

Prestasjonsanalyse av norske aktivt forvaltede aksjefond

En empirisk analyse av norske aktivt forvaltede aksjefond

Kristian Aasen og Wilhelm Andreas Bødal

Veileder: Snorre Lindset

Masterutredning i Finansiell økonomi

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet

Fakultet for økonomi

Institutt for samfunnsøkonomi

Forord

Denne oppgaven er skrevet som en avsluttende del av mastergraden i finansiell økonomi ved Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet (NTNU). Temaet i oppgaven er valgt på bakgrunn av våre felles interesser. Vi har begge lenge vært interessert i debatten rundt aktiv fondsforvaltning, og da ble det naturlig å skrive en oppgave rundt dette temaet.

Arbeidet med oppgaven har vært veldig tidkrevende og til dels utfordrende. Oppgaven har blitt skrevet i Latex, og analysedelen har blitt gjort i Stata og Microsoft Excel.

Vi ønsker å takke Bernt Arne Ødegaard for tilgang til datamateriale, og Oslo Børs for oversikt over alle nåværende og nedlagte norske aktivt forvaltede fond. Til slutt vil vi takke vår veileder, professor Snorre Lindset, for gode tilbakemeldinger og gode råd i forbindelse med oppgaven.

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet

Trondheim, juni 2019

Kristian Aasen

Wilhelm Andreas Bødal

Sammendrag

I denne oppgaven ser vi på prestasjoner til et utvalg norske aktivt forvaltede fond mellom 1996 og 2017. Oppgaven skiller seg fra tidligere avhandlinger om fondsprestasjon ved at vi utvider analysen til å omfatte opp- og nedgangstider i aksjemarkedet.

I starten av analysen analyserer vi fondenes samlede og individuelle prestasjoner ved bruk av ulike faktormodeller, med mest fokus på Carhart (1997) sin firefaktormodell. Deretter vil oppgaven se på om en kan utelukke at de beste og dårligste prestasjonene er et resultat av tilfeldigheter i forvaltningen. For å analysere tilfeldighetene tar vi i bruk en bootstrap-metode.

Vi finner tendenser til at gjennomsnittsfondet underpresterer ved bruk av Carhart sin firefaktormodell. Underpresteringen er signifikant for første halvdel av datasettet på 5% signifikansnivå. I nedgangstider presterer gjennomsnittsfondet signifikant dårlig på 5% signifikansnivå. Tendensen er den samme i oppgangsperioden, men ikke signifikant. Når vi ser på individuelle fond finner vi at to fond oppnår risikojustert meravkastning, mens ti fond underpresterer signifikant. Vi evaluerer enkeltfondene sine prestasjoner ved hjelp av en bootstrap-metode, og finner ingen bevis for dyktighet blant forvalterene. Derimot finner vi bevis for underprestasjon blant de dårligste fondene. Vi konkluderer med at de fleste fondene ikke kan forsvare sitt årlige forvaltningsgebyr. Tilsvarende finner vi ikke bevis for dyktighet i oppgangs- eller nedgangsperioder, men vi finner litt mindre bevis på underprestasjon i oppgangsperioder.

Nøkkelord – Prestasjon, bootstrap, bull og bear

Abstract

This paper investigates the performance of active Norwegian mutual funds between 1996 and 2017. Our paper distinguishes itself from earlier publications concerning mutual fund performance since we are including upturns and downturns in the stock market in our analysis.

First in our analysis, we look at the funds' performance from different factor models, both on an aggregate and individual level. Throughout this paper we use the four-factor model of Carhart (1997) the most. Secondly, we examine if the best (worst) performances are due to luck. To analyse this part, we use a cross-sectional bootstrap method to distinguish between luck and skill.

We find that actively managed Norwegian mutual funds on aggregate produce returns that have tendencies to underperform the four-factor benchmark. Between 1996 and 2006 the underperformance is significant at a 5% level. During downturns the aggregate mutual fund underperform significantly at 5% significance level. The same goes for upturns, but the result is not significant. At an individual level two funds overperform, while ten funds underperform. By evaluating individual funds with bootstrap simulations, we find no evidence of skilled mutual fund managers. There is evidence of several inferior mutual fund managers in the worst performing funds, but since the fund returns is net of cost, we can only conclude that the worst performing funds cannot defend its yearly management fees. In the upturns and downturns analysis, we find no evidence of skill, and there is less evidence against underperformance in the upturns analysis.

Keywords – Performance, bootstrap, bull and bear

Innhold

1 Innledning	1
1.1 Formål	1
1.2 Oppgavens struktur	2
2 Litteratur	3
2.1 Tidligere forskning	3
3 Teori	6
3.1 Hypotesen om effisiente markeder	6
3.2 Faktorer og modeller	7
3.2.1 CAPM og singelfaktormodellen	7
3.2.2 Fama og French - trefaktormodell	8
3.2.3 Carhart - firefaktormodell	10
3.3 Bootstrap-prosedyren	10
4 Metode	13
4.1 Valg av referanseindeks	13
4.2 Utvelgelse av fond	13
4.3 Definisjon bull- og bear-perioder	14
4.4 Beregning av avkastning	14
4.5 Risikofri rente	15
4.6 Risikojustert meravkastning og alfa	15
4.7 Regresjonsanalyse	16
4.8 Tester brukt i oppgaven	17
4.8.1 Standardfeil i regresjon	18
4.9 Implementering av Bootstrap	18
5 Data	21
5.1 Innhenting av data	21
5.2 Risikofaktorene	22
5.3 Overlevelsesskjevhet	23
6 Resultater	25
6.1 Empiriske resultater fra singelfaktor, Fama-French og Carhart	25
6.1.1 Resultater bear og bull	29
6.2 Resultater for enkeltfond	30
6.3 Flaks vs dyktighet	31
6.3.1 Bear og bull	36
7 Konklusjon	40
Referanser	41
Appendiks	43

Figurliste

5.1	Overlevelsesskjevhet	24
6.1	Utvikling til alfa	28
6.2	Kernel density-fordeling av bootstrappet t-statistikk.	35
6.3	Kumulativ fordeling til t-statistikk	36
6.4	Kumulativ fordeling til t-statistikk i bear-tilstander	39
6.5	Kumulativ fordeling til t-statistikk i bull-tilstander	39

Tabelliste

5.1	Antall fond og årlig avkastning	21
5.2	Faktoravkastning	23
5.3	Årlig avkastning for fond og referanseindeks	24
6.1	Samlet resultat for faktormodellene	27
6.2	Samlet resultat bull- og bear-perioder	30
6.3	Signifikante alfaer	31
6.4	Resultat fra bootstrap	34
6.5	Bootstrap-resultat fra bear og bull-perioder	38
A0.1	Tester for enkeltfond	44
A0.2	Resultat fra Carhart sin firefaktormodell	45

1 Innledning

Investeringer i fond har blitt en populær måte å forvalte penger på, for både privatpersoner og bedrifter. De senere årene har det vært mye oppe til diskusjon i akademia og media om det lønner seg å investere i aktivt forvaltede fond eller indeksfond. Kostnadene forbundet med aktiv forvaltning gjør at forvalterne må prestere betydelig bedre enn markedet for å skape meravkastning for kundene.

Ifølge teorien til Fama (1970) om effisiente markeder, vil alle avvik fra markedet være et sjansespill, fordi nåværende aksjepriser reflekterer all tilgjengelig informasjon. Enkelte fond vil prestere bedre enn markedet på kort sikt, men dette vil i følge Fama (1970) kunne forklares av tilfeldigheter. Uansett om Fama har rett eller ikke, investeres det store summer i aktivt forvaltede fond, som har sin hovedoppgave å skape meravkastning utover markedet.

For å undersøke et fond sine prestasjoner, er det nødvendig å ha noe å sammenligne fondsavkastningen mot. Alle norske aktivt forvaltede fond prøver å slå en oppgitt referanseindeks, som fungerer som markedet fondet sammenligner seg mot. Ved bruk av ulike faktormodeller vil vi kontrollere for referanseindeksen og andre relevante faktorer som forklarer systematisk risiko¹, for å finne ut om aktivt forvaltede fond klarer å skape signifikant risikojustert meravkastning.

1.1 Formål

Formålet med oppgaven er todelt. Først vil vi undersøke om norske aktivt forvaltede fond skaper risikojustert meravkastning i utvalgte perioder. Dette inkluderer opp- og nedgangstider (heretter bull og bear). Etter å ha undersøkt fondenes prestasjoner kontrollert for ulike faktorer, vil vi evaluere om vi kan utelukke at de beste og dårligste prestasjonene er et resultat av tilfeldigheter. For å avgjøre dette, tar vi i bruk en

¹Systematisk risiko er risiko som er felles for hele markedet.

bootstrap-prosedyre². Dette gjør vi først for alle fondene i hele tidsperioden, før vi ser på egendefinerte bull- og bear-perioder hver for seg.

Vi ønsker å besvare følgende problemstillinger:

- 1) Klarer norske aktivt forvaltede aksjefond å skape signifikant risikjustert meravkastning, og hvordan presterer fondene i bull- og bear-perioder?
- 2) Kan vi utelukke at de beste og dårligste prestasjonene er et resultat tilfeldigheter?

1.2 Oppgavens struktur

Oppgaven er delt inn i seks deler. Først ser vi på tidligere publisert forskning innenfor fondsprestasjon. Deretter presenterer vi relevant teori og metoden som er brukt i oppgaven. I del fire presenterer vi dataene vi bruker i oppgaven. I del fem presenterer vi resultatene, og i del seks konkluderer vi.

²Se seksjon 3.3 for utledning av bootstrap-prosedyren.

2 Litteratur

I denne seksjonen gjør vi rede for et utdrag av tidligere forskning utført på aktivt forvaltede fond. Vi har ikke klart å finne noe anerkjent relevant litteratur på bull- og bear-perioder som tar for seg fondsprestasjon. Dette vil derfor være vårt bidrag til forskningen.

2.1 Tidligere forskning

Det er gjort mye forskning på forvaltede fond sine prestasjoner opp gjennom årene. Den første kjente publikasjonen på området er det Jensen (1968) som gjorde. Han lagde en singelfaktormodell basert på kapitalverdimodellen (CAPM) til Sharpe (1964), Lintner (1965) og Mossin (1966). Jensen (1968) tar for seg 115 forvaltede amerikanske aksjefond i perioden 1945-1964. Han konkluderer med at fondene som er med i studien, i gjennomsnitt, ikke greier å prestere bedre enn markedsindeksen etter forvaltningskostnader er tatt hensyn til. Jensen (1968) skriver at konklusjonen i studien også holder hvis en ignorerer forvaltningskostnadene.

Hendricks et al. (1993) viser i sin studie at porteføljer som inneholder selskaper som har gjort det dårlig det siste året gjør det signifikant dårligere enn sammenlignbare indekser de neste 1-3-årene. I den samme studien finner forfatterne tendenser til samme vedvarende positive effekt for porteføljer med selskaper som har gått bra, men dette resultatet er ikke signifikant. Det er gjort flere lignende studier av blant annet Wermers (1997), Brown og Goetzmann (1995) og Goetzmann og Ibbotson (1994) som konkluderer på lignende måte.

Grinblatt og Titman (1992) og Elton et al. (1996) finner i sine studier at enkelte forvaltede fond gjør det bedre enn markedet over en periode på 5-10-år. Begge studiene konkluderer med at de aktuelle fondsforvalterne er flinke til å velge aksjer eller har bedre informasjon enn de andre forvalterne. Jensen (1969) derimot, konkluderer med at det ikke finnes en sammenheng mellom tidligere og fremtidige prestasjoner. Med det mener Jensen at det

ikke er mer sannsynlig at et fond som har gjort det bra vil fortsette å gjøre det bedre enn gjennomsnittet. Fama og French (1993) utvidet modellen til Jensen (1968) ved å inkludere to nye faktorer, størrelse (SMB) og verdi (HML)³. Forfatterne finner at disse faktorene er signifikante i forklaringen av avkastning til verdipapir.

