0,00246*	0,970	0,298***	0,006	-0,137**	-0,229***	0,938	135
Folketrygdfondet	0,00177**	0,900***	-0,053**	-0,005	-0,018	-0,016	0,974	204
Fondsfinans Norge	0,00201	0,894**	0,210***	-0,080*	-0,137***	-0,287***	0,934	144
Handelsbanken Norge	0,00006	1,015	0,088**	-0,032	0,005	-0,054	0,941	237
Holberg Norge	-0,00011	0,874***	0,322***	-0,060	-0,083**	-0,231***	0,889	168
KLP AksjeNorge	0,00115	0,948	0,059*	-0,014	-0,054**	-0,113**	0,957	189
Landkreditt Norge	0,00024	0,862***	0,248***	0,025	-0,160***	-0,274***	0,915	103
Nordea Avkastning	-0,00019	0,916***	0,126***	0,013	-0,046*	-0,150***	0,884	375
Nordea Norge Verdi	0,00103	0,895***	0,233***	-0,020	-0,103***	-0,105**	0,911	226
Odin Norge	0,00112	1,004	0,325***	0,082	-0,075	0,010	0,809	270
Pareto Aksje Norge I	0,00163	0,880**	0,235***	0,027	0,012	-0,103	0,852	159
Pareto Investment Fund A	0,00056	1,025	0,075	-0,039	-0,027	-0,049	0,877	301
PLUSS Aksje	0,00158	0,926*	0,078**	-0,028	-0,065**	-0,122**	0,927	216
PLUSS Markedsverdi	0,00199**	0,899***	-0,035	0,007	-0,045**	-0,102***	0,966	230
Storebrand Aksje Innland	0,00051	0,975*	0,027*	-0,017	0,000	-0,057***	0,988	221
Storebrand Norge	0,00095	0,952	0,097***	0,007	-0,028	-0,105***	0,906	375
Storebrand Optima Norge	0,00156	0,958	0,112***	-0,047*	-0,049**	-0,150***	0,961	168
Storebrand Vekst	0,00043	0,975	0,391***	-0,387***	-0,052	-0,182*	0,757	266

Vi finner at når vi benytter femfaktormodellen som benchmark er det to porteføljer som har alfa signifikant ulik 0 på 5 % signifikansnivå. Dette er PLUS Markedsverdi og Folketrygdfondet, med meravkastning på henholdsvis 0,199% og 0,177%. Disse fondene hadde signifikant meravkastning også i trefaktormodellen. Signifikans i begge modellene er imidlertid ikke så overraskende, da den i stor grad skyldes negativ eksponering mot SMB-

faktoren (den er kun signifikant for Folketrygdfondet). Disse to selskapene er de eneste selskapene i utvalget som har negativ eksponering mot SMB, hvilket betyr at de har en overvekt av store selskaper i sin portefølje. Siden de har investert i større selskaper predikerer modellen lavere avkastning enn det CAPM gjorde. Deres høye avkastning skyldes dermed ikke at de har tatt mer systematisk risiko, men heller forhold som ikke kan forklares av våre variabler, som for eksempel gode valg av enkeltaksjer.

Et annet interessant funn er at ingen av de tre porteføljene som hadde signifikant alfa ved bruk av CAPM har det etter at vi kontrollerer for de andre faktorene. Det bør likevel nevnes at Eika, som hadde signifikant meravkastning med CAPM som benchmark, har alfa ulik 0 på 10 % signifikansnivå i femfaktormodellen. For Eika Norge og Odin Norge er den største årsaken at de begge er sterkt positivt eksponert mot SMB-faktoren, og denne risikotagningen øker predikert avkastning. Dette ser vi også ved at deres meravkastning forsvinner i trefaktormodellen der man korrigerer for størrelse. For Carnegie Aksje Norge er det derimot ikke eksponering mot størrelsesfaktoren som forklarer meravkastningen. I trefaktormodellen har fondet derfor fortsatt signifikant meravkastning, men denne forsvinner i femfaktormodellen. Som et av få fond har det signifikant positiv momentumeffekt, og når en korrigerer for denne er ikke lengre meravkastningen signifikant. Dette er i tråd med empiri som har vist at avvik fra CAPM skyldes eksponering mot faktorene i vår modell (Cochrane, 1999).

Antall fond med markedsbeta signifikant ulik 1, øker til elleve i femfaktormodellen. Dette er nesten en dobling fra de tidligere modellene. Økt signifikans her kan skyldes skjevhet i estimatene fra CAPM og trefaktormodellen, på grunn av at relevante forklaringsvariabler ble utelatt fra regresjonen da vi ikke tok hensyn til alle fem faktorene. Samtidig har variansen til koeffisientene økt for mange fond. Dette kan ha motsatt årsak; at vi har inkludert forklaringsvariabler som ikke er relevante for alle fond. Alle disse fondene har også beta under 1, et resultat som ligner mer på CAPM enn trefaktormodellen. Gjennomsnittlig beta synker forøvrig fra 1,021 til 0,960 når vi legger til likviditet og momentum. Dette er naturlig, da PR1YR og LIQ er negativt korrelert med markedsavkastning.

I tillegg ser vi at hele 22 av 28 aksjefond har signifikant positiv eksponering mot SMB-faktoren, Folketrygdfondet er signifikant negativt eksponert, mens de siste fem ikke er signifikant eksponert mot faktoren. Resultatene viser en klar økning i antall fond som lader signifikant på størrelsesfaktoren i femfaktormodellen i forhold til trefaktormodellen. Dette



skyldes at de utelatte variablene momentum og likviditet ga skjevhet i estimatene og undervurderte koeffisienten til SMB. Positiv ladning betyr at modellen predikerer høyere avkastning grunnet størrelsespremien og dette reduserer mange av alfaverdiene sammenlignet med CAPM. Vi finner altså at små selskaper presterer bedre enn det CAPM predikerer, hvilket er i tråd med størrelsespremien til Fama og French (1992). Utenom Pareto Investment Fund A har også alle fondene som Morningstar klassifiserer som småaksjefond signifikant positiv eksponering mot denne faktoren. Det eneste fondet som er klassifisert som storaksjefond, Storebrand Aksje Innland, lader ikke signifikant på denne faktoren. Ettersom svært mange fond, også blant de "stilmøytrale", lader positivt her, indikerer en nøytral ladning relativt sett større aksjer.

Faktoren HML er en signifikant forklaringsvariabel for avkastningen til åtte av fondene. Alle disse er negativt eksponert mot faktoren. Det betyr at fondene har investert i selskaper med lav bok/pris-verdi (vekstselskaper). At det er langt færre fond som lader på HML enn SMB er i tråd med funnene til Næs et al. (2008), som finner at HML er en langt mindre relevant faktor i det norske markedet. Vi observerer også at tre av de fire fondene med størst negativ HML-koeffisient, Delphi Norge, Alfred Berg Gambak og Storebrand Vekst, er blant de fem fondene klassifisert som vekstfond av Morningstar. Videre ser vi at de to fondene med størst positiv koeffisient, Odin Norge og Pareto Aksje Norge I, er blant de fire fondene klassifisert som verdifond. Disse koeffisientene er ikke signifikante, men gir likevel en indikasjon på at våre resultater stemmer overens med Morningstar sine opplysninger.

Momentumfaktoren er signifikant for 12 fond. Kun to av disse fondene har positiv eksponering mot momentumfaktoren. Det betyr at de fleste fondene har holdt aksjer som har prestert relativt dårlig de siste 12 månedene. Implikasjonen er at modellen vil predikere lavere forventet avkastning. At fondene ikke ser ut til å aktivt benytte en momentumstrategi er i tråd med Carhart (1997), som mener at dette ikke skal være lønnsomt etter kostnader. Han mener imidlertid at det er tilfeldig om fondene er positivt eller negativt eksponert for tidligere vinnere, og derfor syns vi det er litt spesielt at såpass mange flere lader negativt enn positivt. Dette kan være tilfeldig, men kan også indikere at flere fond benytter seg av en kontrær strategi. Dette til tross for at Carhart (1997) viser at en slik strategi ikke lønner seg, især etter kostnader.

Likviditetsfaktoren er signifikant for 18 fond. For alle disse fondene er koeffisienten negativ. Siden LIQ og SMB har relativt høy korrelasjon (appendiks 4) kan dette virke noe

motstridende. Næs et al. (2008) hevder at høy markedsverdi er en av de viktigste determinantene for høy likviditet. Valg av mindre selskaper bør derfor implisere et valg av mindre likvide selskaper. Som nevnt i teoridelen fant de likevel at man ikke kunne prise likviditetsporteføljer ved hjelp av SMB-faktoren, tross korrelasjonen mellom faktorene. Altså er ikke likviditet og størrelse to sider av samme sak. Dette underbygger våre resultater, som også er i tråd med Johnsen (2011) og Dingsør og Sørgaard (2014). De fant at enkelte store selskaper på Oslo Børs er illikvide, blant annet på grunn av konsentrert eierskap. Dette betyr at positiv ladning for SMB og negativ ladning for LIQ er i tråd med hva man bør forvente, siden små selskaper vil ha relativt høy likviditet.

Gjennomsnittlig forklaringsgrad øker fra 89,0% til 91,4% fra CAPM til femfaktormodellen. Naturlig nok ser vi at det er de fondene der markedsindeksen alene i mindre grad forklarer avkastningen at forklaringsgraden øker mest. For eksempel endres ikke Storebrand Aksje Innlands  $R^2$  på 0,988 ved innføring av nye faktorer, mens  $R^2$  for Storebrand Vekst øker fra 0,649 til 0,757. Vi ser også at gjennomsnittlig alfa for fondene blir redusert fra 0,14 % til 0,07% ved innføring av faktorene, og størrelsen på de største alfaverdiene reduseres kraftig. Økt forklaringsgrad og reduserte alfaverdier gjør at femfaktormodellen virker bedre egnet til å forklare fondenes avkastning.

#### 5.1.4 Delkonklusjon

**Empirisk motiverte faktorer i aksjemarkedet er godt egnet til å forklare avkastningen til aktive norske aksjefond. Den risikojusterte meravkastningen noen fond har i forhold til markedet kan forklares hovedsaklig ved eksponering mot små selskaper.**

Vi ser at de tre statistisk signifikante avvikene fra CAPM forsvinner når vi korrigerer for ytterligere faktorer i femfaktormodellen. Deres meravkastning i forhold til CAPM skyldes derfor eksponering mot systematiske risikofaktorer heller enn gode valg av enkeltaksjer. Dette støtter opp under synet om at markedene er effisiente. Ved innføring av de andre faktorene ble alfaverdiene kraftig redusert og forklaringsgrad økt. Femfaktormodellen virker dermed bedre egnet til å forklare norske aksjefonds avkastning. Imidlertid får vi to nye signifikante alfa i femfaktormodellen. Dette indikerer at to fond har skapt meravkastning som ikke kan forklares av modellen, for eksempel gjennom valg av enkeltaksjer. Dette taler til fordel for de som mener at det er mulig å oppnå risikojustert meravkastning. Fama og French (2010) mener imidlertid at de beste forvalterne vil kunne skape noe meravkastning, men kun nok til å dekke

---

sine kostnader. Vi har ikke justert for kostnader, og kan dermed ikke bekrefte eller avkrefte Fama og French sin påstand.

Vi observerte at størrelsespremien var den største bidragsyteren til at alfaverdiene ble redusert. Våre funn underbygger dermed størrelsespremien funnet av Fama og French (1992), da små selskaper presterer bedre enn det CAPM predikerer. Imidlertid finner vi at fondenes eksponering mot HML-faktoren er lite fremtredende. Dette verken støtter eller motbeviser verdipremien de har diskutert, om at selskaper med høy bok/pris presterer bedre enn CAPM skulle tilsi.

Faktorene som er med på å forklare flest fonds avkastning er størrelse og likviditet. 22 av fondene er signifikant positivt ladet mot SMB og 18 av fondene er signifikant negativt ladet mot LIQ. Våre funn støtter dermed Næs et al. (2008) sine resultater vedrørende hvilke faktorer som kan forklare avkastning i det norske markedet. De finner, i likhet med oss, at verdipremien og momentum i liten grad forklarer avkastningen, mens en flerfaktormodell bestående av størrelse, likviditet og markedet forklarer avkastningen godt. Selv om markedsfaktoren ikke har spesielt mange signifikante avvik fra 1 bidrar den sterkt til forklaring av avkastning ettersom alle fondene vil ha markedsbeta signifikant ulik 0.

Selv om fondene til en viss grad er ulikt eksponert mot faktorene, finner vi at overraskende mange fond har likt fortegn på koeffisientene. På en side kunne dette forventes når fondene opererer i et så lite marked som det norske, men med tanke på forskjeller i størrelse, kostnader og stil hadde vi forventet noe mer variasjon. Dette undersøkes nærmere under forskningsspørsmål 2.

## 5.2 Forskningsspørsmål 2

- Er fond med forskjellige forvaltningskostnader og -kapital ulikt eksponert mot faktorene, og er det forskjeller i oppnådd meravkastning?

Som nevnt over fant vi det litt overraskende at mange av fondene var såpass likt eksponert, tross forskjeller i kostnader og forvaltningskapital. Derfor har vi valgt å analysere dette videre. Forskningsspørsmålet er delt opp, slik at vi ser på kostnader og kapital hver for seg.