Carhart (1997) bygget videre på studien til Hendricks et al. (1993), og utvidet Fama og French (1993) sin trefaktormodellen med en momentumseffekt basert på Jegadeesh og Titman (1993) sin fremgangsmåte. Carhart (1997) finner at momentumvariablen er signifikant i forklaringen av avkastning til fond, men konkluderer med at det ikke er mulig å si om meravkastning skyldes ferdigheter eller informasjonsfortrinn fra fondsforvalterenes side når en inkluderer momentum som en forklaringsvariabel. Carhart mener også at de positive meravkastningsresultatene til Hendricks et al. (1993), Grinblatt og Titman (1992) og Elton et al. (1996) kan forklares med at de ikke inkluderer en momentumsv variabel i modellene sine.

Kosowski et al. (2006) tok i bruk en ny metode, bootstrapping⁴, for å finne ut om meravkastning til fond skyldes flaks eller dyktighet. Studien er gjort i det amerikanske fondsmarkedet og dekker perioden 1975-2002. Kosowski et al. (2006) konkluderer med at enkelte av de 10% beste fondene mest sannsynlig er gode aksjeplukkere. Fama og French (2010) utviklet en ny bootstrap-metode, med enkelte modifikasjoner i forhold til Kosowski sin metode. Studien er gjort i det samme markedet, og dekker perioden 1984-2006. De konkluderer med at det ikke er mulig å si om fond sin meravkastning er et resultat av flaks eller dyktighet blant forvalterne. Begge studiene konkluderer med at de dårligste fondene sine prestasjoner skyldes udyktighet, og ikke uflaks.

I det norske fondsmarkedet er den mest anerkjente studien innen analyse av fondsprestasjon, Sørensen (2010). Forfatteren tar for seg alle forvaltede fond i det norske markedet fra 1982-2008 og gjennomfører en lignende bootstrap-analyse som Fama og French (2010). Sørensen konkluderer med at det gjennomsnittlige fondet ikke viser noen tegn til å prestere bedre enn markedet. Ved å gjennomføre en bootstrap-analyse

³Se seksjon 3.2.2 for utledning av faktorene.

⁴Se seksjon 4.9 for utledning av bootstrap-metoden.

av individuelle fond finner Sørensen ingen bevis på at individuelle fond presterer bedre enn markedet. Derimot skriver Sørensen at det virker som de dårligste fondene underpresterer, men ikke signifikant.

Oppsummert konkluderer et flertall av studier med at dårlig fondsforvaltning skyldes udyktighet. Videre viser studiene at det er vanskelig å bevise at gode fond gjør det bra som følge av dyktighet.

3 Teori

3.1 Hypotesen om effisiente markeder

Teorien om effisiente markeder bygger på publiseringene til Fama (1965) og Fama (1970). Fama (1965) tar i bruk "random walk modellen" for å forklare endringene i aksjeprisene. Forfatteren konkluderer med at man ikke har noen mulighet til å spå fremtidig kursendring, og at den beste predikasjonen på fremtidig aksjekurs er dagens kurs, siden prisene konsekvent reflekterer all tilgjengelig informasjon. I følge hypotesen, er ethvert vellykket forsøk på å slå markedet, et resultat av flaks fremfor dyktighet. Dersom hypotesen om effisiente markeder er sann, vil det ikke være mulig for en forvalter å oppnå meravkastning over tid. Både teknisk- og fundamentalanalyse vil være bortkastet, og dermed vil man ikke tjene på å drive aktiv forvaltning.

For tilhengere av passiv forvaltning (replikering av markeder) er hypotesen om effisiente markeder et vanlig argument for at passiv forvaltning er den beste strategien. Differansen mellom forventet avkastning, $E(r)$, og faktisk avkastning, $E(R)$, vil være lik null i følge hypotesen. Sammenhengen kan skrives som

$$E(R) - E(r) = \alpha = 0. \quad (3.1)$$

Hvis α er forskjellig fra null, vil ikke markedet være effisient. I sin senere publisering om emnet, introduserte Fama (1970) tre former for markedseffisiens; svak effisiens, semisterk effisiens og sterk effisiens. Svak effisiens innebærer at aksjeprisene er basert på historiske aksjepriser og andre finansielle data (handelsvolum, shortandel etc.). Semisterk effisiens innebærer at all offentlig informasjon er reflektert i aksjeprisene. I tillegg til informasjonen dekket av svak effisiens, innebærer semisterk effisiens fundamental informasjon, slik som forventet fremtidig inntjening og ledelsen sin dyktighet. Sterk effisiens innebærer at aksjekursene inneholder all tenkelig informasjon. Dette betyr at informasjon som ikke er offentlig tilgjengelig er reflektert i aksjeprisene, altså informasjon som f.eks konsernledelsen innehar.

For tilhengere av aktiv forvaltning er "effisientparadokset", som ble introdusert av Grossman og Stiglitz (1980), et sentralt argument. Det baserer seg på at hvis aksjeprisene reflekterer all informasjonen i markedet, vil det ikke være behov for å tilegne seg informasjonen som aksjeprisene er basert på. Paradokset er at det finnes mange analytikere og aktivt forvaltede fond, som bruker tiden sin på å identifisere hvilke selskap en skal investere i. Hvis ingen aktører gjennomfører analyse av markedet, vil en gå glipp av informasjon om enkelt-selskap, og det vil være mulig å skaffe seg meravkastning ved å starte slik aktivitet. Flere aktører vil komme til, helt til marginalgevinsten er lik marginalkostnaden av å innhente informasjon. En vil da ha flere aktører som skaffer seg meravkastning, mens andre vil tape penger på aktiv forvaltning. Den gjennomsnittlige aktøren vil kun betjene kostnaden ved innhenting av informasjon.

3.2 Faktorer og modeller

For å kunne analysere et fond sin prestasjon må en ta i bruk en modell som kan forklare avkastningen gjennom ulike risikofaktorer. I modellene som utledes under, vil en alfa fremkomme etter at regresjon er utført. Denne alfaen representerer gjennomsnittlig avkastning som ikke blir predikert av modellen, og er et mål på fondet sin prestasjon. Alfa ($\hat{\alpha}$) er risikojustert, og er derfor et rettfærdig mål å bruke når man sammenligner prestasjonen til porteføljer eller fond.

3.2.1 CAPM og singelfaktormodellen

Kapitalverdimodellen (CAPM) ble utviklet på 1960-tallet av Sharpe (1964), Lintner (1965) og Mossin (1966). Bakgrunnen for utviklingen av modellen var ifølge Sharpe (1964) at kapitalmarkedets adferd tok lite hensyn til risiko. Modellens formål er å beskrive forventet avkastning til et verdipapir i et perfekt marked. CAPM er en likevektsmodell som beskriver forventet avkastning, $E(r_i)$. Dette gjøres gjennom en risikofri plassering, r_f , og aksjens følsomhet ovenfor markedsporteføljen, β_i , multiplisert med markedspremien, $E(r_m) - r_f$. CAPM er gitt som

$$E(r_i) = r_f + \beta_i(E(r_m) - r_f). \quad (3.2)$$

Jensen (1968) sin singelfaktormodell bygget videre på CAPM i den forstand at den gjorde det mulig å bruke CAPM på historiske data. I motsetning til CAPM, som er en likevektsmodell som prøver å forklare forventet avkastning, er singelfaktormodellen en statistisk modell for avkastning til verdipapir. Modellen antar at verdipapir beveger seg i samme retning, og kan dermed forklares med en faktor, markedsavkastning ($r_{m,t}$)⁵. Jensen introduserte en verdi alfa (α) som gjorde at ligning (3.2) ikke lengre var strengt avhengig ved gjennomføring av regresjon. Ved å inkludere en konstant i ligningen trenger ikke regresjonsligningen å gå gjennom origo og en kan få avvik fra CAPM i form av en positiv eller negativ alfa. En positiv (negativ) alfaverdi indikerer meravkastning (mindreavkastning), og er et mål på om et verdipapir skaper risikojustert meravkastning utover indeksen man sammenligner mot. Grunnen til at alfa er risikojustert er at variansen til $\beta_i(r_{m,t} - r_{f,t})$ og $\epsilon_{i,t}$ forklarer henholdsvis den systematiske og den usystematiske risikoen til et verdipapir. Singelfaktormodellen til Jensen er gitt ved

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + \epsilon_{i,t},$$

$$t = 1, 2, \dots, T, \quad (3.3)$$

der $r_{i,t} - r_{f,t}$ er avkastning for et verdipapir utover risikofri rente og $\epsilon_{i,t}$ er feilledet som representerer risiko markedet ikke kan forklare (usystematisk risiko). Feilledet er antatt normalfordelt med forventningsverdi lik null.

3.2.2 Fama og French - trefaktormodell

I løpet av 80- og 90-tallet utviklet konsensus seg til at singelfaktormodellen til Jensen (1968) ikke var den beste modellen til å forklare avkastningen til verdipapir (se Reinganum (1981) og Breeden et al. (1989)). Fama og French (1993) utviklet en trefaktormodell, som i tillegg til markedsrisiko, inneholder risikofaktorene ”small minus big” (SMB) og ”high minus low” (HML). Bakgrunnen for utviklingen av faktorene var at

⁵I vår oppgave bruker vi indeksen OSEFX til å beskrive markedet.

studier av blant annet Banz (1981), Rosenberg et al. (1985) og Basu (1983), viste at andre faktorer enn markedsrisiko hadde forklaringskraft på avkastningen til et verdipapir.

Fremgangsmåten Fama og French (1993) brukte for å konstruere faktorene var å dele selskapene notert på NYSE, Amex og NASDAQ inn i forskjellige porteføljer. Det blir skilt mellom små og store selskaper basert på markedsverdi, henholdsvis S (small) og B (big). Selskapene blir videre delt inn i tre grupper basert på bok/market-forholdet, H (high), M (medium) og L (low). Denne inndelingsprosessen ble gjentatt hvert år fra 1963 til 1993. De seks porteføljene (SH, SM, SL, BH, BM og BL) er på avkastningsform og ligger til grunn i utformingen av SMB- og HML-faktoren. SMB-faktoren er gitt som

$$SMB = \left(\frac{1}{3}SH + \frac{1}{3}SM + \frac{1}{3}SL\right) - \left(\frac{1}{3}BH + \frac{1}{3}BM + \frac{1}{3}BL\right). \quad (3.4)$$

SMB-faktoren tar for seg at selskaper med lav markedsverdi i snitt har en ulik avkastning i forhold til selskaper med høy markedsverdi. Ifølge Bauman et al. (1998) viser det seg at de små selskapene skaper høyere avkastning enn de store over tid. HML-faktoren er gitt som

$$HML = \left(\frac{1}{2}SH + \frac{1}{2}BH\right) - \left(\frac{1}{2}SL + \frac{1}{2}BL\right). \quad (3.5)$$

Denne faktoren er sammensatt av avkastningen til selskaper med høy bok/market-forhold (verdiaksjer) fratrukket avkastningen til selskaper med lav bok/market-forhold (vekstaksjer). En positiv HML-verdi betyr at i en angitt periode har selskapene med høy bok/market-forhold hatt høyere avkastning enn selskapene med lav bok/market-forhold. Trefaktormodellen til Fama og French er gitt som

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1i}MKT_t + \beta_{2i}SMB_t + \beta_{3i}HML_t + \epsilon_{i,t},$$

$$t = 1, 2, \dots, T, \quad (3.6)$$

der $R_{i,t} = r_{i,t} - r_{f,t}$, $MKT_t = r_{m,t} - r_{f,t}$ og α_i er risikojustert avkastning utover modellens predikasjon. Koeffisientene, β_i , angir eksponeringen mot de systematiske risikofaktorene.

3.2.3 Carhart - firefaktormodell

Carhart (1997) bygget videre på trefaktormodellen til Fama og French (1993) ved å inkludere en momentumseffekt (PR1YR), derav navnet firefaktormodell. Momentumseffekten som Carhart benytter i modellen sin er basert på studien til Jegadeesh og Titman (1993). I denne studien finner Jegadeesh og Titman at ved kjøp (salg⁶) av porteføljer av aksjer som har gått bra (dårlig) skaper meravkastning de neste 3-12-månedene. På bakgrunnen av denne studien lagde Carhart (1997) en ettårig forsinket momentumsindikator. Indikatoren bruker en portefølje av aksjer som har gjort det best siste 12 månedene fratrukket en lignende portefølje av de dårligste aksjene. Firefaktormodellen er gitt som

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1i}MKT_t + \beta_{2i}SMB_t + \beta_{3i}HML_t + \beta_{4i}PR1YR_t + \epsilon_{i,t},$$

$$t = 1, 2, \dots, T, \quad (3.7)$$

hvor $R_{i,t}$ er månedlig avkastning utover risikofri rente for en portefølje i . Betakoeffesientene, β_1 , β_2 , β_3 og β_4 , er henholdsvis eksponeringen mot MKT, SMB, HML og PR1YR. Koeffisienten α er et mål på hvordan det estimerte verdipapiret presterer i forhold til modellens predikasjon.