For å analysere begge problemstillingene benytter vi både OLS på tidsserier og Pooled OLS på paneldata. Hausman- og Breuch-Pagan-testene som støtter bruk av Pooled OLS finnes i henholdsvis del 6.4 og 6.5.

### 5.2.1 Forskjellen på fond med høye og lave forvaltningskostnader

Den siste tiden har det i media vært fokus på at mange aktive fond med høye kostnader driver liten grad av aktiv forvaltning. Vi vil derfor teste om fondene med høyest kostnader gjør seg fortjent til disse. Dette innebærer grad av aktiv forvaltning og oppnåelse av eventuell meravkastning. For å måle hvor aktivt et fond er, kan man se på i hvor stor grad variasjon i benchmark kan forklare fondets avkastning. I praksis gjøres dette ved å se på  $R^2$  fra en regresjon med fondets avkastning som avhengig variabel og benchmark som forklaringsvariabel.

Empiri viser at indeksfond presterer minst like godt som aktive aksjefond (Holte, 2010). Imidlertid er det i liten grad fokusert på om de aktive fondene som har høyest kostnader oppnår høyere avkastning relativt til aktive fond med lavere kostnader, og vi vil se nærmere på dette. I tillegg ser vi om fondene med høyere kostnader er annerledes eksponert mot de systematiske risikofaktorene, og om dette forklarer deres grad av aktiv forvaltning og meravkastning.

Vi har delt opp fondene i to grupper; de som har årlige forvaltningskostnader over og under 1,5%. Det er 11 fond som har over 1,5% og 16 som har under. Vi genererer vi en ny variabel for gjennomsnittsavkastningen til alle fondene i hver av gruppene. For å analysere forklaringskraften også etter justering for de fire øvrige faktorene gjør vi tilsvarende analyse med femfaktormodellen som benchmark. Resultatene er vist i tabell 5-4.

Tabell 5-4: Resultater ved to kostnadsgrupper

	$\alpha$	$\beta^{rM}$	$\beta^{SMB}$	$\beta^{HML}$	$\beta^{PR1YR}$	$\beta^{LIQ}$	$R^2$	Obs
<b>CAPM</b>								
Høye kostnader	0,00063	0,946**					0,936	103
Lave kostnader	0,00127	0,965**					0,975	144
<b>Femfaktormodellen</b>								
Høye kostnader	0,00007	0,988	0,301***	-0,041	-0,106***	-0,155**	0,955	103
Lave kostnader	0,00039	0,921***	0,130***	-0,040*	-0,040**	-0,173***	0,982	144

Med CAPM finner vi at snittavkastningen til fondene med lavest kostnader i større grad kan forklares av variasjon i benchmark. Regresjonene for gruppene med høye og lave kostnader har forklaringsgrad på henholdsvis 0,936 og 0,975. En negativ sammenheng mellom fonds kostnader og  $R^2$  stemmer overens med økonomisk intuisjon ettersom høyere kostnader bør resultere i mer aktiv forvaltning. Dette betyr at høye kostnader til en viss grad kan forsvares med høyere grad av aktiv forvaltning.

Som vi ser i tabell 5-4 finner vi fortsatt en negativ sammenheng mellom fonds kostnader og  $R^2$  med femfaktormodellen, likevel noe mindre enn med CAPM. I tillegg har begge gruppene forholdsvis lik eksponering mot faktorene, med unntak av størrelses- og markedsfaktoren. SMB-koeffisienten for høykostnadsfond er 0,301 mot 0,130 for lavkostnadsfond. Vi finner dermed indikasjoner på at fondene med høyere kostnader har større eksponering mot små selskaper enn fondene med lavere kostnader. Markedskoeffisienten synker for lavkostnadsfondene og stiger for høykostnadsfondene. Dette skyldes inkludering av relevante forklaringsvariabler i femfaktormodellen. Den sterkt positive SMB-faktoren til høykostnadsfondene bidrar til økning i markedsbeta for høykostnadsfondene. For lavkostnadsfondene ser vi at likviditet og momentum trekker markedsbetaen ned, tross positiv størrelseskoeffisient også her.

Tabell 5-5: Resultater ved fire kostnadsgrupper

	$\alpha$	$\beta^{rM}$	$\beta^{SMB}$	$\beta^{HML}$	$\beta^{PR1YR}$	$\beta^{LIQ}$	$R^2$	Obs
<b>CAPM</b>								
Kostnadsgruppe 4	0,00179	0,962					0,900	135
Kostnadsgruppe 3	0,00057	0,961**					0,957	103
Kostnadsgruppe 2	0,00078	0,973					0,962	168
Kostnadsgruppe 1	0,00147*	0,972					0,980	144
<b>Femfaktormodellen</b>								
Kostnadsgruppe 4	0,00014	1,006	0,372***	-0,084*	-0,106**	-0,192**	0,932	135
Kostnadsgruppe 3	-0,00024	0,954	0,193***	-0,046	-0,057	-0,163**	0,965	103
Kostnadsgruppe 2	0,00028	0,892***	0,131***	-0,043*	-0,047**	-0,207***	0,974	168
Kostnadsgruppe 1	0,00074	0,936***	0,110***	0,035*	-0,035*	-0,142***	0,985	144

For å undersøke dette nærmere deler vi fondene opp i fire grupper, vist i tabell 5-5. Her har vi fond med kostnader i intervallene  $[0\% , 1\%]$ ,  $(1\% , 1,5\%]$ ,  $(1,5\% , 2\%)$  og  $[2\% , \rightarrow)$  i henholdsvis kostnadsgruppe 1, 2, 3 og 4. I likhet med resultatene fra da vi benyttet to grupper finner vi at  $R^2$  synker og eksponering mot SMB-faktoren stiger i takt med økte kostnader. I tillegg til denne tendensen ser vi at forskjellen fra de aller dyreste fondene til resten av fondene er betraktelig større enn forskjellen mellom de andre gruppene. I likhet med analysen med to grupper ser vi at begge de to gruppene med lave kostnader er underekspontert mot markedsrisiko. Forskjellen i  $R^2$  blir mindre i femfaktormodellen enn i CAPM, men fond med høye kostnader har fortsatt lavere forklaringsgrad enn fond med lavere kostnader.

For å se om noen av forskjellene vi observerer over er signifikante, transformerer datasettet om til paneldata. Vi har historisk avkastning som tidsseriedata og kostnadsnivå for hvert fond som tverrsnittsdata. Vi genererer dummyvariabelen  $KostnH$ , som er lik 1 dersom fondet har høy forvaltningskapital og 0 ellers. Modellen er vist i metodedelen under 4.3.3.

Tabell 5-6: Resultater ved analyse av kostnader med dummy og interaksjonsledd

Koeffisienter	Kostnadsdummy	Kostnadsdummy og interaksjonsledd
$\alpha$	0,00014	0,00077***
$\beta^{rM}$	0,968***	0,942***
$\beta^{SMB}$	0,196***	0,123***
$\beta^{HML}$	-0,066**	-0,027*
$\beta^{PR1YR}$	-0,032**	-0,036***
$\beta^{LIQ}$	-0,118***	-0,120***
$\beta^{KostnH}$	0,00105**	-0,00047
$\beta^{rM*H}$		0,059***
$\beta^{SMB*H}$		0,172**
$\beta^{HML*H}$		-0,091*
$\beta^{PR1YR*H}$		0,011
$\beta^{LIQ*H}$		-0,001
$R^2$	0,877	0,881
Observasjoner	6 302	6 302

Første kolonne i tabell 5-6 viser resultatene fra en Pooled OLS med flerfaktormodellen og KostnH som forklaringsvariabler. Koeffisienten til KostnH er på 0,00105, hvilket betyr at fondene med høyere kostnader har hatt 0,105% månedlig meravkastning relativt til lavkostnadsfondene. Dette resultatet er signifikant på et 5% signifikansnivå. Basert på denne modellen ser vi dermed at høykostnadsfondene har signifikant meravkastning i forhold til lavkostnadsfondene.

Basert på funn fra tidsseriene over har vi imidlertid en hypotese om at meravkastningen for høykostnadsfond kan skyldes at disse fondene har tatt større risiko ved å investere mer i små selskaper. I 5.1 (forsknings spørsmål 1) så vi at mye av en tilsynelatende meravkastning for fondene kan forklares av eksponering mot små selskaper. Samtidig så vi over at fond med høye kostnader i større grad ser ut til å være eksponert mot små selskaper. For å teste om denne mistanken er berettiget estimerer vi en ny modell, der vi inkluderer interaksjonsledd mellom kostnadsdummyen og de øvrige forklaringsvariablene. Resultatet av dette er vist i andre kolonne i tabell 5-6.

Etter inkluderingen av interaksjonsleddene ser vi at KostnH ikke lenger er signifikant, samtidig som interaksjonsleddene for markedsavkastning og SMB er positive og klart

signifikante. Interaksjonsleddene kan tolkes som at høykostnadsfond har hatt en markedsbeta 0,059 høyere og en størrelsesbeta 0,172 høyere enn fond med lavere kostnader. Siden de andre interaksjonsleddene ikke har signifikante koeffisienter, kan vi ikke anta at fondsgruppene har ulik eksponering mot disse faktorene. Ettersom koeffisienten til KostnH ikke lengre er signifikant, kan vi ikke anta at høykostnadsfond oppnår risikjustert meravkastning.

Vi ser også at de vanlige koeffisientene for markedsavkastning og SMB har blitt redusert. Dette er ikke overraskende, da disse koeffisientene kan tolkes som eksponeringene til lavkostnadsfond og vi så tidligere at fondsgruppene med lavere kostnader hadde lavere størrelses- og markedsbeta.

### 5.2.2 Delkonklusjon

**Fond med høyere kostnader har større grad av aktiv forvaltning enn fond med lavere kostnader. Samtidig er de signifikant mer eksponert mot små selskaper, og korrigert for dette reduseres denne forskjellen. Høykostnadsfondene har ikke oppnådd risikjustert meravkastning i forhold til lavkostnadsfondene.**

Fond med høyere kostnader har, som forventet, større grad av aktiv forvaltning enn fond med lavere kostnader. Dette er gjerne forklart ved at høyere kostnader tillater forvalter å gjøre dypere og bedre analyser, på grunn av større ressurser. Følgelig antok vi at graden av aktiv forvaltning skulle være jevnt økende med kostnadene for de fire gruppene. Imidlertid er økningen klart størst fra gruppen med aller høyest kostnader til gruppen med nest høyest kostnader. Dette kan skyldes at fondene med aller høyest kostnader skiller seg mer ut og dermed opplever større forpliktelse til å avvike fra benchmark, mens fondene med nest høyest kostnader forsvinner i mengden av fond med relativt vanlige kostnader.

Gapet i forklaringsgrad for de fire gruppene krymper når vi inkluderer de andre faktorene. Valg av benchmark er dermed sentralt for vurderingen av aktiv forvaltning. Dersom vi benytter femfaktormodellen som benchmark ser det ut til at fondene driver mindre aktiv forvaltning enn det kan se ut som dersom vi kun har markedsavkastning som benchmark. Dette skyldes delvis at mye av avkastningen til fondene med høye kostnader forklares ved investering i mindre selskaper. Resultatene er i tråd med økonomisk intuisjon, ettersom det krever økte ressurser for forvalter å dekke og investere i mange av de mindre selskapene på Oslo Børs. Informasjon om mindre selskaper er ofte vanskeligere tilgjengelig og det er



---

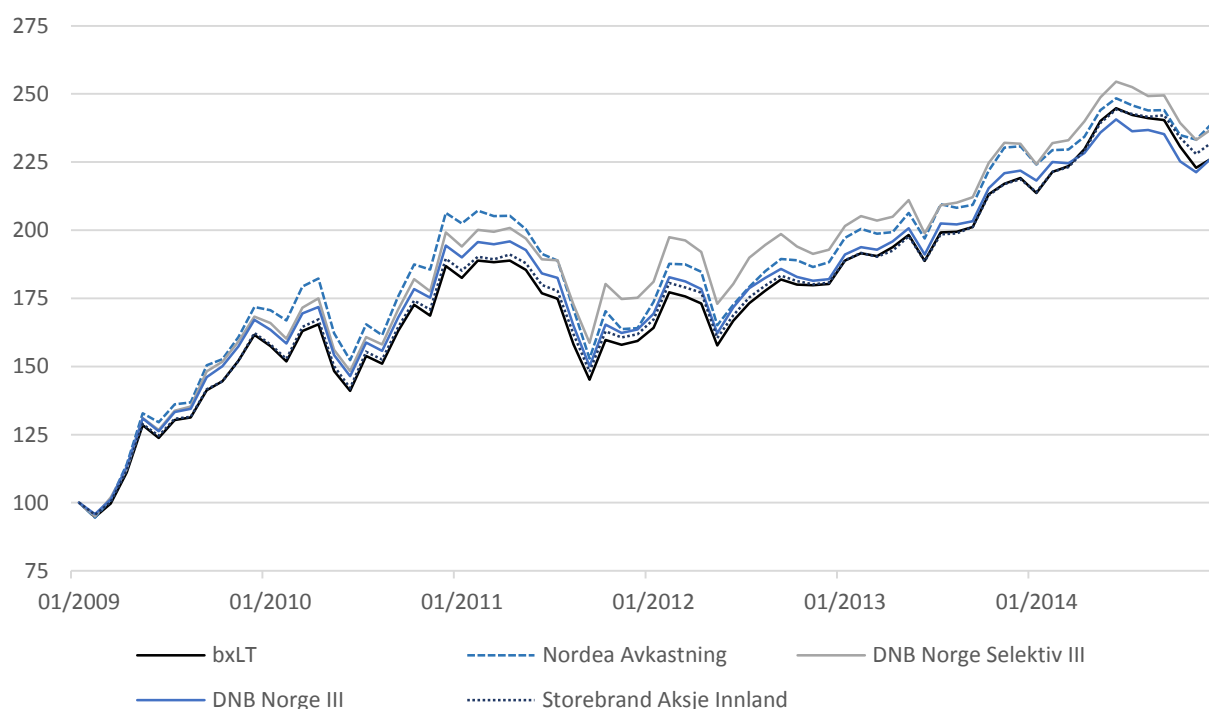
ressurskrevende å analysere disse i tillegg til de store selskapene. Dermed er det plausibelt at høye kostnader forbindes med overvekting av små selskaper.