3.3 Bootstrap-prosedyren

I neste del av analysen evaluerer vi prestasjonene ($\hat{\alpha}_i$) til de aktivt forvaltede fondene, som vi har funnet ved hjelp av modellene ovenfor. I en stor samling av fond vil noen alltid gjøre det bra, og noen gjøre det dårlig, som et resultat av henholdsvis flaks og uflaks. Vi tar i bruk en bootstrap-prosedyre identisk med metoden presentert av Kosowski et al. (2006), for å avgjøre om prestasjonene er et resultat av dyktighet, og ikke tilfeldigheter.

Selve prosedyren må kombineres med en modell som estimerer alfaverdier og t-statistikk

⁶Her impliserer salg å gå short, som innebærer at en tjener penger på kursnedgang. Ved å gå short i en portefølje aksjer, vil en selge en portefølje aksjer som en ikke eier, med den hensikt å kjøpe den tilbake i fremtiden.

for hvert fond. En distribusjon av alfaverdier og/eller tilhørende t-statistikk blir laget ved å kjøre et visst antall simuleringer, som alle gir en simulert alfaverdi og t-statistikk under nullhypotesen om ingen prestasjon ($\alpha = 0$). For hver simulering, rangeres alfaverdiene ($\hat{\alpha}_i^b, i = 1, 2, \dots, N$) og tilhørende t-statistikk og ($t_{\hat{\alpha}_i}^b, i = 1, 2, \dots, N$) fra høyeste til laveste verdi, hvor b er bootstrapnummeret som gjentas et visst antall ganger.⁷ Distribusjonen av alfaer (eller t-statistikk) for det beste fondet blir konstruert som distribusjonen av de høyeste alfaene som genereres på tvers av alle bootstrapene, $\hat{\alpha}_{maks}^b$.

Modellene som tidligere er presentert ser på hvert enkelt verdipapir/fond individuelt. Inferensen som blir brukt for å trekke konklusjoner når vi benytter modellene presentert ovenfor, baserer seg kun på den estimerte alfaverdien og den tilhørende t-statistikken. Samtidig vet vi at standard OLS-inferens bygger på forutsetningen om normalfordelte feilledd. Det er ikke gitt at denne forutsetningen er oppfylt, og det er nettopp derfor en bootstrap-prosedyre har vist seg å være svært nyttig. Fordelen ved å benytte en slik prosedyre i evalueringen av rangerte fond sine alfaverdier eller t-statistikk, er at den ikke er avhengig antagelsen om en normalfordelt distribusjon, da en egen distribusjon genereres. Forutsetningen om normalfordelte feilledd vil ofte bli brutt når den avhengige variabelen lider av høy grad av ikke-normalitet. Flere faktorer taler for at dette er tilfellet for avkastningen til fond. Noen aksjer i en typisk fondsportefølje har ofte betydelig høyere varians i avkastningen enn andre. Selv om sentralgrenseteoremet sier at en likevektet portefølje av slike ikke-normalfordelte aksjer vil nærme seg normalitet, har fondsforvaltere ofte en tendens til å investere tyngre i visse aksje enn i andre. En annen grunn til ikke-normalitet i et fond sine avkastninger, er at forskjellige aksjer har forskjellig grad av autokorrelasjon i avkastningen. Videre implementerer fondsforvaltere ofte dynamiske strategier, som involverer å endre risikonivået i porteføljen når det overordnede risikonivået til markedsporteføljen endres, eller som en respons til hvordan de presterer i forhold til tilsvarende fond.

Bootstrap-prosedyren benytter tverrsnittet av estimerte alfaverdier. Når man benytter et tverrsnitt av alfaverdier er det enda flere grunner til at ikke-normalitet kan forekomme. Selv om fondene individuelt hadde hatt normalfordelte residualer, kan et

⁷Vi har valgt å benytte 10.000 simuleringer.

tverrsnitt av alfaverdier skape en ikke-normalfordelt fordeling på grunn av forskjellig risikoeksponering mellom fondene. Fond som tar stor risiko har stor sannsynlighet for å havne i halene av en distribusjon av alfaverdier. Samtidig vil et fond som tar liten risiko, ha liten sannsynlighet til å havne i halene av distribusjonen. Avhengig av variasjonen i risikoeksponering mellom fondene, vil altså distribusjonen av alfaverdiene variere, og man kan ende opp med både tykkere og tynnere haler enn ved en normalfordeling. Ser man derimot på distribusjonen av t-verdier istedenfor for alfaverdier, vil man ikke støte på problemet med ikke-normalitet som forekommer på grunn av forskjeller i fond sine risikonivå. Dette fordi t-statistikken normaliseres av standardavviket til avkastningen, og blir dermed justert for risiko. Det vil derimot fortsatt være ikke-normalitet i distribusjonen av t-verdier dersom individuelle fond hver for seg har ikke-normalfordelte residualer.

En antagelse om normalitet er dermed helt klart ikke en god tilnærming, og en bootstrap-prosedyre blir å foretrekke når vi skal analysere signifikansen til norske fond sine alfaverdier. Nærmere forklaring på hvordan denne bootstrap-prosedyren implementeres, følger i seksjon 4.9.

Kosowski et al. (2006) poengterer at det er spesielt viktig å bruke en bootstrap-prosedyre for riktig inferens når en har et relativt lite antall fond og/eller når man har få observasjoner. Utvalget av aktivt forvaltede fond i Norge er relativt lite sammenlignet med for eksempel USA, og mange av disse fondene sprer seg over relativt korte tidsperioder. Vi anser derfor bootstrap-prosedyren som essensiell i vår analyse av norske aktivt forvaltede fond.

4 Metode

4.1 Valg av referanseindeks

For at vi skal kunne måle hvordan et fond presterer, trenger vi en referanseindeks å sammenligne avkastningene mot. De fleste norske aktivt forvaltede fondene har OSEFX (Oslo Børs Mutual Fund Index) som oppgitt referanseindeks. Dette er en fondsindeks som, i motsetning til andre indekser, tar hensyn til regler som norske aktivt forvaltede fond er underlagt i henhold til UCITS (Undertakings for Collective Investments in Transferable Securities) sine direktiver for fondsinvesteringer. Total tillat vekt for et verdipapir kan ikke overstige 10% av total markedsverdi i indeks, og verdipapirer som overstiger 5% må ikke samlet overstige 40% (Oslo Børs (2019)). På grunnlag av dette, er OSEFX et naturlig valg av referanseindeks. Perioden vi analyserer strekker seg over hele indeksen sin levetid, og den ble grunnlaget for valg av tidsperiode.

Dersom vi skulle analysert en periode som strekker seg lenger tilbake i tid, måtte vi også ha valgt en annen indeks. OSEAX (Oslo Børs All-share Index), som består av alle aksjer notert ved Oslo Børs hadde da vært et naturlig valg. Ifølge Sørensen (2010) vil replikering av en slik indeks resultere i betydelige transaksjonskostnader, da man måtte handle i lite likvide aksjer. Å bruke OSEAX ville nok derfor vært en urettferdig referanseindeks siden faktorene som inngår i indeksen er estimert før transaksjonskostnader, mens avkastningene for fondene er fratrukket transaksjonskostnader.

4.2 Utvelgelse av fond

I vår analyse har vi inkludert alle norske aktivt forvaltede fond som har eksistert mellom 1996 og 2017, og som bruker fondsindeksen OSEFX som sin referanseindeks⁸. Vekstfond, som investerer i aksjer som forventes å vokse mer enn markedet totalt sett, investererer

⁸De fleste levende fond oppgir referanseindeksen på sin hjemmeside, mens for nedlagte fond har vi hovedsaklig benyttet Morningstar for å finne referanseindeks.

ofte i aksjer som ofte er veldig risikable. Disse fondene vil derfor ha et annet risikonivå og faktorvektninger enn andre norske aktivt forvaltede fond. Alle de norske vekstfondene oppgir OSESX (Oslo Børs Small Cap) som sin referanseindeks, som består av de 10% lavest kapitaliserte aksjene på Oslo Børs. Det blir derfor unøyaktig å sammenligne vekstfondene med OSEFX. På grunnlag av dette, ekskluderer vi alle vekstfond fra analysen. Vi ekskluderer også fond som hovedsaklig investerer i internasjonale aksjer, siden indeksen vi sammenligner mot ikke reflekterer internasjonale markeder. Ifølge Sørensen (2010) blir det svært vanskelig å avgjøre om gode prestasjoner i disse fondene er et resultat av dyktige fondsforvaltere, eller om det ligger andre årsaker til grunn. Vi inkluderer fond som av ulike grunner er nedlagt i tidsperioden, for å lage et datasett som er fritt for overlevelsesskjevhet⁹.

4.3 Definisjon bull- og bear-perioder

Vi definerer et år som en bull-periode dersom årlig avkastning for OSEFX er høyere enn 10%, som en bear-periode dersom den årlige avkastningen er negativ, og som nøytral dersom avkastningen er mellom 0 og 10%. Bakgrunn for denne oppdelingen er historisk avkastning på Oslo børs. Vi ender opp med 14 bull-år, fem bear-år og tre nøytral-år, noe som potensielt gir henholdsvis 180, 60 og 36 månedlige observasjoner. Samtlige fond eksisterer ikke i hver av periodene, og har derfor færre enn potensielt antall observasjoner. På grunn av få nøytral-perioder, og følgelig få observasjoner, velger vi å se bort fra nøytralperiodene i bull- og bear-analysene. Nøytralperiodene er selvsagt inkludert når vi analyserer hele perioden. Se appendiks tabell A0.2 for en oversikt over antall observasjoner for hvert fond i hele perioden, samt i bull- og bear-perioder.

4.4 Beregning av avkastning

I analysene som følger, benytter vi månedlig avkastning for hvert fond. Vi henter daglige NAV-noteringer (net asset value) fra databasen Titlon, og gjør disse noteringene om til månedlige noteringer ved å bruke siste notering for NAV hver måned. Månedlig avkastning for fond i på tidspunkt t er gitt ved

⁹I seksjon 5.3 sjekker vi om nedlagte fond presterer dårligere enn fond som fortsatt eksisterer.

$$r_{i,t} = \frac{NAV_{i,t}}{NAV_{i,t-1}} - 1, \quad (4.1)$$

hvor $NAV_{i,t}$ er "net asset value" for fond i ved siste notering i måned t , og $NAV_{i,t-1}$ er "net asset value" ved siste notering måneden før. NAV kalkuleres ved å dele antall aksjer i fondet på verdien av alle aksjer i fondet, fratrukket forvaltningskostnader. NAV tar derimot ikke hensyn til gebyrer og andre kostnader som påløper ved kjøp og salg av fond. Fondenes avkastning utover risikofri rente finner vi ved å trekke risikofri rente fra avkastningen hver måned,

$$R_{i,t} = r_{i,t} - r_{f,t}. \quad (4.2)$$

4.5 Risikofri rente

Vi har benyttet annualisert tre-måneders norsk statsobligasjonsrente som risikofri rente. Denne har vi omgjort til månedlig rente for hver måned t . Den månedlige risikofrie renten er gitt som

$$r_{f,t} = (1 + r_{f,t}^{3m})^{1/12} - 1. \quad (4.3)$$

4.6 Risikojustert meravkastning og alfa

Meravkastning defineres ofte som avkastning utover en risikofri rente, men benyttes også når man snakker om avkastning utover en indeks. En vil ikke ha mye utbytte av å se isolert på denne meravkastningen utover indeks, da risikonivået i forskjellige fond kan variere betydelig. For å sammenligne avkastinger fra flere fond eller porteføljer på en bedre måte, bruker vi derfor en risikojustert avkastning. Vi vil i denne oppgaven benytte alfa (α) som et mål på oppnådd risikojustert meravkastning. Denne fremkommer som en konstant i faktormodellene vi benytter, og representerer månedlig gjennomsnittlig risikojustert meravkastning utover modellens predikasjon. En sann alfa på 0 betyr at fondet akkurat klarer å prestere godt nok til å forsvare forvaltningskostnadene.

Eksponering mot systematisk risiko til et fond fremkommer fra koeffesientene til faktorene i modellene som estimeres, og den usystematiske risikoen er representert gjennom feilledet (ϵ_i) i modellene, og er antatt normalfordelt og diversifiserbar. Estimert alfa ($\hat{\alpha}$) tar derfor hensyn til relevant risiko, og er dermed risikojustert. Dette gjør at alfa er en rettferdig måte å sammenligne prestasjonene til fond på. Den systematiske risikoen i modellene varierer etter hvor mange faktorer som inkluderes i modellene. Dette er grunnen til at alfa varierer på tvers av modellene.

4.7 Regresjonsanalyse

I første del av analysen til norske aktivt forvaltede fond benytter vi singelfaktormodellen, Fama-French sin trefaktormodell og Carhart sin firefaktormodell. Alle disse modellene er statistiske og benytter regresjonsanalyse, som ser på sammenhengen mellom en avhengig variabel (fondsavkastning utover risikofri rente), og uavhengige variabler (markedets meravkastning og andre risikofaktorer). I selve estimeringen benyttes OLS (ordinary least squares), som så godt som mulig forsøker å tilpasse en funksjon til våre observerte data. OLS minimerer summen av kvadrerte avvik mellom den observerte avhengige variabelen og de uavhengige variablene. En modell sin forklaringskraft er uttrykt som R^2 , som er et uttrykk for hvor stor del av variansen til fondsavkastningen som forklaringsvariablene greier å forklare. Antallet uavhengige variabler varierer etter hvilken modell vi benytter. I singelfaktormodellen (ligning 3.3) inkluderes kun markedspremien ($OSEFX - r_f$). I Fama-French sin modell (ligning 3.6) inkluderes i tillegg faktorene SMB og HML, mens i firefaktormodellen (ligning 3.7) inkluderes også faktoren PR1YR. Ettersom flere forklaringsvariabler inkluderes i modellen, vil R^2 være uendret eller øke. For å skille mellom forklaringskraften til de forskjellige modellene benytter vi også justert R^2 (R_{adj}^2) når vi ser på gjennomsnittsfondet. R_{adj}^2 synker hvis en ny variabel uten forklaringskraft inkluderes i modellen.

Vi kjører først en regresjon for alle fond samlet, hvor vi benytter en lik vektning for hvert fond sin avkastning. Vi tar ikke hensyn til størrelsen på fondene siden det ikke er mulig å oppdrive forvaltningskapital for nedlagte fond. Regresjonen estimerer fondenes sensitivitet til svingninger i OSEFX (β_{MKT}), koeffesientene til faktorene som er med

i modellen, samt alfaverdien (skjæringspunktet). Vi benytter alle tre modellene, og presenterer resultatene tabell 6.1. I neste del av analysen kjører vi en regresjon for hvert enkelt fond ved å benytte Carhart sin firefaktormodell gitt ved ligning 3.7. Dette er også første steg i bootstrap-prosedyren, som vil bli beskrevet i neste seksjon. Siden analysen vår om prestasjon baserer seg på fondenes alfaverdier, rapporterer vi ikke koeffisientestimatene til de uavhengige variablene. Disse er tilgjengelige på forespørsel. De estimerte alfaverdiene med tilhørende t-statistikk for hele perioden, samt bear- og bull-tilstander, er rapportert i appendiks tabell A0.2. Antall signifikante alfaverdier i de forskjellige periodene rapporteres i tabell 6.3.

4.8 Tester brukt i oppgaven

I denne oppgaven har vi gjort tre ulike tester av regresjonene, for å forsikre oss om at OLS-estimatoren på best mulig måte forklarer fondsavkastningene. Alle testene baserer seg på residualene til regresjonene. Hvis residualene til regresjonene ikke har konstant varians (heteroskedastisitet) må en korrigere for dette. En må også korrigere estimatoren hvis vi finner at residualene lider av autokorrelasjon, altså at residualene korrelerer med hverandre. Grunnen til at vi må korrigere estimatoren, er at standardavvikene ikke er korrekte hvis heteroskedastisitet eller autokorrelasjon forekommer. OLS-estimatoren vil fremdeles være forventningsrett og konsistent, men den vil ikke lengre være den beste estimatoren hvis en har autokorrelasjon eller heteroskedastisitet i residualene. Vi kan fortsatt bruke OLS-estimatoren hvis vi justerer estimatoren etter eventuelle funn av heteroskedastisitet og autokorrelasjon, noe vi også gjør i denne oppgaven. Ved å gjennomføre disse to testene finner vi ut hvilke standardfeil som er best å bruke i modellene. Den siste testen vi gjennomfører sjekker om residualene er normalfordelte. Hvis residualene har høy grad av ikke-normalitet, vil standard OLS-inferens være ugyldig. Dette er forklart nærmere under seksjon 3.3.

Vi bruker Breusch-Godfrey LM test for å teste for autokorrelasjon, som er en test som ser på om residualene er korrelerte. Nullhypotesen i denne testen er H_0 : ingen autokorrelasjon. For å teste for heteroskedastisitet bruker Breusch-Pagan testen, som tester om variansen til residualene varierer over tid. Nullhypotesen er $H_0 : Var(\epsilon_{i,t}) = \sigma^2$,

der σ^2 er en konstant. Normalitet i residualene testes ved å bruke Shapiro-Wilk testen, der nullhypotesen er H_0 : Normalfordelte residualer.

Testresultatene kan sees i appendiks tabell A0.1. For utledning av testene se Wooldridge (2014) eller annen elementær økonometribok.

4.8.1 Standardfeil i regresjon

På bakgrunn av testresultatene for autokorrelasjon og heteroskedastisitet, må vi benytte standardfeil som korrigerer for begge deler. Her har vi valgt å bruke Newey og West standardfeil. Disse standardfeilene korrigerer for autokorrelasjon og heteroskedastisitet.

4.9 Implementering av Bootstrap

Vi benytter en bootstrap-tilnærming for å avgjøre om vi kan utelukke flaks eller uflaks som årsak til resultatene individuelle fond oppnår, og for å se om vi kan konkludere med dyktighet i forvaltningen. Vi starter med å bruke minste kvadraters metode for å estimere alfaer, faktorvektninger og residualer i henhold til Carhart sin firefaktormodell, som er gitt ved

$$R_{i,t} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_{1,i}MKT_t + \hat{\beta}_{2,i}SMB_t + \hat{\beta}_{3,i}HML_t + \hat{\beta}_{4,i}PR1YR_t + \hat{\epsilon}_{i,t}. \quad (4.4)$$

Før selve bootstrap-simuleringen, lagrer vi for hvert enkelt fond koeffisientestimatene for alfaen og de forskjellige faktorene ($\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_{1,i}, \hat{\beta}_{2,i}, \hat{\beta}_{3,i}, \hat{\beta}_{4,i}$) og t-statistikken til α (\hat{t}_α). I tillegg lagres residualene $\hat{\epsilon}_{i,t}$, hvor $t = T_{i0}, \dots, T_{i1}$, og T_{i0} og T_{i1} er datoer for første og siste tilgjengelige månedlige notering for fond i . For hvert enkelt fond, trekker vi så et utvalg med tilbakelegging fra residualene som vi lagret fra regresjonen til minste kvadraters metode. Dette danner en "pseudo tidsserie" av "resampled" residualer, $\hat{\epsilon}_{i,t_e}^b$, hvor b representerer bootstrap-nummeret ($b = 1, \dots, 10.000$). Hvert av tidspunktene $s_{T_{i0}}^b, \dots, s_{T_{i1}}^b$, er tilfeldig trukket fra T_{i0}, \dots, T_{i1} på en slik måte at det originale utvalget av residualene for hvert fond omorganiseres. De estimerte faktorkoeffisientene omorganiseres ikke, og

har samme kronologiske rekkefølge i det konstruerte datasettet. Ved å bruke de lagrede faktorkoeffisientene og den nye tidsserien av ”uekte” residualer, samtidig som vi legger til en restriksjon som setter alfa til 0, konstruerer vi en ny tidsserie av månedlig avkastning for dette fondet. Ved å legge til restriksjonen ($\alpha = 0$) binder vi nullhypotesen til at ingen fond presterer bedre eller dårligere enn forventet, og vi estimerer derfor

$$R_{i,t}^b = 0 + \hat{\beta}_{1,i}MKT_t + \hat{\beta}_{2,i}SMB_t + \hat{\beta}_{3,i}HML_t + \hat{\beta}_{4,i}PR1YR_t + \hat{\epsilon}_{i,t}^b. \quad (4.5)$$

Når vi i neste steg regresserer denne nykonstruerte avkastningen på Carhart sin firefaktormodell, vil positive eller negative alfaer fremkomme dersom et unormalt antall høye eller lave residualer er trukket fra en gitt bootstrap-kjøring b . Denne prosedyren gjentas for alle fondene $i = 1, \dots, N$, noe som resulterer i en ”bootstrappet” alfa for hvert fond. Denne prosedyren gjentas så 10.000 ganger. Vi rangerer så alfaverdiene ($\hat{\alpha}_i^b, i = 1, 2, \dots, N$) og t-statistikken ($\hat{t}_{\hat{\alpha}_i}^b, i = 1, 2, \dots, N$) fra høyeste til laveste verdi for hver bootstrap (b). Vi oppnår da en distribusjon av alfaverdier $\hat{\alpha}_i^b$ og t-statistikk, $\hat{t}_{\hat{\alpha}_i}^b$, som kun er et resultat av variasjon i utvalget. Vi samler distribusjonen av rangerte alfaverdier og rangert t-statistikk i to $N \times 10.000$ -matriser, hvor $N = 66$. Distribusjonene benytter vi til å sammenligne med de observerte alfaverdiene og t-statistikk fra Carhart sin firefaktormodell, for å kunne fastslå om gode prestasjoner (høye alfaverdier) er et resultat av dyktighet eller vedvarende flaks. Distribusjonen av alfaer (eller t-statistikk) for fondet med høyest observerte alfaverdi (eller t-statistikk) blir bestemt av distribusjonen av de høyeste verdiene for hver bootstrap, altså en distribusjon av 10.000 $\hat{\alpha}_{maks}^b$. Dersom vi for den høyeste observerte¹⁰ alfaverdien finner at bootstrap-prosedyren genererer mange nok $\hat{\alpha}_{maks}^b$ som er lavere enn den observerte alfaen, kan vi konkludere med at den høyeste observerte alfaen ikke er et resultat av flaks, men at forvalterne av fondet er dyktige til å plukke aksjer, og at de kan forsvare forvaltningskostnadene (Kosowski et al. (2006)). For at vi skal kunne konkludere med dyktighet i det beste fondet på 5% signifikansnivå, krever vi at 95% av de høyeste genererte alfaverdiene $\hat{\alpha}_{maks}^b$, (eller t-statistikk) på tvers av de $N = 10.000$ simuleringene er lavere enn den høyeste observerte alfaen (eller t-statistikk) fra Carhart sin firefaktormodell. Tilsvarende sammenligning foretar vi for nest høyeste, og tredje høyeste observerte alfaverdi (og t-statistikk), samt for topp 10%- og topp 20%-

¹⁰Med observert alfaverdi, mener vi estimert alfaverdi fra analysen av individuelle fond.

persentilene. Vi sammenligner da observerte alfaverdier og t-statistikk med tilsvarende persentiler i bootstrap-distribusjonen. Vi tar også for oss resultatene i venstre hale av fordelingen av observerte alfaverdier og t-statistikk, altså de fondene som har prestert dårligst. Her konkluderer vi med underprestasjon i det dårligste fondet dersom 95% av de genererte alfaene (eller t-statistikk) er høyere enn den laveste observerte alfaen (eller t-statistikk) på tvers av alle simuleringene i tilsvarende persentil i bootstrap-distribusjonen. På grunn av bedre statistiske egenskaper, legger vi mest vekt på distribusjonen av t-statistikk fra fondenes alfaer. Distribusjonen av t-statistikk blir nemlig i motsetning til en distribusjon av alfaverdier, ikke påvirket av at fond tar forskjellig risiko. Dette fordi alfaverdiene i en distribusjon av t-statistikk normaliseres av standardavviket til avkastningen. Rangerer man fondene etter t-statistikk istedenfor alfaverdier når man skal sammenligne med tilsvarende persentiler fra bootstrap-simuleringen, blir altså forskjell i risikonivå blant fondene tatt hensyn til. Vi presenterer resultatene i tabellene 6.4 og 6.5.