I tillegg til stor grad av aktiv forvaltning, forventer også investorer flest å oppnå høyere avkastning som kompensasjon for høye kostnader. Vi finner ingen bevis for meravkastning for høykostnadsfond når vi tar høyde for at de kan ha ulik eksponering mot de systematiske risikofaktorene. Vi finner at fond med høye kostnader er mer eksponert mot markedsrisiko og små selskaper, og denne økte systematiske risikoen gir betaling i form av høyere avkastning.

### **5.2.3 Korrelasjon med indeks**

Som en forlengelse av kostnadsdiskusjonen synes vi det er interessant å se om noen av våre fond er såkalte skapindeksfond, som ble nevnt i innledningen. Derfor har vi også sett på hvilke fond som har høyest korrelasjon med indeks, og om forvalter i sine beskrivelser av disse fondene innrømmer mindre grad av aktiv forvaltning. I denne analysen har vi sett på korrelasjon med indeks (bxLT) både i perioden 2009-2014 og for hvert enkelt fond sin levetid. bxLT betyr i senere tid OSEBX, som de fleste indeksfondene benytter som sin referanseindeks. Grunnen til at vi også tar med perioden 2009-2014 er at Even Westerveld, informasjonssjefen i DNB, mener at aksjer har gått mer i takt med hverandre de siste årene, og at dette er grunnen til indekxnær forvaltning (Eriksen, 2015). Vi ønsker derfor å sammenligne disse to periodene, for å se om indekxnær forvaltning er spesielt for de siste årene. Vi valgte ut fire fond som virket å være interessante i en slik sammenheng.

Figur 5-1: Verdiutvikling siden januar 2009 for fondene ift. indeks og indeksfond



Figur 5-1 viser verdiutviklingen man hadde oppnådd ved å investere 100 kr i de utvalgte fondene og indeksen bxLT fra januar 2009 til januar 2015. Vi ser at de følger hverandre ganske tett. De aktive fondene oppnår riktignok stort sett noe høyere avkastning, men det ser ut til å være mye på grunn av høyere systematisk risiko, da de varierer nesten identisk med markedet. Investorene betaler imidlertid ikke for at fondet skal ta på seg mer systematisk risiko, ettersom de i teorien selv kan oppnå dette ved å gi en investering i et indeksfond.

Tabell 5-7: Utvalgte fond sin eksponering mot indeks

Fond	Tidsperiode	$\alpha$	$\beta^{rM}$	$R^2$	Obs
DNB Norge III	Levetid	0,00062	0,995	0,988	226
	09-14	0,00018	0,996	0,989	72
DNB Norge Selektiv III	Levetid	0,00029	0,989	0,959	246
	09-14	0,00027	1,041	0,973	72
Nordea Avkastning	Levetid	0,00025	0,953*	0,877	375
	09-14	0,00019	1,057**	0,963	72
Storebrand Aksje Innland	Levetid	0,00078	0,999	0,988	221
	09-14	0,00066	0,984*	0,995	72

Blant de fire fondene har vi to av DNB-fondene; DNB Norge III og DNB Norge Selektiv III. Forvalter skriver i sin beskrivelse<sup>5</sup> av begge fond at “forvalterne har stor frihet til å gjøre aktive skifter mot de selskaper hvor man ser størst potensial for verdistigning”. Disse fondene var begge blant de mest korrelerte med indeks over hele sin levetid, samt i perioden januar 2009 til desember 2014. DNB Norge III og DNB Norge Selektiv III har forvaltningskostnader på henholdsvis 1% og 0,8%. Til sammenligning har for eksempel indeksfondet Alfred Berg Indeks I en forvaltningskostnad på 0,08%. Tabell 5-7 viser at avkastningen til DNB Norge III og DNB Norge Selektiv III i stor grad kan forklares av indeksavkastningen. Ingen av de to fondene har heller markedsbeta signifikant ulik 1. Dette tyder på at de heller ikke har hatt systematisk risiko ulik indeks i løpet av perioden. For DNB Norge III er tallene svært like for begge periodene, hvilket taler imot Westerveld sin påstand. Vi observerer imidlertid at DNB Norge Selektiv III har ligget litt tettere på indeks i senere år enn ellers. Likevel ligger begge fond såpass tett på indeks at det kan virke som om forvalter ikke har benyttet seg av den friheten til å gjøre aktive skift som beskrivelsen gir inntrykk av, og som investor forventer ved betaling av forvaltningsavgiften.

Videre har vi også sett på Nordea Avkastning. De skriver at “fondet er aktivt forvaltet og fondets målsetning er å gi en bedre avkastning enn utviklingen på Oslo Børs Fondsindeks over tid”. Forklaringsgraden over levetid er her betydelig lavere enn for de øvrige fire fondene. Vi tok likevel dette fondet med, da det siden 2009 har en  $R^2$  på 0,963. I tillegg har fondet blitt trukket frem i media som et såkalt skapindeksfond (Heier, 2014). Dette fondet har altså over levetiden ikke ligget så tett på indeks, og kan derfor med mer troverdighet begrunne indekxnær forvaltning med manglende muligheter den siste tiden. Videre skiller de seg fra de andre fondene vi her ser på, da de har hatt beta signifikant høyere enn 1 i perioden 2009-2014. Likevel er ikke dette nødvendigvis positivt, da eventuell meravkastning fra dette kun er betaling for økt systematisk risiko. De har også høyere forvaltningskostnad (1,5%) enn de andre, og det bør derfor stilles høyere krav om aktive beslutninger i forvaltningen.

Storebrand Aksje Innland er det siste av disse fondene, og skriver i beskrivelsen at “våre forvaltere vil løpende vurdere hvilke av selskapene som bør overvektes (eie mer enn selskapets vektning i det norske markedet) og hvilke som bør undervektes”. Dette indikerer altså en aktiv investeringsstrategi. Videre skriver de også at “Storebrand Aksje Innland er et aksjefond som har som mål å gi deg høyere verdistigning enn hva en gjennomsnittlig norsk

---

<sup>5</sup> Hentet fra Morningstar. Dette gjelder for beskrivelsen av alle de fire fondene.

aksjeportefølje gir.” Dette fondet har siden opprettelsen hatt en  $R^2$  på 0,988 mot indeks og 0,995 siden 2009. Fondet har heller ikke betaverdi ulik 1 for noen av periodene. De har riktignok en litt lavere forvaltningskostnad på 0,6%, men dette er likevel 7,5 ganger høyere enn Alfred Berg sitt indeksfond. Med såpass høy foklaringsgrad over lang tid virker dette urimelig.

#### **5.2.4 Delkonklusjon**

**Noen fond har svært liten grad av aktiv forvaltning og det blir vanskelig å rettfærdiggjøre deres kostnadsnivå.**

Våre resultater indikerer at enkelte fond tar seg i overkant betalt for å føre svært indeksnære “aktive” strategier. Av de analyserte fondene er det Nordea Avkastning som har høyest kostnader, men dette er også det fondet som ser ut til å avvike mest fra indeks. De øvrige fondene havner i lavkostnadsgruppen fra analysen over, men spesielt DNB Norge III og Storebrand Aksje Innland ligger svært nær indeks. Det blir da vanskelig å rettfærdiggjøre forvaltningskostnader som er henholdsvis 12,5 og 7,5 ganger større enn Alfred Berg Indeks I. Etter vår mening faller disse fondene inn i kategorien «skapindeksfond».

#### **5.2.5 Er små og store fond eksponert mot forskjellige risikofaktorer?**

Vi vil se på om det har vært forskjeller i avkastning og eksponering mot de forskjellige faktorene basert på størrelsen til fondene. Som mål på størrelse benytter vi forvaltningskapital.

En hypotese er at større fond vil investere mer i illikvide selskaper. Dette er fordi store fond burde kunne forvente relativt lavere innløsningspress, og dermed redusere sannsynligheten for å måtte selge seg ut av illikvide posisjoner før ønsket tid. For eksempel er dette en strategi svært store fond som Folketrygdfondet (Johnsen, 2011 og Svarva et al., 2015) og legatene til Harvard og Yale (Morris, 2009) benytter seg av. Videre forventer vi at store fond i mindre grad vil eksponere seg mot størrelsesfaktoren ettersom de vil påvirke prisene i de små selskapene mer ved handling. Store kvantum kan dytte prisene opp ved kjøp, og ned ved salg. Det er også en mulighet for at større fond lettere kunne benyttet seg av momentumstrategier, da de kan handle større volum og dermed redusere transaksjonskostnader. Bakgrunnen for denne tanken er at Carhart (1997) slår fast at det er transaksjonskostnader som gjør at momentumstrategier ikke er lønnsomme. På den annen side vil større handelsvolum også

---

lettere påvirke prisene og dermed lønnsomheten av en slik strategi. Til slutt kan det tenkes at store fond har høyere meravkastning siden de bør ha lavere forvaltningskostnader.

For å undersøke hvorvidt det er forskjeller i eksponering for store og små fond grupperer vi fondene etter de som har forvaltningskapital over og under 1 milliard NOK. Som vi ser av fondsinformasjonen i tabell 3-1, markerer dette et tydelig skille i forvaltningskapital. Dette gir oss 13 og 15 fond med henholdsvis høy og lav forvaltningskapital. Først kjører vi regresjoner der vi har gruppert fondene på tidsserieform. Vi genererer en ny variabel for avkastningen til hver av gruppene som vi gjorde i 5.2.1. Deretter kjører vi en regresjon for de to gruppenes gjennomsnittsavkastning. Vi finner noen mindre forskjeller, men generelt har gruppene med høy og lav forvaltningskapital forholdsvis lik meravkastning og eksponering mot faktorene. Resultatene av dette kan finnes i appendiks 0.

Hovedfokus her blir å teste om noen av disse forskjellene er signifikante. For å teste dette benytter vi paneldata, der vi inkluderer forvaltningskapital som tverrsnittsvARIABLE. Vi genererer dummyvariabelen KapH, som er lik 1 dersom fondet har høy forvaltningskapital og 0 ellers. Deretter legger vi til et interaksjonsledd mellom KapH og de andre forklaringsvariablene for å teste om eventuelle forskjeller i risikoeksponering er signifikante. Denne modellen er estimert med Pooled OLS.

Tabell 5-8: Resultater ved analyse av forvaltningskapital

Koeffisienter	Kapitaldummy	Kapitaldummy og interaksjonsledd
$\alpha$	0,00069**	0,00048*
$\beta^{rM}$	0,968***	0,973***
$\beta^{SMB}$	0,196***	0,216***
$\beta^{HML}$	-0,066**	-0,098**
$\beta^{PR1YR}$	-0,032**	-0,031**
$\beta^{LIQ}$	-0,117***	-0,142***
$\beta^{KapH}$	-0,00023	0,00024
$\beta^{rM*KapH}$		-0,013
$\beta^{SMB*KapH}$		-0,043
$\beta^{HML*KapH}$		0,067
$\beta^{PR1YR*KapH}$		-0,000
$\beta^{LIQ*KapH}$		0,054*
Observasjoner	6 302	6 302
$R^2$	0,877	0,878

Som vi ser av resultatene i tabell 5-8 finner vi ingen signifikante forskjeller mellom fondene med høy og lav forvaltningskapital. Koeffisienten for dummyen er ikke høy eller statistisk signifikant, verken før eller etter at interaksjonsleddene er inkludert. Våre resultater viser dermed at forvaltningskapital ikke er avgjørende for fondets evne til å oppnå meravkastning. Det ser heller ikke ut til å være noen systematikk i at store fond eksponerer seg mot andre faktorer enn de små. Likevel bør det nevnes at faktoren  $LIQ*KapH$  lader positivt med 0,054 og er signifikant på 10 % signifikansnivå. Tross mangel på signifikans på et 5% nivå gir dette en liten indikasjon på at store fond har noe mer illikvide plasseringer, hvilket er i tråd med forventningene våre.