5 Data

I seksjon 4.2 beskriver vi hvordan vi metodisk går frem i utvelgelsen av fond vi bruker i analysen. Vi ender opp med en samling av totalt 66 ulike fond gjennom hele perioden, hvorav 36 var aktive 31.12.2017. I tabell 5.1 rapporterer vi antall aktive fond hvert år, samt avkastningen til disse fondene, hvor vi benytter en lik vekting for hvert fond. For sammenligning, rapporterer vi avkastningen til referanseindeksen OSEFX.

Tabell 5.1: Antall fond og årlig avkastning

Andre kolonne i tabellen viser antall aktive fond ved starten av hvert år for perioden vi analyserer. Tredje kolonne viser avkastning for fondene, der alle fondene er likt vektet. Fjerde kolonne viser avkastningen til referanseindeksen OSEFX. Avkastningen er i prosent, og er beregnet ved å bruke NAV-noteringer på samme måte som i ligning 4.1, men hvor vi benytter noteringer fra siste handelsdag hvert år, istedet for hver måned.

År	Antall fond	Avkastning	
		Fondene	OSEFX
1996	25	39,21	32,84
1997	28	33,38	34,68
1998	33	-30,65	-26,52
1999	40	49,67	49,72
2000	41	3,62	2,32
2001	45	-14,50	-15,80
2002	46	-34,67	-32,76
2003	46	52,00	53,87
2004	46	33,87	38,97
2005	45	44,00	39,77
2006	40	29,40	32,98
2007	41	12,34	10,22
2008	40	-52,82	-57,42
2009	40	70,91	70,12
2010	40	21,40	22,27
2011	41	-20,18	-18,75
2012	45	16,26	20,65
2013	44	23,60	24,17
2014	43	9,77	5,69
2015	38	7,60	6,70
2016	37	18,59	11,50
2017	36	15,69	17,05

5.1 Innhenting av data

Vi har benyttet databasene Titlon og Macrobonds, samt nettsiden til Bernt Arne Ødegaard for å hente nødvendige data til analysene. For alle fond har vi hentet daglige NAV-noteringer (net asset value) fra databasen Titlon. Annualisert tre-måneders norsk statsobligasjonsrente har vi hentet fra databasen Macrobonds. Bernt Arne Ødegaards nettside har vi benyttet til å hente månedlige noteringer for faktorene SMB, HML og

PR1YR. Disse faktorene er det Ødegaard selv som har beregnet. Vi fikk tilsendt en liste fra Oslo Børs med alle norske fond som er eller har vært registrert hos dem under klassifiseringen norske aksjefond.

5.2 Risikofaktorene

I tabell 5.2 sammenligner vi faktoravkastningene og standardavvik over hele perioden, samt i bull- og bear-perioder. Som vi ser av tabell 5.2, genererer MKT, SMB og PR1YR positive gjennomsnittlige avkastninger når man ser på hele perioden under ett. Av de tre risikofaktorene, genererer momentumfaktoren PR1YR høyest avkastning både når vi ser på hele perioden sammenhengende, og når vi deler dataene opp i bull-, bear- og nøytralperioder. SMB-faktoren har positive avkastninger for alle perioder, noe som indikerer at små selskaper har generert høyere avkastning enn store selskaper i alle perioder. HML-faktoren er negativ hele perioden sett under ett, samt i bull og bear, noe som tyder på at vekstaksjer har generert høyere avkastning enn aksjer med høy bok/marked-forhold (verdiaksjer). HML er i likhet med de andre faktorene positiv i nøytrale perioder. I nettopp nøytrale perioder ser vi fra tabellen at både SMB, HML, og spesielt PR1YR genererer høyere avkastninger enn i bear- og bull-periodene. Her har vi derimot bare 36 månedlige observasjoner, så vi velger å se bort fra nøytrale perioder i påfølgende analyser.

Ser man bort fra nøytral-perioder, har SMB lavest standardavvik av alle faktorene i alle perioder, mens det motsatte er tilfellet for MKT. For hele perioden sett under ett er standardavviket henholdsvis 13,36% og 21,64% for disse faktorene. Vi ser også fra tabellen at standardavviket er lavere i bull-perioder sammenlignet med bear-perioder for alle faktorene. Det betyr at det er mindre svingninger i avkastningen i bull-perioder enn i bear-perioder.

Tabell 5.2: Faktoravkastning

Tabellen viser gjennomsnittlig årlig avkastning og standardavvik til faktorene MKT, SMB, HML og PR1YR.

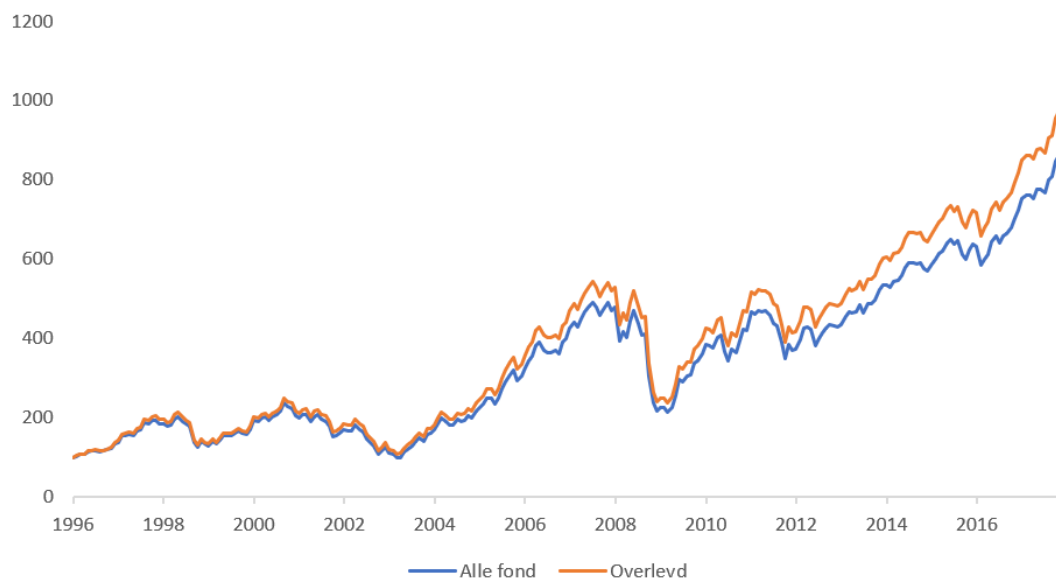
	MKT	SMB	HML	PR1YR
Panel A: Gjennomsnittlig avkastning				
Hele perioden	8,52	7,81	-1,03	12,07
Bull	19,67	9,04	-1,55	9,3
Bear	-38,3	5,86	-0,51	11,05
Nøytral	2,64	10,85	1,89	27,93
Panel B: standardavvik				
Hele perioden	21,64	13,36	15,16	15,86
Bull	20,98	13,14	14,58	14,97
Bear	30,87	16,27	16,32	17,69
Nøytral	12,45	13,53	17,73	16,67

5.3 Overlevelsessskjevhet

Overlevelsessskjevhet oppstår hvis en ikke inkluderer fond som har blitt nedlagt eller fusjonert i løpet av analyseperioden i datasettet. Brown et al. (1992) var en av de første til å undersøke forskjellen mellom fond som overlever og fond som blir lagt ned. Ved å ikke inkludere fond som blir lagt ned, finner forfatterne at det blir en skjevhet i forholdet mellom avkastning og volatilitet.

Brown og Goetzmann (1995) finner i sin studie at den viktigste grunnen til at fond blir lagt ned er dårlig avkastning i forhold til markedet. Dersom en ikke inkluderer nedlagte fond er det derfor stor risiko for at resultatene tilsier at aktiv fondsforvaltning er mer gunstig enn det som er tilfellet. På bakgrunn av dette, har vi i vår studie inkludert alle kvalifiserte fond som har blitt nedlagt i analyseperioden, og vi regner derfor med at vår oppgave ikke lider av overlevelsessskjevhet. Fordelingen mellom fond som har overlevd og blitt nedlagt er forholdsvis jevnt fordelt i vårt datasett, med henholdsvis 36 og 30 fond i hver kategori.

Figur 5.1 viser grafisk forskjellen i utvikling av et vektet gjennomsnitt av fond med og uten nedlagte fond i perioden 1996 - 2017. Vi registrerer at ekskludering av nedlagte fond øker historisk avkastning.



Figur 5.1: Overlevelsessskjevhet

Figuren viser utviklingen til det vektete gjennomsnittet av alle fond, med og uten nedlagte fond.

Av tabell 5.3 ser vi at fondene samlet sett presterer 0,46 prosentpoeng bedre enn OSEFX i gjennomsnitt hvert år. De eksisterende fondene presterer 2,73 prosentpoeng bedre årlig avkastning enn nedlagte fond. Det er derfor høy sannsynlighet for at de nedlagte fondene blir avviklet som følge av dårlig avkastning, og vårt datasett er dermed i tråd med publiseringene til Brown et al. (1992) og Brown og Goetzmann (1995).

Tabell 5.3: Årlig avkastning for fond og referanseindeks

Tabellen viser en oversikt over gjennomsnittlig årlig avkastning i prosent for ulike grupper fond, samt referanseindeksen (OSEFX) for perioden 1996-2017. GV står for gjennomsnittvektet.

Gjennomsnittlig årlig avkastning	
Periode: 1996 - 2017	
OSEFX	9,87
GV (alle)	10,33
GV (eksisterende)	10,95
GV (nedlagt)	8,22

6 Resultater

Vi ser først på resultatene for en likt vektet portefølje av alle fond i forskjellige perioder. Her tar vi i bruk singelfaktormodellen, Fama og French sin trefaktormodell og Carhart sin firefaktormodell. Deretter vil vi rette fokuset mot enkeltfond, der vi fokuserer på Carhart sin modell. For enkeltfond vil vi forsøke å avgjøre om de beste prestasjonene er et resultat av dyktighet, og om fondene kan forsvare forvaltningskostnadene sine. Dette gjør vi først for hele analyseperioden, før vi ser på bear- og bull-tilstandene separat.

6.1 Empiriske resultater fra singelfaktor, Fama-French og Carhart

Tabell 6.1 viser resultatene fra regresjonsanalysen av en likt vektet portefølje av fondsavkastningene som endogen variabel. Forklaringsfaktorene varierer etter hvilken modell vi estimerer (singelfaktor, Fama-French eller Carhart). I panel A ser vi resultatene for hele perioden for de respektive modellene. Alfaverdien til modellene forteller om gjennomsnittsfondet oppnår avkastning utover modellenes predikasjon. Alfaverdien er negativ for Carhart og Fama-French, som tilsier at gjennomsnittsfondet gir lavere avkastning enn det burde, kontrollert for faktorene MKT, SMB, HML og PR1YR. Singelfaktormodellen sin alfa er positiv, noe som indikerer at gjennomsnittsfondet gjør det bedre enn markedsavkastningen tilsier. Den risikjusterte avkastningen fra singelfaktormodellen tar ikke hensyn til fondenes eksponering mot den systematiske risikoen, representert ved de tre risikofaktorene SMB, HML og PR1YR. I tabellen ser vi at spesielt SMB og HML er signifikante på 1% og 5% nivå, noe som sier oss at disse risikofaktorene bør inkluderes i modellen. Dette er grunnen til at estimert risikjustert meravkastning ($\hat{\alpha}$) er veldig forskjellig fra tre- og firefaktormodellen sine estimerte alfaer. Det kan argumenteres for at singelfaktormodellen ikke gir riktig risikjustert avkastning, siden den ikke tar hensyn til all systematisk risiko. Vi ønsker likevel å inkludere resultatene fra denne modellen i analysen, hovedsaklig til sammenligningsformål.

Ingen av modellene gir alfaverdier som er i nærheten av å være signifikant¹¹, og vi kan dermed ikke konkludere med at gjennomsnittsfondet skaffer avkastning utover hva modellene predikerer. En kan likevel se at tendensen er at gjennomsnittsfondet presterer dårligere enn forventet kontrollert for de ulike forklaringsvariablene i Fama-French og Carhart.

Modellene har en eksponering mot markedet ($\hat{\beta}_{MKT}$) på 0,95 (singelfaktor) og 0,98 (Fama-French og Carhart). Singelfaktormodellen sin eksponering mot markedet er signifikant forskjellig fra 1 på 5% signifikansnivå, som tilsier at en endring i markedet fører til en endring i gjennomsnittsfondet som er mindre enn endringen i markedet. En endring på 1% i markedsindeksen (OSEFX) fører med seg en endring på 0,95% for gjennomsnittsfondet, i følge singelfaktormodellen. Grunnen til at gjennomsnittsfondene har (β_{MKT}) i nærheten av 1 er at alle fondene hovedsakelig investerer i det norske markedet, og dermed har høy korrelasjon med OSEFX.

Vi ser at gjennomsnittsfondet har en positiv koeffisient fremfor SMB-faktoren og en negativ koeffisient fremfor HML-faktoren. Den positive SMB-faktoren innebærer at gjennomsnittsfondet vekter seg opp mer i mindre selskaper enn markedsandelen til disse, og den negative koeffisienten til HML-faktoren tilsier at gjennomsnittsfondet har eksponering mot vekstaksjer. SMB- og HML-faktoren er begge signifikant, SMB-faktoren er signifikant på 1% og HML-faktoren er signifikant på 5%.

Momentumsfaktoren (PR1YR) er et godt stykke unna å være signifikant for gjennomsnittsfondet. Vi ser at modellen ikke øker forklaringskraften sin ved å inkludere PR1YR, men vi velger likevel å benytte oss av Carhart sin firefaktormodell videre i oppgaven, da R_{adj}^2 ikke synker¹².

Panel B og C rapporterer resultatene fra henholdsvis første og andre halvdel av perioden vi analyserer. Her ser vi tydelige forskjeller. I første halvdel av datasettet (panel

¹¹For at en variabel skal være signifikant på 5% signifikansnivå må vi ha en absolutt t-verdi på minst 2.

¹²Kostnaden ved å inkludere PR1YR er én frihetsgrad, og R_{adj}^2 synker hvis PR1YR svekker modellen.

B) ser vi at Fama-French- og Carhart-modellen gir en signifikant negativ alfaverdi for en likt vektet portefølje av alle fondene. I siste halvdel av datasettet (Panel C) presterer fondene bedre, da modellene gir positive alfaverdier. Her kan vi derimot ikke konkludere, siden alfaverdiene ikke er signifikante. Det skjer også endringer i eksponeringen mot risikofaktorene mellom periodene. I panel C ser vi at det blir en nedvekting mot mindre selskaper og en liten vridning mot å holde mer verdiaksjer i forhold til første periode i panel B. En annen betydelig forskjell mellom første og andre halvdel er at markedscoeffisienten er ca lik $\hat{\alpha}$ i første halvdel, mens den er signifikant forskjellig fra $\hat{\alpha}$ på 1% signifikansnivå i andre halvdel av perioden. Dette kan tyde på at gjennomsnittsførvalteren har begynt å avvike mer fra indeksen (OSEFX) i den siste halvdel av analyseperioden.

Tabell 6.1: Samlet resultat for faktormodellene

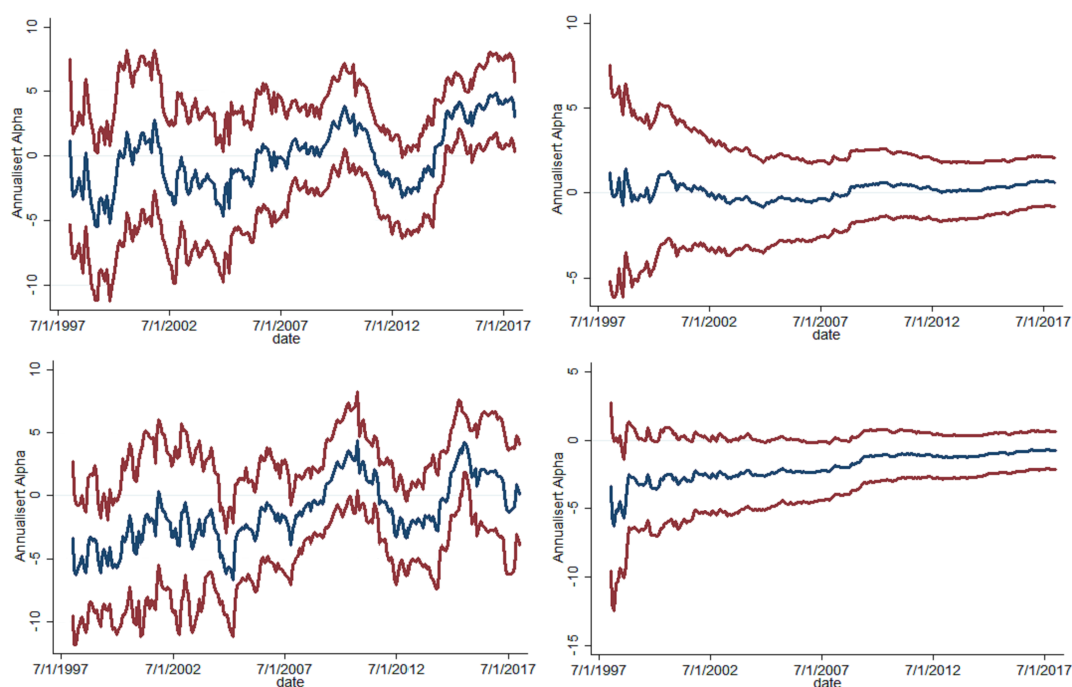
Tabellen viser aktivt forvaltede fond sin alfa, faktor-påvirkning og justert R^2 for en likt vektet portefølje av alle fondene for singelfaktormodellen, Fama-French sin trefaktormodell og Carhart sin firefaktormodell. Tallene i parentes er t-verdier knyttet til noteringen ovenfor. Stjernemerkingene, ***, ** og * betyr at koeffisienten er signifikant på henholdsvis 1%, 5% og 10% nivå. Panel A viser resultatene for hele analyseperioden. Panel B og Panel C viser henholdsvis de første og siste 11 årene. Standardfeilene som er brukt i estimeringen er Newey og West, og disse justerer for heteroskedasitet og autokorrelasjon. Alfaverdiene er annualisert og oppgitt i prosent. Nullhypotesen for t-statistikken til β_{MKT} er $\hat{\beta}_{MKT} = 1$.

Modell	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}_{MKT}$	$\hat{\beta}_{SMB}$	$\hat{\beta}_{HML}$	$\hat{\beta}_{PR1YR}$	R^2_{Adj}
Panel A: 1996:01 - 2017:12						
Singelfaktor	0,63 (0,77)	0,95** (-2,56)				0,975
Fama-French	-0,69 (-0,86)	0,98 (-1,23)	0,13*** (8,79)	-0,03** (-2,19)		0,981
Carhart	-0,78 (-1,04)	0,98 (-1,18)	0,13*** (8,78)	-0,03** (-2,04)	0,01 (0,49)	0,981
Panel B: 1996:01 - 2006:12						
Singelfaktor	-0,50 (-0,52)	0,99 (-0,55)				0,971
Fama-French	-2,35*** (-2,98)	1,00 (0,17)	0,14*** (6,15)	-0,04*** (-3,08)		0,979
Carhart	-2,36*** (-3,27)	1,00 (0,17)	0,14*** (5,77)	-0,04*** (-2,98)	0,00 (0,07)	0,979
Panel C: 2007:01 - 2017:12						
Singelfaktor	1,51 (1,65)	0,90*** (-7,34)				0,985
Fama-French	1,05 (1,25)	0,94*** (-3,25)	0,08*** (4,89)	0,02 (1,45)		0,987
Carhart	0,91 (1,09)	0,94*** (-3,06)	0,08*** (4,63)	0,02 (1,48)	0,01 (0,52)	0,987

For å undersøke hvordan alfa utvikler seg over tid har vi i figur 6.1 analysert alfa gjennom et rullende vindu og et utvidende vindu. Begge vinduene starter med 24 observasjoner, det rullende vinduet følger systemet [1 - 24, 2 - 25, - - - , 241 - 264], mens det utvidende

vinduet følger systemet [1 - 24, 1 - 25, - - - , 1 - 264]. Den øverste raden er analysert ved hjelp av singelfaktormodellen, mens den nedre raden bruker Carhart sin firefaktormodell. Til venstre er det rullende vinduet, og til høyre har vi det utvidede vinduet.

Vi ser av figur 6.1 at det er mindre varians i alfaestimeringen til Carhart, sammenlignet med når singelfaktormodellen benyttes. Alfaverdier til Carhart er vedvarende negativ til å begynne med i datasettet, noe tabell 6.1 også viser. Det er interessant å se at det rullende vinduet for Carhart har så og si bare negative alfaer i første halvdel av den rullende estimeringen, noe som underbygger hvorfor alfaverdien er signifikant helt ned på 1% signifikansnivå i første halvdel av datasettet. Ved å utvide estimeringsvinduet ser vi at alfaverdien til Carhart konvergerer mot 0. For singelfaktormodellen er alfaverdien også negativ til å begynne med. Her ser vi ikke samme konvergering mot null, men heller svingninger rundt null.



Figur 6.1: Utvikling til alfa

Figuren viser utviklingen til alfa over tid. Grafene til venstre benytter et rullende vindu på 24 observasjoner. Grafene til høyre utvider vinduet fra startvinduet på 24 observasjoner og legger til en observasjon frem til hele datasettet er inkludert. Den øverste raden representerer singelfaktormodellen sin alfa, mens den nederste raden representerer Carhart sin alfa. Den blå linjen representerer selve estimeringen, mens de røde linjene er 2 standardfeil-bånd estimert med Newey og West.

Konklusjonen er at det virker som at gjennomsnittsfondet ikke kan forsvare forvaltningskostnadene. En kan ikke konkludere bastant her siden den negative

alfaverdien ikke er signifikant for hele perioden. Derimot kan vi med stor sannsynlighet si at i perioden 1996 - 2006, så presterer gjennomsnittsfondet for dårlig til å kunne forsvare forvaltningsgebyrene.

6.1.1 Resultater bear og bull

I denne delen av analysen tar vi også i bruk en likt vektet portefølje av avkastningene til fondene som endogen variabel. Det som skiller denne analysen fra analysen ovenfor, er hvilke observasjoner som inkluderes i modellene. Vi ønsker å se om prestasjonene til norske aktivt forvaltede aksjefond varierer etter hvilken tilstand aksjemarkedet befinner seg i. Vi skiller i seksjon 4.3 mellom bear- bull- og nøytraltilstander etter årlig avkastning til indeksen OSEFX. Når vi ser på bull-tilstander, inkluderes eksempelvis bare observasjoner fra de årene hvor OSEFX har økt med 10% eller mer.

Tabell 6.2 viser resultatene fra bear- og bull-tilstander. Alle modellene gir en negativ alfa for det gjennomsnittlige fondet i både bull- og bear-perioder, med unntak av singelfaktormodellen i bull-perioder. Det som er veldig interessant, er at estimert risikojustert avkastning er betydelig mindre i bear-perioder enn i bull-perioder for alle tre modellene. Carhart-modellen estimerer for gjennomsnittsfondet en årlig risikojustert avkastning på -3,12% og -1,21% for henholdsvis bear-tilstander og bull-tilstander. Alfa er i tillegg signifikant på 5% nivå i bear-tilstander, noe som helt klart peker i retning av at fondene underpresterer når markedet befinner seg i denne tilstanden. Dette tyder også på at fondene presterer dårligere i bear-tilstander enn i andre tilstander.