### 5.2.6 Delkonklusjon

**Vi finner ingen signifikante forskjeller mellom fond med høy og lav forvaltningskapital.**

Våre hypoteser om fond med forskjeller i forvaltningskapital stemte derfor ikke. En grunn kan være at forskjeller i forvaltningskapital over en viss størrelse ikke endrer investeringsadferd. Et annet moment kan være at strategier som i teorien virker attraktive for en viss fondsstørrelse, kan være vanskelige å implementere i praksis. Vi hadde spesielt forventet at

store fond var mer eksponert mot illikvide selskaper. Imidlertid er de største fondene ofte store nasjonale fond eller stiftelser, slik som de nevnte legatene og Folketrygdfondet. Disse kjennetegnes gjerne av enda lengre investeringshorisont og andre mandater enn fondene vi ser på. Dermed er det ikke nødvendigvis bare størrelsen deres som påvirker grad av likviditet i investeringene, men også hvor lang investeringshorisonten er.

## 6 Robusthetstester

### 6.1 Gir ulike startdatoer for fondene skjevhet i analysen?

I tidsserieanalysene har vi tatt med fullstendige tidsserier for hvert enkelt fond. Noen fond har eksistert mye lengre enn andre, hvilket medfører forskjellige startdatoer for fondene i analysene av faktoreksponering. Dersom vi skulle kuttet tidsperioden, slik at den ble lik for alle, ville vi mistet mange observasjoner. Derfor vil vi se på om det er store forskjeller mellom ulike tidsperioder som kan gi skjevhet i resultatene. Vi sammenligner fondene, og det er derfor viktig at forskjellene skyldes faktiske forskjeller mellom fondene, og ikke forskjeller mellom tidsperiodene. For å undersøke om faktoreksponeringen har endret seg over tid har vi delt opp i tidsseriene i femårsperioder, og vil sammenligne disse med hverandre. Avkastningen blir beregnet som et likevektet gjennomsnitt av alle de inkluderte fondenes avkastning.

#### 6.1.1 Sammenligning av to perioder, 2002-2014

Vi grupperte først fondenes avkastning i to perioder, 2002-2007 og 2009-2014. Vi utelot 2008 da dette er et spesielt år på grunn av finanskrisen. Inkludering av dette gir skjevhet i resultatene (se appendiks 7 for resultatet av regresjonen for 2008). Periodene før og etter finanskrisen er interessante, da det er spennende å se om fondene oppførte seg forskjellig før og etter et såpass kraftig sjokk i markedet. Vår forventning er at fondene vil søke trygghet i indekxnær forvaltning, og dermed i mindre grad eksponere seg mot faktorene, i etterkant. Vi tok kun med fondene som eksisterte hele perioden, og utelot derfor Landkreditt Norge, Eika Norge og Fondsfinans Norge.



Tabell 6-1: Sammenligning av eksponering i to perioder

Koeffisienter	2002-2007	2009-2014
$\alpha$	0,00115	0,00049
$\beta^{\text{rM}}$	0,896**	1,012
$\beta^{\text{SMB}}$	0,204***	0,188***
$\beta^{\text{HML}}$	-0,099**	-0,040
$\beta^{\text{PRIYR}}$	-0,057**	-0,046
$\beta^{\text{LIQ}}$	-0,262***	-0,110*
$R^2$	0,977	0,968
Observasjoner	72	72

I tabell 6-1 vises resultatene fra en vanlig regresjon med gjennomsnittlig avkastning som avhengig variabel og fem forklaringsvariabler. I begge perioder er alfa insignifikant og SMB signifikant positiv med relativt like koeffisienter. Fondene har altså i begge perioder en overvekt i små selskaper. Ser vi på de resterende faktorene er det derimot ganske store forskjeller. Fra 2002-2007 lader fondene signifikant negativt på HML, PRIYR og LIQ. Fra 2009-2014 er koeffisientene fortsatt negative, men ingen av dem er signifikante på et 5% nivå. Dette tyder altså på at fondene i første periode investerte i vekstaksjer, som presterte dårlig året før og var likvide. I andre periode eksponerer de seg ikke mot noen av disse faktorene. I tillegg er ikke markedsbetaen signifikant ulik 1 mellom 2009-2014, mens den er signifikant lavere enn 1 mellom 2002-2007. Det er altså en vridning i eksponering fra de andre faktorene og mot markedsfaktoren. Dette kan skyldes at de ble mer forsiktige etter finanskrisen, og søkte trygghet i mer indekxnære strategier.

### 6.1.2 Sammenligning av tre perioder, 1996-2014

For å se om forskjellene mellom 2002-2007 og 2009-2014 er særegne, kjører vi en ny regresjon der vi også tar med perioden 1996-2001. For at denne perioden skulle kunne sammenlignes med de andre fjernet vi alle fond som ikke eksisterte hele perioden 1996-2014 fra alle de tre tidsseriene. Da endte vi opp med 16 fond<sup>6</sup>. Det må nevnes at Nordea Norge Verdi og DNB Norge III mangler data for januar og februar 1996, slik at vi går glipp av disse

<sup>6</sup> Alfred Berg Aktiv, Alfred Berg Gambak, Carnegie Aksje Norge, Danske Invest Norge II, Danske Invest Norge Vekst, Delphi Norge, DNB Norge III, DNB Norge Selektiv III, Handelsbanken Norge, Nordea Avkastning, Nordea Norge Verdi, Odin Norge, Pareto Investment Fund A, PLUSS Markedsverdi, Storebrand Norge og Storebrand Vekst.

to månedene for alle tidsseriene. Vi mener at å inkludere disse to fondene tilfører mer verdi til analysen enn å få med de to månedene.

Tabell 6-2: Sammenligning av eksponering i tre perioder

Koeffisienter	1996-2001	2002-2007	2009-2014
$\alpha$	0,00024	0,00040	0,00087
$\beta^{rM}$	1,018	0,896**	1,018
$\beta^{SMB}$	0,166***	0,220***	0,179***
$\beta^{HML}$	-0,130*	-0,112**	-0,048
$\beta^{PR1YR}$	0,061**	-0,065**	-0,035
$\beta^{LIQ}$	0,002	-0,276***	-0,107*
$R^2$	0,954	0,973	0,964
Observasjoner	70	72	72

Resultatene i tabell 6-2 viser at perioden 1996-2001 ligner på 2009-2014. På et 5% signifikansnivå er den eneste forskjellen at PR1YR er signifikant positiv for 1996-2001 og insignificant for 2009-2014. Det virker derfor som at det er tidsperioden før finanskrisen som er spesiell, heller enn etter. Dette kan være fordi perioden 2002-2007 var en periode preget av sterk oppgang i markedet (Eika, 2008). At PR1YR går fra signifikant positiv til signifikant negativ fra 1996-2001 til 2002-2007, tyder på at fondene går fra å holde fjorårets vinnere til å holde tapere. Dette kan ha sammenheng med optimismen i markedet og en tanke om at det var mye penger å hente i tapere som uansett kom til å hente seg inn igjen slik markedsutsiktene var. Negativ eksponering mot HML indikerer investering i vekstaksjer, hvilket er forventet da dette er gunstig i oppgangstider. Negativ eksponering mot LIQ i oppgangstider kan skyldes et ønske om fleksibilitet til å utnytte gode muligheter etter hvert som de dukker opp.

Det er forøvrig interessant å merke seg at reduksjonen fra 25 til 16 fond påvirker resultatene fra 2002-2014 i relativt liten grad. Dette tolkes som en indikasjon på at variasjon i eksponering mot faktorene over tid er lite avhengig av utvalget av fond.

### 6.1.3 Sammenligning av fire perioder, 1990-2014

Ettersom fondsutvalget ikke ser ut å påvirke resultatene i nevneverdig grad prøvde vi også å legge til enda en tidsgruppe, 1990-1995. Antall fond som gikk så lang tilbake var imidlertid bare tre; Storebrand Norge, Nordea Avkastning og Pareto Investment Fund A. Datagrunnlaget er med andre ord ganske tynt.

Tabell 6-3: Sammenligning av eksponering i fire perioder

Koeffisienter	1990-1995	1996-2001	2002-2007	2009-2014
$\alpha$	-0,00092	0,00018	0,00019	0,00067
$\beta^{\text{TM}}$	0,922*	1,002	0,940	1,012
$\beta^{\text{SMB}}$	0,001	0,066*	0,136**	0,107**
$\beta^{\text{HML}}$	0,054	0,007	-0,109**	-0,065
$\beta^{\text{PR1YR}}$	0,012	-0,002	-0,076***	-0,015
$\beta^{\text{LIQ}}$	0,014	0,035	-0,229***	-0,152*
$R^2$	0,92	0,975	0,974	0,96
Observasjoner	70	72	72	72

Fra tabell 6-3 ser vi at SMB ikke er signifikant i tidsperioden 1990-1995. Dette samsvarer med tidligere funn om at denne faktoren er sensitiv for valg av tidsperiode (Næs et al., 2008). Konstantleddet, HML og LIQ er ikke signifikant, i likhet med 1996-2001 og 2009-2014. Likevel legger vi merke til at det tynne utvalget ser ut til å gi noe skjevhet i resultatene. I motsetning til hva vi så med større utvalg er markedsbetaen ikke lengre signifikant ulik 1 for perioden 2002-2007. Med dette utvalget av fond er heller ikke SMB og PR1YR signifikant i perioden 1996-2001. Vi er dermed forsiktige med å legge alt for mye vekt på denne siste sammenligningen av periodene.

### 6.1.4 Er forskjellene signifikante?

Vi har hittil sammenlignet periodene ved å se på vanlige regresjoner av hver tidsperiode. For å formelt kunne avgjøre om disse forskjellene er signifikante, innfører vi dummyer for de ulike delperiodene og lager i tillegg interaksjonsledd mellom dummyene og de øvrige forklaringsvariablene. Dummyvariabelen er lik 1 hvis observasjonen er fra den siste tidsperioden, og 0 ellers. Dersom koeffisienten til et interaksjonsledd er signifikant, betyr det at eksponeringen mot den gitte forklaringsvariabelen er signifikant forskjellig i de to periodene. I regresjonen ble det også justert for koeffisientene uten interaksjonsledd. Disse vil

imidlertid være lik en vanlig regresjon for den første av de to periodene som sammenlignes, og dermed tilsvare resultatene over. De er heller ikke av interesse når vi kun skal teste forskjeller, og vi har derfor utelatt de fra tabell 6-4.

Tabell 6-4: Analyse av forskjeller mellom tidsperiodene

Koeffisienter	02-07 og 09-14	96-01 og 02-07	96-01 og 09-14	90-95 og 96-01	90-95 og 02-07	90-95 og 09-14
Endring $\beta^{\text{RM}}$	0,115**	-0,123**	-0,001	0,081	0,018	0,090
Endring $\beta^{\text{SMB}}$	-0,017	0,054	0,014	0,065	0,135	0,106
Endring $\beta^{\text{HML}}$	0,059	0,018	0,082	-0,048	-0,163***	-0,119**
Endring $\beta^{\text{PR1YR}}$	0,011	-0,125***	-0,096**	-0,013	-0,088*	-0,026
Endring $\beta^{\text{LIQ}}$	0,152**	-0,278***	-0,109	0,021	-0,244***	-0,166
Dummy	-0,00067	0,00016	0,00062	0,00109	0,00111	0,00159
$R^2$	0,973	0,963	0,958	0,946	0,948	0,938
Observasjoner	144	142	142	142	142	142

Endring i faktoreksponering mellom periodene er vist i tabell 6-4. Antall fond som er med i analysen er avhengig av antall fond som er med i den første av de to periodene som sammenlignes. Dette følger mønsteret fra 6.1.1, 6.1.2 og 6.1.3.

Kolonne 1 i tabell 6-4 viser endringer fra 2002-2007 til 2009-2014. Her bekreftes resultatet vi fant i 6.1.1 om vridning mot økt markedsrisiko, da markedsbeta er signifikant høyere etter finanskrisen. I tillegg er LIQ signifikant forskjellig, og den er høyere i siste periode. Dette tyder igjen på at fondene tok mer illikvide posisjoner etter 2009. Vi observerer ikke signifikante forskjeller for de andre faktorene.

Kolonne 2 og 3 viser endringer fra 1996-2001 til de to senere periodene. Her observerer vi at eksponering mot momentumfaktoren er signifikant lavere i begge de to senere periodene. Dette tyder på at eksponeringen mot momentum var relativt høy i 1996-2001. Utenom momentum er det ingen signifikante forskjeller mellom periodene 1996-2001 og 2009-2014. Når det gjelder forskjeller mellom 1996-2001 og 2002-2007, ser vi at eksponering mot markedsrisiko og likviditet er signifikant lavere i 2002-2007 enn i 1996-2001. Dette understreker synet om at det er perioden 2002-2007 som skiller seg ut, mens de to andre er forholdsvis like.

Kolonne 4, 5 og 6 viser endringene fra 1990-1995 til de andre periodene. Vi ser at forskjellen i eksponering mot SMB ikke er signifikant mellom 1990-1995 og noen av de andre periodene, og dermed virker funnet fra 6.1.3 om at SMB ikke er signifikant i 1990-1995 mindre dramatisk. HML er likevel signifikant lavere i begge de to siste periodene enn i 1990-1995. Dette indikerer en vridning fra verdi- til vekstaksjer. Vi observerer også igjen at LIQ er signifikant lavere i 2002-2007 enn i 1990-1995. Det ser altså ut som et robust funn at LIQ er spesielt lav i 2002-2007, da det samme er funnet i alle resultatene i denne analysen.