SMB-faktoren er positiv og signifikant på 1% signifikansnivå i begge tilstander. HML-faktoren er negativ i begge tilstander, men bare signifikant i bull-tilstander. Tabellen viser at koeffisienten til PR1YR er -0,05 i bear-tilstanden, og denne er signifikant på 10% signifikansnivå. En negativ koeffisient for PR1YR innebærer at gjennomsnittsfondet oppnår et negativt bidrag til den månedlige avkastningen, hvis aksjene som har gått best det siste året øker i verdi relativt til aksjene som har gått dårligst det siste året¹³. Det

¹³Mer spesifikt; en økning på 1% i avkastningen til aksjene som har gjort det best det siste året i forhold til aksjene som har gjort det dårligst, vil isolert sett føre til at den månedlige forventede avkastningen til

virker derfor som at gjennomsnittsfondet er underinvestert i de aksjene som har gått best det siste året i bear-tilstander.

Vi legger også merke til at det er en tendens til at gjennomsnittsfondet avviker mer fra MKT i bear-perioder. Dette kan være en av grunnene til gjennomsnittsfondet har en signifikant mindreavkastning i bear-periodene.

Tabell 6.2: Samlet resultat bull- og bear-perioder

Tabellen viser hvordan et vektet snitt av avkasningene til de aktiv forvaltede fondene gjør det i bull- og bear-tilstander ved bruk av modellene singelfaktor, Fama-French og Carhart i perioden 1996-2017. Kolonnene viser antall observasjoner (obs), alfa, faktor-påvirkning og forklaringskraft (R^2). Tallene i parentes er t-verdier knyttet til noteringen ovenfor. Stjernemerkingene, ***, ** og * betyr at koeffisienten er signifikant på henholdsvis 1%, 5% og 10% nivå. Standardfeilene som er brukt i estimeringen er Newey og West. Alfaverdiene er annualisert og oppgitt i prosent. Nullhypotesen for t-statistikken til β_{MKT} er $\hat{\beta}_{MKT} = 1$.

Modell	obs	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}_{MKT}$	$\hat{\beta}_{SMB}$	$\hat{\beta}_{HML}$	$\hat{\beta}_{PR1YR}$	R^2
Panel A: Singelfaktor							
Bull	168	0,83 (0,99)	0,97** (-2,25)				0,968
Bear	60	-3,87** (-2,22)	0,91*** (-3,89)				0,982
Panel B: Fama-French							
Bull	168	-1,00 (-1,24)	1,00 (0,43)	0,11*** (6,87)	-0,03** (-2,08)		0,975
Bear	60	-3,15** (-2,04)	0,95 (-1,6)	0,135*** (4,34)	-0,04 (-1,64)		0,987
Panel C: Carhart							
Bull	168	-1,21 (-1,49)	1,01 (0,54)	0,11*** (6,86)	-0,03* (-1,96)	0,02 (1,51)	0,975
Bear	60	-3,12** (-2,04)	0,94** (-2,44)	0,12*** (4,08)	-0,04 (-1,30)	-0,05* (-1,85)	0,987

6.2 Resultater for enkeltfond

Ved hjelp av Carhart sin firefaktormodell evaluerer vi alle fondene i utvalget hver for seg. Vi er interessert i å finne ut om det finnes norske aktivt forvaltede fond som gir signifikant positive eller negative alfaer. Vi ser både på hele perioden samlet, og bear- og bull-perioder hver for seg. Tabell 6.3 viser en oversikt over antall signifikante alfaer vi finner ved bruk av modellen. Estimerte alfaverdier og tilhørende t-statistikk rapporteres for hvert enkelt fond i appendiks tabell A0.2.

gjennomsnittsfondet faller med på 0,05%.

Fra tabell 6.3 ser vi at vi finner flere signifikant negative enn signifikant positive alfaer. Dette gjelder både for hele perioden, bull-perioder og bear-perioder, samt på alle signifikansnivå. Vi finner at svært få fond klarer å oppnå en positiv alfa på 5% signifikansnivå, mens mange fond leverer negative alfaer på samme signifikansnivå. Videre finner vi flere signifikant negative alfaer i bear-perioder enn i bull-perioder. Resultatene fra individuelle regresjoner for hvert fond peker altså i samme retning som når vi brukte et likt vektet snitt av hvert fond sin avkastning. Norske aktivt forvaltede fond oppnår mange flere negative enn positive alfaer.

Tabell 6.3: Signifikante alfaer

Tabellen viser en oversikt over antall signifikant positive og negative alfaer i hele perioden, bull-perioder og bear-perioder på 1%, 5% og 10% signifikansnivå. Kolonnen for signifikante fond på 10%-nivå inkluderer fondene som er signifikante på 1% og 5%-nivå.

Periode	Signifikant positive alfaer			Signifikant negative alfaer		
	1%	5%	10%	1%	5%	10%
Hele perioden	1	2	4	5	10	15
Bull	0	0	1	1	7	12
Bear	0	0	1	5	10	16

Legg merke til at noen av de signifikante alfaverdiene tilhører fond hvor vi har veldig få observasjoner. Disse vil derfor ikke bli inkludert i den kommende bootstrap-analysen, hvor vi skal forsøke å konkludere om de gode og dårlige prestasjonene kan krediteres forvalterne, eller om vi ikke kan utelukke flaks eller uflaks.

6.3 Flaks vs dyktighet

Når vi i foregående analyse finner individuelle fond som presterer signifikant bedre og dårligere enn modellens predikasjon, baserer vi inferensen kun på den estimerte alfaverdien og tilhørende t-statistikk. Samtidig vet vi at nøyaktig inferens som baserer seg på t-statistikk hviler på forutsetningen om normalfordelte feilledd. Som vi skrev i seksjon 4.9, er det mange grunner til å tro at dette ikke er tilfelle, noe som bekreftes for våre tester for normalitet. I tabell A0.1 ser vi at nullhypotesen om normalitet i residualene forkastes for mange av fondene, spesielt for de med en høy estimert alfaverdi. Dette påvirker ikke selve koeffisientene estimert fra Carhart-modellen, men setter spørsmålsteget rundt inferensen som brukes for å avgjøre om risikostjustert meravkastning

er signifikant eller ikke. Har fondene oppnådd en signifikant alfaverdi på grunn av dyktighet, eller på grunn av vedvarende flaks? For å besvare dette spørsmålet, tar vi i bruk bootstrap-prosedyren beskrevet i seksjon 4.9, som i forhold til standard t-tester på individuelle fond, gir fordeler i evalueringen av alfaverdiens signifikans.

Tabell 6.4 inneholder resultatene fra bootstrap-simuleringene. I panel A benyttes simulerte alfadistribusjoner, $\hat{\alpha}_i^b$, som konkluderingsgrunnlag, mens i panel B benyttes tilhørende t-statistikk, $t_{\hat{\alpha}_i}^b$, som konkluderingsgrunnlag. Vi har i panel A rangert fondene etter alfaverdier estimert med Carhart sin firefaktormodell, og i panel B rangert etter t-statistikk fra de samme alfaverdiene¹⁴. Ovenfor panelene ser vi hvilket fond eller persentil som er analysert i hver kolonne, hvor det dårligst observerte¹⁵ fondet er til venstre i tabellen, og det beste fondet er til høyre. Den observerte alfaen og t-statistikken til de beste og dårligste fondene står på første rad i henholdsvis panel A og panel B. Tilhørende p-verdi fra Carhart sin firefaktormodell står på andre rad. For at vi i panel A skal kunne konkludere med at det beste fondet har prestert bra som følge av dyktighet, og ikke flaks på 5% signifikansnivå, krever vi at mindre enn 5% av de høyeste genererte alfaene ($\hat{\alpha}_{maks}^b$) på tvers av de $b = 10.000$ simuleringene, er høyere enn den observerte alfaen fra Carhart sin firefaktormodell¹⁶. Tilsvarende krever vi for å konkludere med dyktighet i det nest beste observerte fondet, rangert etter alfaverdi, at mindre enn 5% av de nest høyeste genererte alfaene er høyere enn den observerte. Vi sammenligner altså observerte alfaverdier og t-statistikk med tilsvarende persentiler i bootstrap-distribusjonen. Andel simulerte verdier som er høyere enn observert verdi rapporteres på tredje rad i panelene. Ser vi på rangeringen av fondene etter t-statistikk i panel B, er vi bare i nærheten av å kunne konkludere med dyktighet i ett fond, nemlig fondet med høyest observert t-statistikk. Vi ser at 10,1% av de høyest simulerte t-statistikene er høyere enn den observerte. Det som er interessant er at dette fondet har en svært signifikant alfa etter firefaktormodellen, men blir etter inferensen brukt i bootstrap-prosedyren, ikke signifikant nok til å kunne konkludere med at den positive

¹⁴Den høyeste alfaverdien gir ikke nødvendigvis den høyeste t-verdien, da t-verdien blir justert av standardavviket til alfaen.

¹⁵Med observert mener vi alfaverdi eller t-statistikk estimert ved Carhart sin firefaktormodell.

¹⁶Hver simulering genererer $N = 66$ alfaverdier. For hver simulering sorteres disse fra høyest til lavest, og vi ender opp med 66 bootstrap-distribusjoner bestående av 10.000 alfaverdier. Disse distribusjonene sammenlignes med tilsvarende persentil fra de rangerte observerte verdiene. De 10.000 høyeste simulerte verdiene sammenlignes mot den høyeste observerte alfaen osv.

alfaen kommer som et resultat av dyktighet. Beveger vi oss til venstre, til den nest høyeste og tredje høyeste observerte t-verdien, ser vi at stadig flere av de simulerte verdiene er høyere enn den observerte. Vi har dermed ikke nok bevis til å forkaste nullhypotesen om at den positive alfaen er et resultat av flaks for noen av fondene. Når vi ser på resultatene i motsatt hale av fordelingen, altså de fondene som rangert etter t-statistikk har gjort det dårligst, blir nullhypotesen at fondene ikke underpresterer i forhold til modellens predikasjon. For å forkaste nullhypotesen, krever vi nå at mer 95% av de simulerte verdiene er høyere enn de observerte på tilsvarende persentil. Den dårligste observerte t-verdien fra Carhart sin firefaktormodell er -4,5. Fra tabellen kan vi se at hele 99,9% av simuleringene på tilsvarende sted i bootstrap-distribusjonen er høyere, noe som er svært gode bevis for å forkaste nullhypotesen. Beveger vi oss til høyre, ser vi at denne tendensen fortsetter. I alle persentiler mellom det dårligste fondet og medianfondet gir bootstrap-simuleringene høyere verdi i mer enn 99,9% av tilfellene. Det er fullt mulig at disse fondene også gir avkastninger som også før fratrukkne forvaltningskostnader gir underprestasjon. Her kan vi derimot ikke konkludere, siden vi bruker avkastning som er fratrukket forvaltningskostnadene. Vi konkluderer med at forvalterene ikke er dyktige nok til å forsvare kostnaden på fondene, og ikke med at de nødvendigvis er udyktige i jobben sin.

Ser vi til panel A i tabell 6.4, rangerer vi fondene etter alfaverdi, istedenfor alfaverdiens t-statistikk. Den høyeste observerte årlige alfaen er 10,12. Tilsvarende som ved det beste fondet rangert etter t-statistikk, kan vi ikke utelukke at denne høye alfaverdien er et resultat av flaks. Beveger vi oss til venstre i fordelingen, kan vi se at konklusjonene blir de samme som ved bruk av rangerte t-verdier. Vi legger mest vekt på resultatene fra rangeringen av t-statistikk, siden denne har bedre statistiske egenskaper¹⁷.

Ved å ta i bruk bootstrap-prosedyren utviklet av Kosowski et al. (2006), finner vi ingen bevis på at de signifikant positive risikjusterte meravkastningene, funnet fra

¹⁷T-statistikk normaliseres av alfaene sine standardavvik, som har en tendens til å være større for fond som tar større risiko og for fond som har relativt kort levetid. Fond som er høyt rangert etter alfaverdi, og som har oppnådd denne rangeringen ved å ta svært høy risiko, vil dermed ikke nødvendigvis være like høyt rangert etter t-sortering, siden denne høye alfaverdien sannsynligvis vil bli normalisert av et høyt standardavvik.