### 6.1.5 Oppsummering

**Ulik startdato for fondene ser ikke ut til å gi skjevhet i analysene våre.**

Det generelle inntrykket er at dersom noen tidsperiode skiller seg ut er det perioden før finanskrisen, her representert ved årene 2002-2007. I vårt utvalg er det kun tre fond (Eika Norge, Fondsfinans Norge og Landkreditt Norge) som ikke er representert i hele denne perioden. Vi observerer også at selv om eksponeringen er forskjellig mellom tidsperiodene er det sjelden at disse forskjellene er signifikante. Det eneste funnet som gikk igjen var at eksponeringen mot likviditet var lavere i 2002-2007, ellers var det liten systematikk i forskjellene. Dermed synes ikke forskjellig lengde på tidsseriene for de forskjellige fondene å skulle påvirke resultatene fra analysene i nevneverdig grad. Vi har observert at fond med stor vekt av observasjonene i perioden 2002-2007 har litt lavere markedsbeta, og noe mer negativ ladning på momentum og likviditet. Disse utslagene fremstår likevel ikke som veldig dramatiske, og vi mener det er bedre å utnytte all tilgjengelig data, heller enn at alle tidsseriene skal ha samme startdato.

## 6.2 Seriekorrelasjon

### 6.2.1 Testing av seriekorrelasjon

Vi utfører en Breusch-Godfrey-test for seriekorrelasjon opp til 12 perioder for hvert fond. Vi setter opp følgende hypoteser:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_{12} = 0$$

$$H_1: \text{Minst en av parametrene } \rho_1, \rho_2, \dots, \rho_{12} \neq 0$$

Tabell 6-5 viser resultatet av testen. Testobservatoren  $\chi^2$  er kji-kvadratfordelt med 12 frihetsgrader. Tilhørende kritisk grense med et 5 % signifikansnivå er 21,026. Vi forkaster dermed nullhypotesen om ingen seriekorrelasjon dersom  $\chi^2 > 21,026$  og p-verdi  $< 0,05$ .

Tabell 6-5: Resultater av Breusch-Godfrey-test for seriekorrelasjon

Fond	$\chi^2$	P-verdi
Alfred Berg Aktiv	37,952	0,0002***
Alfred Berg Gambak	18,451	0,1027
Alfred Berg Human	26,425	0,0093***
Carnegie Aksje Norge	18,339	0,1058
Danske Invest Norge II	10,716	0,5534
Danske Invest Norge Vekst	15,607	0,2099
Delphi Norge	29,171	0,0037***
DNB Norge III	14,897	0,2471
DNB Norge Selektiv III	5,495	0,9394
DNB SMB	11,530	0,4841
Eika Norge	8,228	0,7671
Folketrygdfondet	16,376	0,1746
Fondsfinans Spar	9,725	0,6400
Handelsbanken Norge	15,721	0,2044
Holberg Norge	15,25	0,2850
KLP Aksje Norge	9,138	0,6911
Landkreditt Norge	8,180	0,7709
Nordea Avkastning	42,544	0,0000***
Nordea Norge Verdi	11,270	0,5059
Odin Norge	16,228	0,1810
Pareto Aksje Norge	8,759	0,7234
Pareto Investment Fund A	41,072	0,0000***
PLUSS Aksje	19,349	0,0804*
PLUSS Markedsverdi	7,358	0,8331
Storebrand Aksje Innland	34,665	0,0005***
Storebrand Norge	33,399	0,0008***
Storebrand Optima Norge A	15,574	0,2115
Storebrand Vekst	9,002	0,7028

Vi ser at avkastningsseriene til syv av fondene inneholder seriekorrelasjon. Imidlertid er det verdt å merke seg at når man tester mange forskjellige serier for seriekorrelasjon på 5% signifikansnivå, vil i gjennomsnitt en av 20 serier feilaktig få påvist seriekorrelasjon (Type I-

feil). For våre tidsserier er det imidlertid påvist seriekorrelasjon for 7 av 28 serier på 5% signifikansnivå, hvilket tyder at vi kan ha et reelt problem med seriekorrelasjon i noen av seriene. Vi plotter seriekorrelasjons- og partiell seriekorrelasjons-funksjonene til fondene med seriekorrelasjon for å få en indikasjon på hvilken orden av seriekorrelasjon vi har. Disse er vist i appendiks 0 og viser at det det hovedsaklig er førsteordens seriekorrelasjon som er problemet vårt.

Tilstedeværelse av seriekorrelasjon impliserer at inferens for de aktuelle tidsseriene ikke er gyldig og at OLS ikke er effisient. Vi tester implikasjonene av dette ved å transformere vekk seriekorrelasjonen i modellen ved bruk av FGLS (Cochrane-Orcutt-estimering).

## 6.2.2 Regresjoner med hensyn til seriekorrelasjon – FGLS

Tabell 6-6: Sammenligning av regresjon med OLS og FGLS

Fond	Metode	$\alpha$	$\beta^{RM}$	$\beta^{SMB}$	$\beta^{HML}$	$\beta^{PRIYR}$	$\beta^{LIQ}$	$R^2$	Obs
Storebrand Norge	OLS	0,00095	0,952	0,097***	0,007	-0,028	-0,105***	0,906	375
	FGLS	0,00098	0,954	0,095***	0,006	-0,031	-0,104***	0,904	374
Nordea Avkastning	OLS	-0,00019	0,916***	0,126***	0,013	-0,046*	-0,150***	0,884	375
	FGLS	-0,00038	0,930***	0,130***	0,013	-0,041*	-0,147***	0,905	374
Alfred Berg Aktiv	OLS	-0,00150	1,087*	0,360***	-0,159***	0,036	-0,092	0,894	228
	FGLS	-0,00116	1,049	0,314***	-0,176***	0,013	-0,099	0,895	227
Storebrand Aksje Innland	OLS	0,00051	0,975*	0,027*	-0,017	0,000	-0,057	0,988	221
	FGLS	0,00049	0,970**	0,018	-0,016	0,009	-0,058	0,991	220
Alfred Berg Humanfond	OLS	0,00031	0,900**	0,069*	-0,070***	-0,031	-0,190	0,953	180
	FGLS	0,00046	0,897**	0,071**	-0,077***	-0,036	-0,186	0,952	179
Pareto Investment Fund A	OLS	0,00056	1,025	0,075	-0,039	-0,027	-0,049	0,877	301
	FGLS	0,00022	1,028	0,111**	-0,042*	-0,012	-0,061	0,894	299
Delphi Norge	OLS	-0,00011	1,048	0,446***	-0,193***	-0,016	-0,254	0,868	246
	FGLS	-0,00003	1,049	0,446***	-0,194***	-0,003	-0,263	0,880	245

Tabell 6-6 viser regresjoner for fondene med seriekorrelasjon med OLS og FGLS (Cochrane-Orcutt). Områdene som er markert i gult signaliserer at en koeffisient har endret seg til å være, eller ikke være, statistisk signifikant ved overgang fra OLS til FGLS. Vi ser at dette er tilfelle for 3 av 30 faktorkoeffisienter. Den største endringen ser vi for Pareto Investment Fund A. Årsaken til seriekorrelasjon for dette fondet er at tidsserien mangler data for to

perioder i 1991. Når vi tar hensyn til dette gjennom Cochrane-Orcutt-estimering endres størrelseskoeffisienten fra 0,075 til 0,111 og blir statistisk signifikant. I tillegg endres størrelseskoeffisienten for Alfred Berg Humanfond og markedsbetaen for Storebrand Aksje Innland litt og blir statistisk signifikante. Ellers ser vi små endringer på koeffisientene og ingen av koeffisientene skifter fortegn.

### 6.2.3 Oppsummering

**Til tross for seriekorrelasjon i noen av tidsseriene, anser vi våre analyser og konklusjoner i analysedelene som robuste.**

Fra Breusch-Godfrey-testen ser vi at vi har seriekorrelasjon i syv av tidsseriene. For å se om dette gir store utslag i resultatene kjørte vi FGLS-regresjoner for disse syv. Endringene fra OLS til FGLS er ikke store nok til å gi utslag i våre analyser eller konklusjoner. Imidlertid ser vi at når vi tar hensyn til seriekorrelasjon får vi ytterligere to fond som er eksponert signifikant positivt mot SMB. Dette styrker vår konklusjon, angående fonds kraftige eksponering mot små selskaper, under forskningsspørsmål 1. Meravkastningen blir i liten grad påvirket og ingen av fondene som hadde seriekorrelasjon i seriene hadde i utgangspunktet noen signifikant meravkastning.

## 6.3 Multikollinearitet

Tabell 6-7: Variance inflation factor

Variabler	VIF	1/VIF
LIQ	2,14	0,468
RMRF	1,70	0,589
SMB	1,60	0,625
PR1YR	1,08	0,924
HML	1,05	0,954
Gjennomsnittlig VIF	1,51	0,712

Som vi ser i tabell 6-7 er det ingen av variablenes *VIF*-verdier som er i nærheten av å være for høye dersom vi benytter 2,5 som høyeste tillatte verdi for *VIF*. Høyeste observerte *VIF* er 2,14 for LIQ, noe som tilsvarer  $R^2$  på 53,3% fra regresjon med de andre forklaringsvariablene som uavhengige variabler. Mye av variasjonen til variablene kan dermed ikke forklares ved



variasjon i de andre variablene, og vi har ikke problemer med multikollinearitet. Vi inkluderer derfor alle de fem forklaringsvariablene i modellen.

## 6.4 Hausman-test

Vi gjennomfører en Hausman-test for å teste om RE og POLS gir konsistente estimatorer. De vil ikke være konsistente dersom vi har individspesifikk variasjon i restleddet som er korrelert med forklaringsvariablene. Hvis dette er tilfelle vil det være relativt stor forskjell i estimatorene i RE- og FE-modellen, og vi tester derfor disse mot hverandre.

H0: Begge estimatorene er konsistente og RE-estimatoren er effisient

H1: RE-estimatoren er ikke konsistent

Tabell 6-8: Hausman-test for sammenligning av RE og FE

	$\hat{\beta}^{FE}$	$\hat{\beta}^{RE}$	$\hat{\beta}^{FE} - \hat{\beta}^{RE}$	$\sqrt{\text{Var}(\hat{\beta}^{RE}) - \text{Var}(\hat{\beta}^{FE})}$
$\beta^{rM}$	0,9425	0,9423	0,0001	0,0006
$\beta^{SMB}$	0,1234	0,1233	0,0001	0,0006
$\beta^{HML}$	-0,0269	-0,0269	0,0001	0,0005
$\beta^{PR1YR}$	-0,0357	-0,0355	-0,0001	0,0004
$\beta^{LIQ}$	-0,1193	-0,1197	0,0004	0,0009
$\beta^{rM*H}$	0,0587	0,0594	-0,0007	0,0009
$\beta^{SMB*H}$	0,1717	0,1720	-0,0003	0,0010
$\beta^{HML*H}$	-0,0912	-0,0911	-0,0001	0,0007
$\beta^{PR1YR*H}$	0,0107	0,0105	0,0002	0,0008
$\beta^{LIQ*H}$	-0,0021	-0,0011	-0,0010	0,0014

Resultater for testen vises i tabell 6-8. Testobservatoren  $W$  er 0,95 og kritisk grense  $\chi_{10}^2$  er 18,307. Tilhørende p-verdi er 0,9999, og vi beholder klart nullhypotesen. Vi konkluderer derfor med at det ikke er individspesifikk variasjon i restleddet som er korrelert med forklaringsvariablene, og at RE og POLS er konsistente.

## 6.5 Breusch-Pagan-test

Hausman-testen indikerte at både RE og POLS er konsistente. Derfor bør vi også teste om man bør benytte POLS fremfor RE. Dersom det finnes en uobservert effekt for hvert individ, eller gruppe av individer, vil ikke POLS vil lenger være effisient. I så tilfelle bør vi benytte RE i stedet. Dette testes formelt med en Breusch-Pagan-test.

Hypotesene er som følger:

$$H_0: \sigma_{\alpha_i}^2 = 0$$

$$H_1: \sigma_{\alpha_i}^2 \neq 0$$

Tabell 6-9: Breusch-Pagan-test for uobserverte effekter

Parameter	Varians	Standardavvik
Avkastning	0,0044	0,0664
$\alpha_i$	0,0005	0,0230
$u$	0	0

Vi ser fra tabell 6-9 at vi ikke har individspesifikk variasjon i modellen vår. Følgelig blir testobservatoren  $LM = 0$  og p-verdi = 1. Vi forkaster derfor nullhypotesen og konkluderer med at vi bør benytte pooled OLS til å analysere panaldataene.

## 7 Konklusjon

Det er veletablert økonomisk teori at eksponering mot systematiske risikofaktorer skal gi betaling i form av økt avkastning. Det finnes flere modeller som forsøker å prise systematisk risiko. På 60-tallet utviklet Sharpe, Lintner og Mossin kapitalverdimodellen, eller CAPM, der systematisk risiko kun er representert ved markedsrisiko (Bodie et al., 2011). Følgelig regnes all avkastning som ikke kan forklares av eksponering mot markedsrisiko, som abnormal. Senere har imidlertid flere studier funnet andre systematiske risikofaktorer som kan forklare mye av denne abnormale avkastningen. Fama og French (1993) utvidet CAPM med to nye faktorer, bok/pris og størrelse, før Carhart (1997) og Ibbotson et al. (2013) inkluderte henholdsvis momentum og likviditet. Disse fem faktorene utgjør femfaktormodellen, og i denne modellen regnes all avkastning som ikke kan forklares med eksponering mot disse faktorene som abnormal. Abnormal avkastning regnes gjerne som et mål på forvalters kompetanse, siden dette er mer- eller mindreavkastning i forhold til risikotaging.

I denne oppgaven undersøker vi hvor godt disse faktorene kan forklare avkastningen til aktive norske aksjefond. Dette innebærer en vurdering av fondenes potensielle meravkastning med ulike faktorbenchmarker, samt å se om det er noen systematiske risikofaktorer fondene er spesielt eksponert mot. I tillegg ser vi om fond med ulik størrelse på forvaltningskostnader og –kapital har forskjellig risikojustert meravkastning og faktoreksponering. I forbindelse med analysen av fond med ulike forvaltningskostnader vurderer vi også om noen av fondene i analysen er såkalte «skapindeksfond».

### Forskningsspørsmål 1

- Kan empirisk motiverte faktorer i aksjemarkedet forklare avkastningen til norske aksjefond?

Vi konkluderer med at faktorer i aksjemarket forklarer svært mye av avkastningen til fondene. De fem faktorene forklarer i gjennomsnitt 91,4% av avkastningen. Det betyr at det i snitt er kun 8,6% av avkastningen til fondene som ikke kan forklares ved eksponering mot noen av disse systematiske risikofaktorene. Vi ser også at justert for disse faktorene har 26 av 28 fond ikke alfa signifikant ulik null og at alfaverdiene reduseres kraftig i forhold til det vi observerer i CAPM. Femfaktormodellen passer derfor godt som benchmark for aktive norske aksjefond.

I likhet med Fama og French (2010) finner vi at noen få forvaltere oppnår risikojustert meravkastning. Tre fond har signifikant meravkastning i CAPM, men ingen av disse fondene beholder denne etter justering for de fire ekstra faktorene. Meravkastningen skyldes altså ikke valg av enkeltaksjer, men heller høsting av risikopremier på systematiske risikofaktorer. Dette støtter opp under et syn om at markedene er effisiente. Likevel ser vi at to nye fond oppnår abnormal avkastning i femfaktormodellen. Dette kan skyldes forvalters kompetanse, men også feilspesifisering av modellen dersom den ikke omfatter alle relevante systematiske risikofaktorer.

For aktive norske aksjefond finner vi at størrelsespremien og likviditetspremien i stor grad er med på å forklare avkastning. De er i størst grad eksponert mot små og likvide selskaper. Dette henholdsvis øker og reduserer predikert avkastning for fondene. Spesielt ser vi at fondene er kraftig eksponert mot små selskaper, og når en tar hensyn til dette forsvinner mye av meravkastningen relativt til markedsrisiko. Vi ser for eksempel at de to fondene med meravkastning i femfaktormodellen er de to eneste fondene som er negativt eksponert mot størrelsesfaktoren. Motsatte ladninger for SMB og LIQ er i tråd med Johnsen (2011) som påpeker at likviditetsfaktoren i Norge er annerledes enn internasjonalt, ettersom store selskaper har konsentrert eierskap og derfor er relativt illikvide. Verdipremien og momentumfaktoren er i mindre grad relevante for å forklare fondenes avkastning. Våre funn samsvarer dermed med Næs et al. (2008), som finner at en benchmark bestående av markeds-, størrelses- og likviditetsfaktoren forklarer avkastningen for aksjer på Oslo Børs godt.

## **Forskningsspørsmål 2**

- Er fond med forskjellige forvaltningskostnader og -kapital ulikt eksponert mot faktorene, og er det forskjeller i oppnådd meravkastning?

På bakgrunn av analysen av forvaltningskostnader, konkluderer vi med at de dyre aktive fondene har større grad av aktiv forvaltning. Imidlertid er det ingenting som tyder på at de dyrere fondene presterer bedre enn de billigere. Vi fant også at de dyre fondene investerer betraktelig mer i små selskaper og er noe mer eksponert mot markedsrisiko. Det er ingen signifikante forskjeller i de øvrige faktorene. Funnene er i tråd med hva vi forventet på forhånd. Større grad av aktiv forvaltning og investering i små selskaper kan til en viss grad forsvare høyere kostnader, da det krever mer ressurser å dekke de små, mindre transparente selskapene. Likevel er dette eksponering mot en systematisk risikofaktor, slik at

---

meravkastningen kun er betaling for høyere risikotaging. Vi konkluderer med at dyre og billige aktive fond er forskjellig eksponert mot faktorene, og justert for denne forskjellige risikoen kan det ikke vises at dyrere fond oppnår høyere avkastning. Dette gjør det vanskelig å rettferdiggjøre høye kostnader, på tross av at forvaltningen ser ut til å være mindre indekxnær.

Vi finner to fond som er såpass indekxnære at de, etter vår mening, faller inn i kategorien «skapindeksfond». Fondene som skiller seg ut er DNB Norge III og Storebrand Aksje Innland. De prises og markedsføres som aktive, men er så like indekxfond at det blir vanskelig å forsvare nåværende kostnadsnivå.

På bakgrunn av analysen av forvaltningskapital konkluderer vi med at det ikke er noen signifikante forskjeller på fond med høy og lav forvaltningskapital. Dette var noe overraskende siden vi forventet at ulikt nivå på forvaltningskapital burde by på forskjellige muligheter og begrensninger for faktorekspnering. Årsaken til dette kan være at alle fondene har såpass stor forvaltningskapital at forskjellene dem i mellom ikke medfører endret investeringsadferd. I tillegg kan strategier som i teorien virker attraktive for en viss fondsstørrelse, være problematiske å implementere i praksis.

Fra de to forskningspørsmålene er vår hovedrefleksjon at det er lite som tyder på at en kan oppnå risikojustert meravkastning over tid, men heller at man kompenseres for den systematiske risikoen man eksponerer seg mot.

Funnene i vår oppgave er av relevans for både institusjonelle og private investorer. For institusjonelle investorer og forvaltere håper vi at oppgaven kan bidra til økt innsikt i norske aksjefonds eksponering mot systematiske risikofaktorer. Private investorer på sin side kan ta lærdom i vår vurdering av fonds prestasjoner og viktigheten av å justere meravkastning for all relevant risiko.

## 7.1 Forslag til videre forskning

I vår oppgave har vi valgt fem systematiske risikofaktorer som har vist seg empirisk relevante i tidligere litteratur. Imidlertid er det vanskelig å definere hva som er relevant risiko. Et forslag til videre forskning kan være å gå mer i dybden på om det finnes andre risikofaktorer som er relevante for aktive norske aksjefond.

Fama og French (2010) finner at de få fondene som oppnår risikojustert meravkastning mister denne ved justering for kostnader. Vi har i denne utredningen kun kontrollert for transaksjonskostnader, og ikke forvaltningskostnader. Det kunne dermed være interessant for videre studier å prestasjonsvurdere fondene mot en faktorbasert benchmark etter alle relevante kostnader.

Vi har heller ikke tatt hensyn til survivorship bias, og dersom man har tilgang på de nødvendige data kan dette være en interessant forlengelse av vår analyse. Som vi skrev tidligere kan det hende at fondene som presterer dårlig legges ned. Dersom eksponering mot enkelte faktorer i et tidsrom viser seg å gi lav avkastning, kan fond med eksponering mot disse faktorene dermed bli lagt ned. Inkludering av alle de nedlagte fondene kan derfor gi et noe annerledes bilde på hvilke av faktorene norske fond over tid eksponerer seg mot.

## Referanser

- AAMODT-HANSEN, I. 2015. *Email-korrespondanse om sparing i indeksfond: Verdipapirfondenes forening*. [2. desember 2015]
- ALLISON, P. 2012. *When can you safely ignore multicollinearity?* [Online].  
<http://statisticalhorizons.com/multicollinearity>: Statistical Horizons. [Lastet ned 17. november 2015].
- BANZ, R. W. 1981. The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.
- BODIE, Z., KANE, A. & MARCUS, A. J. 2011. *Investments*, New York, McGraw-Hill/Irwin.
- BONDT, W. F. M. & THALER, R. 1985. Does the Stock Market Overreact? *Journal of Finance*, 40, 793-805.
- BONDT, W. F. M. & THALER, R. H. 1987. Further Evidence On Investor Overreaction and Stock Market Seasonality. *Journal of Finance*, 42, 557-581.
- BREALEY, R. A. 2014. *Principles of corporate finance*, Maidenhead, McGraw-Hill.
- CARHART, M. M. 1997. On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, 52, 57-82.
- CHRISTENSEN, S. M. 2014. *Er alle aktive forvaltere egentlig aktive?* [Online].  
<http://e24.no/kommentarer/kommentar-er-alle-aktive-forvaltere-egentlig-aktive/22798604>: E24.no. [Lastet ned 13. oktober 2015].
- COCHRANE, J. H. 1999. New facts in finance. *Economic Perspectives*, 23, 36.
- DAVIS, J. L., FAMA, E. F. & FRENCH, K. R. 2000. Characteristics, Covariances, and Average Returns: 1929 to 1997. *Journal of Finance*, 55, 389-406.
- DINGSØR, E. & SØRGAARD, Ø. 2014. Historien bak lavrisikoanomalien : en empirisk studie av aksjer med lav volatilitet på Oslo børs.
- DØSKELAND, T. M. 2014. *Personlig finans : et helhetlig rammeverk for hvordan vi skal forholde oss til finansmarkedet*, Bergen, Fagbokforl.
- EIKA, T. 2008. Det svinger i norsk økonomi. *Samfunnsspeilet*. Statistisk Sentralbyrå.
- ERIKSEN, M. R. 2015. *Mener DNB tok for mye betalt* [Online].  
<https://www.dn.no/nyheter/finans/2015/03/04/2152/Fond/mener-dnb-tok-for-mye-betalt>: dn.no. [Lastet ned 14. oktober 2015].
- FAMA, E. F. 1965. Random Walks in Stock Market Prices. *Financial Analysts Journal*, 21, 55-59.
- FAMA, E. F. & FRENCH, K. R. 1992. The Cross- Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47, 427-465.
- FAMA, E. F. & FRENCH, K. R. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- FAMA, E. F. & FRENCH, K. R. 2010. Luck versus Skill in the Cross- Section of Mutual Fund Returns. *Journal of Finance*, 65, 1915-1947.
- FINANSDEPARTEMENTET 2011. Lov om verdipapirfond. I: FINANSDEPARTEMENTET (red.). Oslo.
- FINANSTILSYNET. 2015. *Forvaltning av aksjefond - Pålegg og retting* [Online].  
[http://www.finanstilsynet.no/no/Artikkelarkiv/Aktuelt/2015/1\\_kvartal/Forvaltning-av-aksjefond---palegg-om-retting/](http://www.finanstilsynet.no/no/Artikkelarkiv/Aktuelt/2015/1_kvartal/Forvaltning-av-aksjefond---palegg-om-retting/): Finanstilsynet. [Lastet ned 13. oktober 2015].

- FONDSFINANS. 2015. *Fondsfinans Kapitalforvaltning - En aktiv forvalter* [Online]. <http://www.fondsfinans.no/ffkf/verdipapirfond/aktuelt/prisbelonnet-aksjefond/>: Fondsfinans. [Lastet ned 15. oktober 2015].
- FRIEND, I. & BLUME, M. 1970. Measurement of Portfolio Performance Under Uncertainty. *The American Economic Review*, 60, 561-575.
- FURE, R. A. 2014. En analyse av norske aksjefond : analyse og prestasjonsvurdering av norske aksjefond i perioden 1996-2012.
- GROSSMAN, S. J. & STIGLITZ, J. E. 1976. Information and Competitive Price Systems. *The American Economic Review*, 66, 246-253.
- HEIER, M. 2014. *Skapindeksfond er ren og skjær svindel* [Online]. [http://www.hegnar.no/personlig\\_ekonomi/sparing\\_pensjon/artikkel509241.ece](http://www.hegnar.no/personlig_ekonomi/sparing_pensjon/artikkel509241.ece): Hegnar.no. [Lastet ned 13. oktober 2015].
- HETLAND, I. 2011. Prestasjonsanalyse av norske aksjefond i perioden 31.8.2001 – 31.8.2011.
- HOEMSNES, A., ERIKSEN, M. R. & TRUMPY, J. 2015. *Mener forvaltere bare har flaks* [Online]. <http://www.dn.no/nyheter/finans/2015/04/16/2152/Fond/mener-forvaltere-bare-har-flaks?v=47603>: dn.no. [Lastet ned 13. oktober 2015].
- HOLTE, J. F. 2010. *Aktiv forvaltning en dyr fornøyelse* [Online]. <http://forskning.no/marked-penger-ekonomi/2010/06/aktiv-forvaltning-en-dyr-fornoyelse>: Forskning.no. [Lastet ned 13. oktober 2015].
- HOPLAND, A. O. 2015. BUS444 Økonometri for regnskap og økonomisk styring - Econometrics for Business Research. Bergen: NHH.
- HØEGH-KROHN, J. 2015. FIE426 Kapitalforvaltning - Forvaltning i praksis. Bergen: NHH.
- IBBOTSON, R., CHEN, Z., KIM, D. & HU, W. 2013. Liquidity as an Investment Style. *Financial Analysts Journal*, 69, 30-44.
- JEGADEESH, N. 1990. Evidence of Predictable Behavior of Security Returns. *Journal of Finance*, 45, 881-898.
- JEGADEESH, N. & TITMAN, S. 1993. Returns to Buying Winners and Selling Losers - Implications for Stock-Market Efficiency. 48, 65-91.
- JOHNSEN, T. 2011. Evaluering av aktiv forvaltning for Statens pensjonsfond Norge. Oslo: Finansdepartementet.
- LAKONISHOK, J., SHLEIFER, A. & VISHNY, R. W. 1994. Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk. *Journal of Finance*, 49, 1541-1578.
- LEHMANN, B. N. 1990. Fads, Martingales, and Market Efficiency. *The Quarterly Journal of Economics*, 105, 1-28.
- LINTNER, J. 1969. The Aggregation of Investor's Diverse Judgments and Preferences in Purely Competitive Security Markets. *J. Financ. Quant. Anal.*, 4, 347-400.
- MACKINLAY, A. C. 1995. Multifactor models do not explain deviations from the CAPM. *Journal of Financial Economics*, 38, 3-28.
- MERTON, R. C. 1973. An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica*, 41, 867-887.
- MORRIS, S. 2009. *Er Harvard og Yale legater fortsatt på toppen?* [Online]. <http://www.morningstar.no/no/news/86656/er-harvard-og-yale-legater-fortsatt-p%C3%A5-toppen.aspx>: Morningstar. [Lastet ned 11. november 2015].
- MURRAY, M. P. 2006. *Econometrics : a modern introduction*, Boston, Mass, Pearson/Addison-Wesley.



- 
- NÆS, R., SKJELTORP, J. A. & ØDEGAARD, B. A. 2008. Hvilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs? *Norsk Økonomisk Tidsskrift*, 36-81.
- OSLO BØRS. 2015. *Hovedindeksen* [Online].  
<http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSEBX.OSE/overview>: oslobors.no.  
[Lastet ned 7. desember 2015].
- SIMONS, K. 1998. Risk- adjusted performance of mutual funds. *New England Economic Review*, 33-48.
- SJO, J. 2015. *Gevinst med aktivt Oljefond* [Online].  
[http://www.dn.no/meninger/debatt/2015/02/24/2153/Oljefondet/gevinst-med-aktivt-oljefond?\\_l: dn.no](http://www.dn.no/meninger/debatt/2015/02/24/2153/Oljefondet/gevinst-med-aktivt-oljefond?_l: dn.no). [Lastet ned 15. oktober 2015].
- STUDENMUND, A. H. 2011. *Using econometrics : a practical guide*, Boston, Pearson.
- SVARVA, O., BROOKS, M. & NILSEN, J. 2015. FIE426 Kapitalforvaltning - Erfaringer og betraktninger fra børsens største finansielle eier. Bergen: NHH.
- TORRES-REYNA, O. 2007. *Panel Data Analysis, Fixed and Random Effects using Stata (v.4.2)* [Online]. <http://www.princeton.edu/~otorres/Panel101.pdf>: Princeton University. [Lastet ned 23. november 2015].
- VERDIPAPIRFONDENES FORENING. 2015. *Hva er aksjefond?* [Online].  
<http://www.altomfond.no/?module=Articles;action=ArticleFolder.publicOpenFolder;ID=57:vff.no>. [Lastet ned 23. november 2015].
- ØDEGAARD, B. A. 2015. *Asset pricing data at OSE* [Online].  
[http://finance.bi.no/~bernt/financial\\_data/ose\\_asset\\_pricing\\_data/index.html](http://finance.bi.no/~bernt/financial_data/ose_asset_pricing_data/index.html). [Lastet ned 15. september 2015].

# Appendiks

## 1 Forutsetninger for CAPM

Hentet fra (Bodie et al., 2011)

1. Perfekt konkurranse, hvilket betyr at alle investorer er pristagere.
2. Alle investorer har investeringshorisont på kun én tidsperiode.
3. Ingen skatt eller transaksjonskostnader.
4. Investorer er risikoaverse, altså vil de minimere risiko for en gitt avkastning.
5. Investorene har homogene forventninger, det vil si lik informasjon.
6. Det finnes et risikofritt aktivum der en kan låne og plassere penger til samme rente.
7. Alle aktiva handles og er synlige.

## 2 Beregninger i forbindelse med deskriptiv statistikk

Aritmetisk gjennomsnitt:  $\bar{r}_A = \frac{\sum_{t=1}^T r_t}{T}$

Geometrisk gjennomsnitt:  $\bar{r}_G = \sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + r_t)}$

Annualisering av avkastning:  $r_{\text{annualisert}} = (1 + \bar{r})^{12} - 1$

Varians:  $Var(r) = \sigma^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r}_A)^2}{T}$

Standardavvik:  $\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r}_A)^2}{T}}$

Annualisering av standardavvik:  $\sigma_{\text{annualisert}} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r}_A)^2}{T} * 12} = \sigma * \sqrt{12}$

Antall frihetsgrader i standardavviket blir her likt antall observasjoner, T, ettersom vi legger til grunn at vi har data for hele populasjonen, og ikke bare et utvalg av denne.

### 3 Utledning av OLS-estimatorene $\hat{\beta}_0$ og $\hat{\beta}_1$

Vi antar at det benyttes enkel regresjon og har N observasjoner, der  $i = 1, 2, \dots, N$ .

Tar utgangspunkt i at følgende sammenheng skal estimeres:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + u_i \quad (1)$$

Antar at det stokastiske restleddet ( $u_i$ ) i gjennomsnitt er lik 0. Dette leddet representerer usikkerhet knyttet til estimatet. Den estimerte verdien av  $y$  blir dermed:

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{1i} \quad (2)$$

Differansen mellom den predikerte og den sanne sammenhengen gir de predikerte residualene

$$\hat{U} = y_i - \hat{y}_i \quad (3)$$

Ligning (3) er det empiriske motstykket til det stokastiske restleddet. Som forklart innledningsvis ønsker vi nå å estimere koeffisientene  $\beta_0$  og  $\beta_1$  som minimer SSR.

Minimerer  $\sum_{i=1}^n \hat{U}_i^2$ , med hensyn til  $\beta_0$  og  $\beta_1$

Omformulerer minimeringsproblemet ved å sette inn uttrykket for  $\hat{U}$

$$\text{Minimer:} \quad \sum_{i=1}^n \hat{U}_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{1i})^2 \quad (4)$$

Førsteordensbetingelsene gir uttrykkene:

$$\frac{\partial SSR}{\partial \beta_0} = 2 \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{1i})(-1) = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial SSR}{\partial \beta_1} = 2 \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{1i})(-x_{1i}) = 0 \quad (6)$$

Ved å bruke likning (5) og (6) kan vi finne uttrykkene for estimatorene. Vi forenkler ligning (5) vi ved å multiplisere med  $(-\frac{1}{2})$  på begge sider:

$$\sum y_i - n\hat{\beta}_0 - \sum \hat{\beta}_1 x_{1i} = 0 \quad (7)$$

Deretter dividerer vi med  $n$  for å gjøre uttrykket mer kompakt:

$$\bar{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \bar{x} \quad (8)$$

Der

$$\bar{y} = \sum_{i=1}^n y_i * \frac{1}{n} \quad (9)$$

$$\bar{x} = \sum_{i=1}^n x_i * \frac{1}{n} \quad (10)$$

Fra ligning (8) har da funnet et uttrykk for estimatoren  $\hat{\beta}_0$ :

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x} \quad (11)$$

Setter uttrykket for  $\hat{\beta}_0$  inn i det opprinnelige minimeringsproblemet i ligning (4) og får

$$\sum_{i=1}^n [y_i - \bar{y} + \hat{\beta}_1(x_i - \bar{x})]^2 \quad (12)$$

Finner FOB til ligning (12):

$$\frac{\partial SSR}{\partial \beta_1} = 2 \sum_{i=1}^n [(y_i - \bar{y}) + \hat{\beta}_1(x_i - \bar{x})] * (-1)(x_i - \bar{x}) = 0 \quad (13)$$

Forenkler ligningen ved å multiplisere med  $(-\frac{1}{2n})$ :

$$\frac{\partial SSR}{\partial \beta_1} = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x}) + \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = 0 \quad (14)$$

Omorganiserer uttrykket slik at vi får frem  $\hat{\beta}_1$ :

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (15)$$

Telleren i ligning (15) tilsvarer den empiriske kovariansen mellom  $x$  og  $y$  og nevneren tilsvarer den empiriske variansen.

#### 4 Cochrane-Orcutt-estimering

For enkelhets skyld viser vi her transformasjonen med kun én forklaringsvariabel og førsteordens seriekorrelasjon. Den gjennomføres som følger (Murray, 2006):

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t \quad (16)$$

Der

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + e_t \quad (17)$$

Som gir oss modellen

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \rho_1 u_{t-1} + e_t \quad (18)$$

Dersom vi «lagger» ligning (16) med en periode får vi

$$y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + u_{t-1} \quad (19)$$

Vi ganger opp med  $\rho_1$  i alle ledd i ligning og får

$$\rho_1 y_{t-1} = \rho_1 \beta_0 + \rho_1 \beta_1 x_{t-1} + \rho_1 u_{t-1} \quad (20)$$

Vi trekker ligning (20) fra ligning (16) og får

$$y_t - \rho_1 y_{t-1} = \beta_0(1 - \rho_1) + \beta_1(x_t - \rho_1 x_{t-1}) + e_t \quad (21)$$

$$y_t^* = \beta_0^* + \beta_1 x_t^* + e_t \quad (22)$$

Der ligning (22) kun har restleddet  $e_t$ , som er hvitt støy, og

$$y_t^* = y_t - \rho_1 y_{t-1} \quad (23)$$

$$\beta_0^* = \beta_0(1 - \rho_1) \quad (24)$$

$$x_t^* = (x_t - \rho_1 x_{t-1}) \quad (25)$$

Ligning (22) har nå et restledd kun bestående av hvit støy og dermed ingen seriekorrelasjon. Ved å estimere denne modellen med OLS kan vi tolke  $\beta_1$  akkurat som tidligere siden det er den samme  $\beta_1$  som vi hadde i det originale uttrykket.

Ettersom vi ikke kjenner til størrelsen på seriekorrelasjonen,  $\rho_1$ , må denne parameteren estimeres. Dette gjøres med en iterativ tostegsprosess:

1. Estimerer  $\rho_1$  fra modell (17)
2. Benytter den estimerte  $\rho_1$  til å gjennomføre regresjonen av modell (22) med OLS.

Fra steg 2 får vi nye residualer og vi begynner så på prosessen igjen. Dette gjentas til endringen i  $\rho_1$  er liten, som regel 2-3 ganger. Når dette skjer er vi ferdig og den siste regresjonen av modell (22) er resultatet.

## 5 Korrelasjonsmatrise for faktorene

	SMB	HML	PR1YR	LIQ	bxLT
SMB	1				
HML	-0,14	1			
PR1YR	0,14	-0,06	1		
LIQ	0,58	0,03	-0,04	1	
bxLT	-0,42	0,08	-0,13	-0,60	1

## 6 Regresjon for fond med ulik forvaltningskapital

To størrelsesgrupper

	$\alpha$	$\beta^{rM}$	$\beta^{SMB}$	$\beta^{HML}$	$\beta^{PR1YR}$	$\beta^{LIQ}$	$R^2$	Obs
<b>CAPM</b>								
HøyKap	0,00156	0,956**					0,966	135
LavKap	0,00072	0,958*					0,964	103
<b>Femfaktor</b>								
HøyKap	0,00061	0,946**	0,198***	-0,037	-0,060**	-0,166***	0,977	135
LavKap	0,00001	0,956	0,201***	-0,035	-0,077**	-0,159***	0,974	103

Gruppen HøyKap er alle fond med forvaltningskapital over 1 milliard

Gruppen LavKap er alle fond med forvaltningskapital under 1 milliard

## Fire størrelsesgrupper

	$\alpha$	$\beta^{rM}$	$\beta^{SMB}$	$\beta^{HML}$	$\beta^{PRIYR}$	$\beta^{LIQ}$	$R^2$	Obs
<b>CAPM</b>								
Størrelse 4	0,00083	0,955**					0,966	159
Størrelse 3	0,00248**	0,977					0,962	135
Størrelse 2	0,00128	0,998					0,915	165
Størrelse 1	0,00070	0,966**					0,979	103
<b>Femfaktor</b>								
Størrelse 4	0,00012	0,930***	0,164***	-0,022	-0,049**	-0,139***	0,976	159
Størrelse 3	0,00126	0,956**	0,212***	-0,054**	-0,051*	-0,196***	0,975	135
Størrelse 2	0,00035	0,944	0,289***	-0,118***	-0,086***	-0,238***	0,945	165
Størrelse 1	0,00001	0,920***	0,115***	-0,020	-0,050**	-0,176***	0,985	103

Gruppen Størrelse 4 er alle fond med forvaltningskapital over 2 milliard

Gruppen Størrelse 3 er alle fond med forvaltningskapital på 1 - 2 milliarder

Gruppen Størrelse 2 er alle fond med forvaltningskapital på 0,4 - 1 milliarder

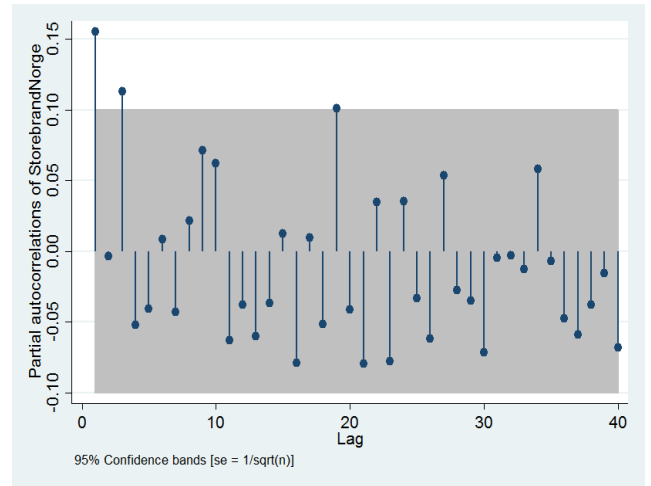
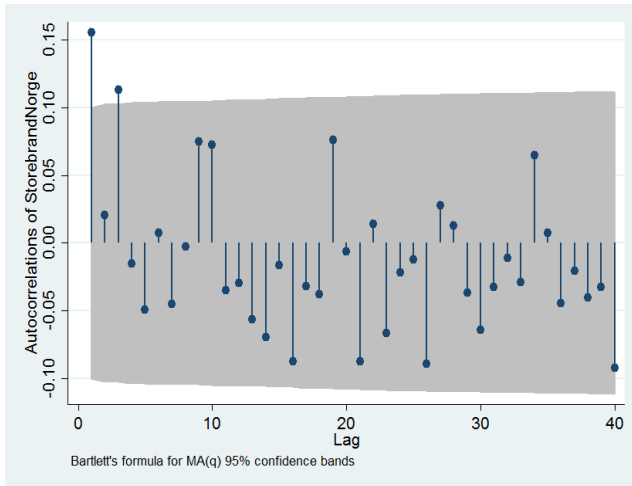
Gruppen Størrelse 1 er alle fond med forvaltningskapital under 0,4 milliarder

## 7 Eksponering i 2008

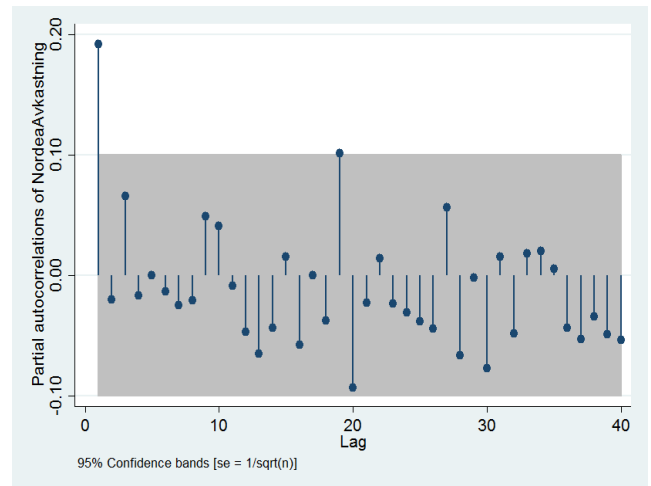
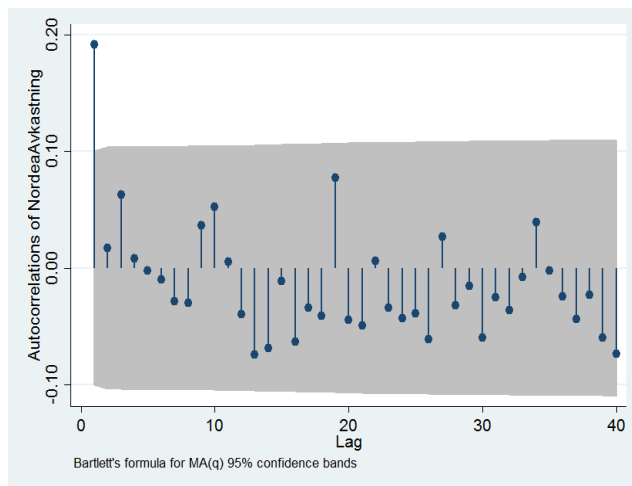
Koeffisienter	2008
$\alpha$	-0,01300**
$\beta^{rM}$	0,743***
$\beta^{SMB}$	0,102
$\beta^{HML}$	-0,174*
$\beta^{PRIYR}$	-0,190*
$\beta^{LIQ}$	-0,267*
$R^2$	0,995
Observasjoner	12

## 8 Plot av seriekorrelasjons- og partiell seriekorrelasjonsfunksjoner

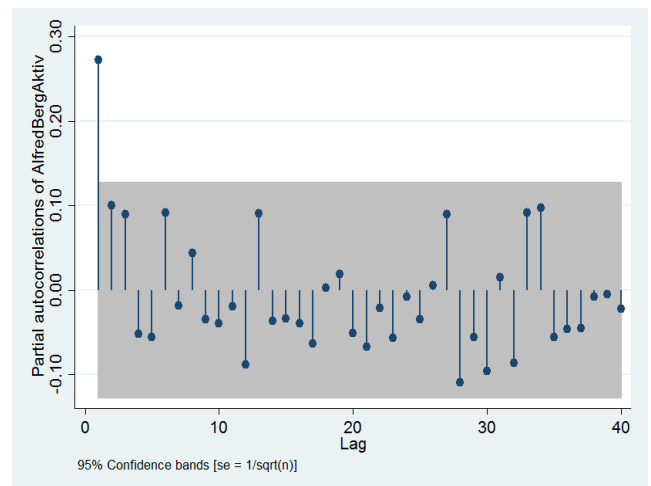
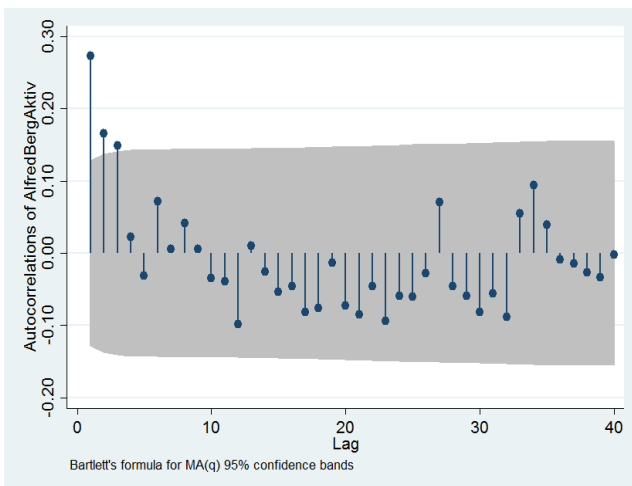
### Storebrand Norge



### Nordea Avkastning

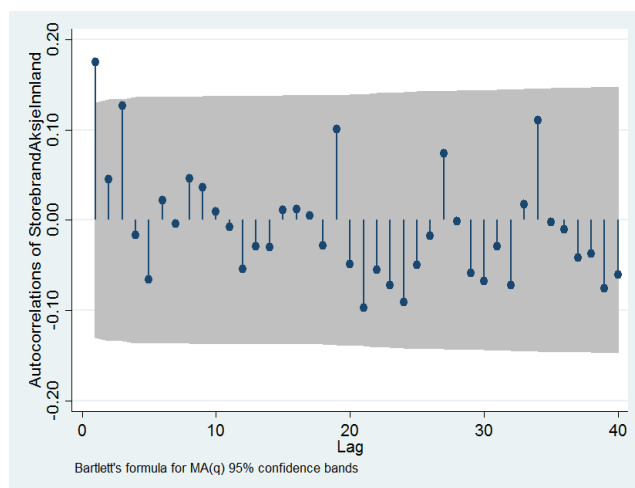
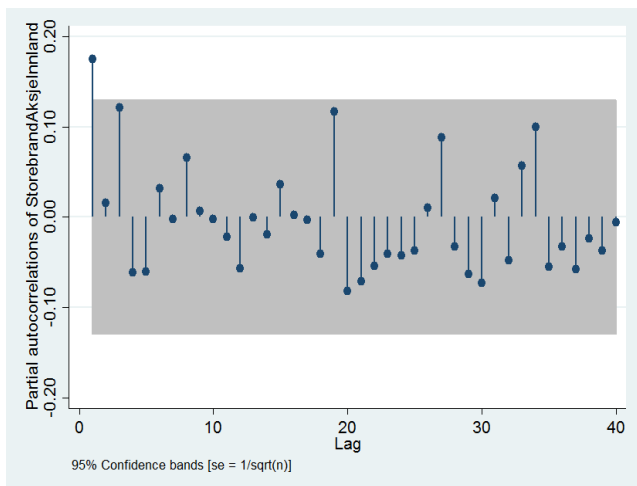


### Alfred Berg Aktiv

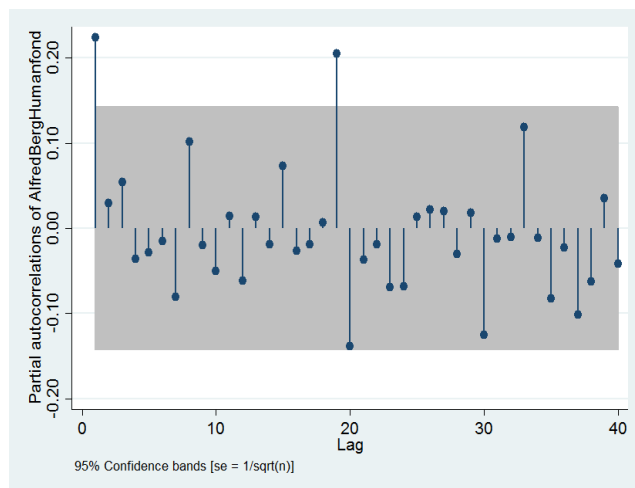
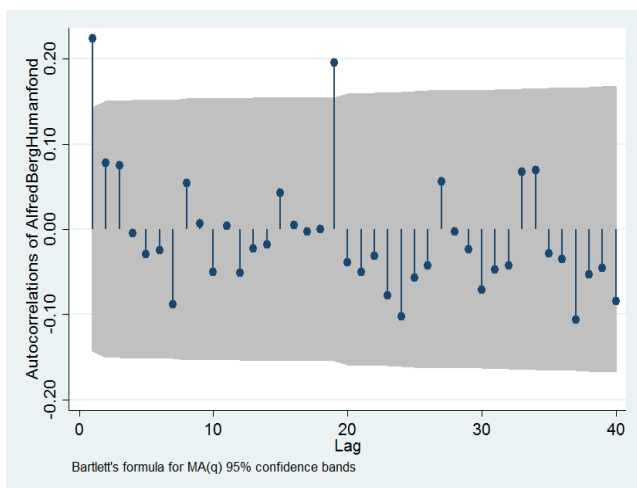




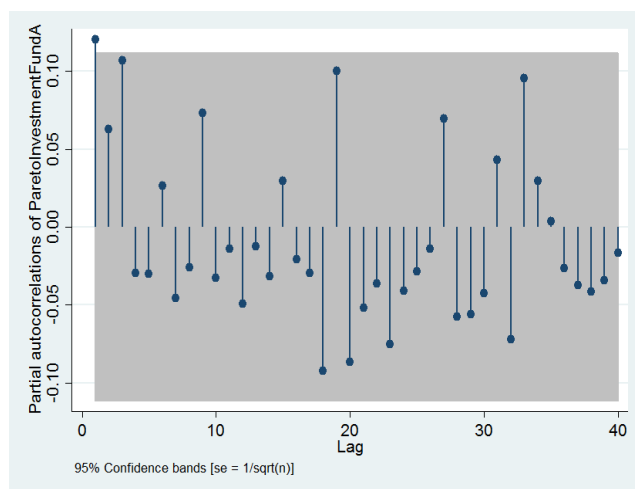
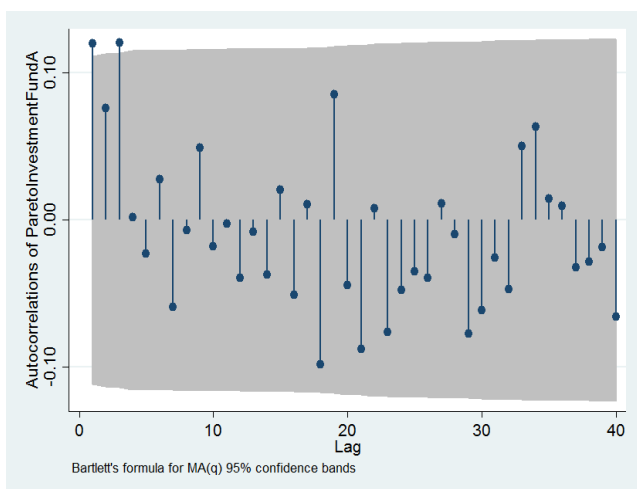
## Storebrand Aksje Innland



## Alfred Berg Humanfond



## Pareto Investment Fund A



## Delphi Norge