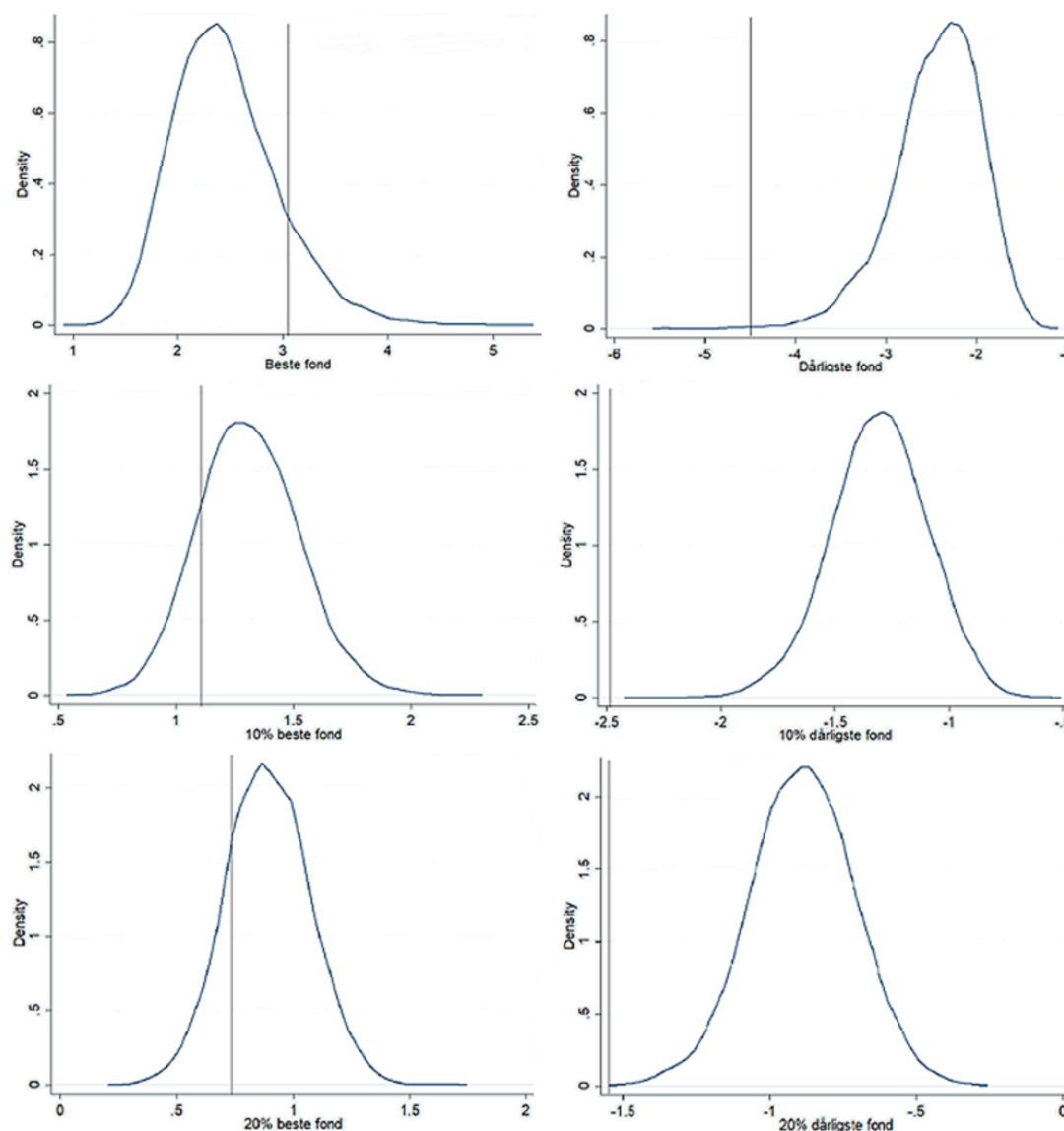
Carhart sin firefaktormodell, er et resultat av dyktighet i forvaltningen. Selv alfaen som er signifikant på 1% signifikansnivå blir ikke signifikant når vi benytter bootstrap-distribusjonen som konkluderingsgrunnlag. Blant de dårligste fondene finner vi klare bevis for underprestasjon, og vi kan med stor sikkerhet konkludere med at disse fondene ikke klarer å forsvare forvaltningshonorarene.

Tabell 6.4: Resultat fra bootstrap

Panel A viser estimerte alfaer og p-verdier fra Carhart sin firefaktormodell, samt andel genererte alfaverdier på tvers av bootstrap-simuleringene som gir høyere alfa enn den estimerte alfaverdien. Vi sammenligner rangeringen av fondene med tilsvarende bootstrap-distribusjon. Vi inkluderer de beste og verste fondene, samt utvalgte persentiler. I panel B rangerer vi fondene etter t-statistikk fra firefaktormodell-alfaen. Tredje rad viser andel simulerte t-verdier på tvers av de $b = 10.000$ simuleringene som er høyere enn observert t-verdi i respektiv persentil i bootstrap-distribusjonen. Alfaverdiene er annualisert og oppgitt i prosent. Vi inkluderer alle norske aktivt forvaltede fond som i perioden 1996-2017 har hatt minimum 36 observasjoner. Standardfeilene som er brukt er Newey og West.

	Dårligste fond	2.	3.	Laveste 10%	Laveste 20%	Høyeste 20%	Høyeste 10%	3.	2.	Beste Fond
Panel A: Fond rangert etter firefaktor-modell alfaer										
alfa	-15.89	-9.30	-8.24	-5.13	-2.93	0.907	1,62	3.25	3.77	10.12
Standard p-verdi	0	0.003	0.003	0.051	0.062	0.293	0.081	0.027	0.065	0.32
% (Sim > virkelig)	99.4	98.5	99.7	99.8	99.9	95.3	95.1	78.3	81.2	10.1
Panel B: Fond rangert etter t -statistikk på alfaer fra firefaktor-modell										
t-alfa	-4.5	-3.09	-3.03	-2.5	-1.71	0.73	1.14	1.87	2.23	3.12
Standard p-verdi	0	0.003	0.003	0.016	0.09	0.468	0.259	0.065	0.027	0.003
% (Sim > virkelig)	99.9	99.5	99.9	>99.9	>99.9	78.5	76.0	38.2	26.0	12.5

I figur 6.2 kan vi se de bootstrappede distribusjonene til t-statistikken til alfaene for det beste og verste fondet, samt 10% og 20% persentilene. De loddrette linjene representerer den observerte t-verdien fra Carhart sin firefaktormodell. De øverste distribusjonene tilhører det beste og verste fondet, og består av henholdsvis de høyeste og laveste genererte t-statistikken for hver av de 10.000 simuleringene. Som vi ser avviker disse simulerte fordelingene, selv i en distribusjon av t-statistikk, vesentlig fra en normalfordeling. Den rette streken representerer den observerte t-statistikken fra Carhart sin firefaktormodell. Distribusjonene til høyre i figuren viser hvordan de simulerte t-statistikken gir oss klare bevis for å forkaste nullhypotesen om at de ikke underpresterer. Ser vi på distribusjonen til det beste fondet øverst til venstre, er ikke bevisene like klare, men for å kunne konkludere med dyktighet i forvaltningen på 5% signifikansnivå måtte en større del av bootstrap-distribusjonen ha lagt seg til venstre for den observerte verdien. Sagt på en annen måte: En for stor andel av de 10.000 $\hat{\alpha}_{maks}$ er for langt til høyre i fordelingene, til at vi kan konkludere med at forvalterne er dyktige.

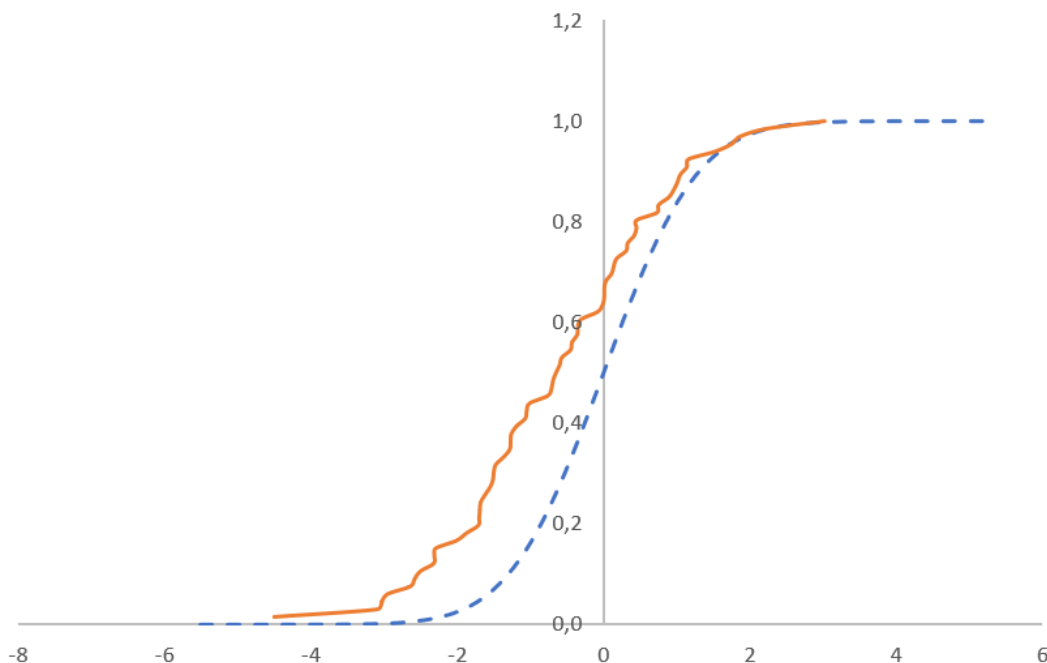


Figur 6.2: Kernel density-fordeling av bootstrappet t-statistikk.

Figuren viser kernel density-fordeling til bootstrappet t-statistikk til alfa fra Carhart sin firefaktormodell, sammen med faktisk t-verdi til det beste og verste fondet, samt utvalgte persentiler. Den faktiske t-verdien er vist med en vertikal strek i figurene.

For å få et bedre bilde av hvordan fordelingen av bootstrappet t-statistikk ser ut i forhold til fordelingen av t-statistikken til de observerte alfaene, viser vi den kumulative fordelingen i figur 6.3. Den oransje linjen, som viser de faktiske alfaene, ligger til venstre for bootstrap-fordelingen i alle intervaller, med unntak av helt til høyre i halen. Fra figur 6.3 ser vi det samme som tabell 6.4 slår fast, en tydelig overvekt av negativ t-statistikk i norske aktivt forvaltede aksjefond. Vi ser at i overkant av 60% av de faktiske t-statistikkene er negative, mens ca 50% av bootstrap t-statistikken er det. En stor del av forklaringen på dette avviket, er at fondsavkastningene er fratrukket forvaltningskostnader. Grafen synliggjør at norske aktivt forvaltede fond generelt ikke

er i stand til å forsvare forvaltningskostnadene. Det hadde vært interessant å sett på tilsvarende fordeling uten forvaltningskostnadene fratrukket avkastningen til fondene, men dette har vi ikke anledning til da vi ikke har tilgang på historiske kostnader på fondene.



Figur 6.3: Kumulativ fordeling til t-statistikk

Figuren viser den kumulative fordelingen til bootstrappet t-statistikk fra Carhart sin 4-faktormodell sammen med den kumulative fordelingen til de faktiske t-statistikkene til de ulike fondene. Fordelingen til bootstrap er den blå stiplede linjen, mens den faktiske t-fordelingen er i oransje

6.3.1 Bear og bull

Når vi analyserer individuelle fond med Carhart sin firefaktormodell, finner vi jfr. tabell 6.3 ingen signifikante positive alfaverdier på 5% signifikansnivå i bear- eller bull-perioder. På den andre siden finner vi mange alfaverdier som er signifikant negative. Som vi ser på andre rad i panel B og D i tabell 6.5, er fond i den dårligste 10%-persentilen signifikante både bear- og bull-perioder når man rangerer fondene etter t-statistikk og benytter standard t-testing. Tidligere nevnt kritikk av vanlig t-testing sin unøyaktighet i analyser av fonds alfaverdier gjelder fortsatt, og vi gjennomfører derfor tilsvarende bootstrap-prosedyre som når vi inkluderte alle observasjoner. På grunn av lave t-verdier for de beste fondene i begge tilstandene, samt et flertall høye negative alfaverdier, gir

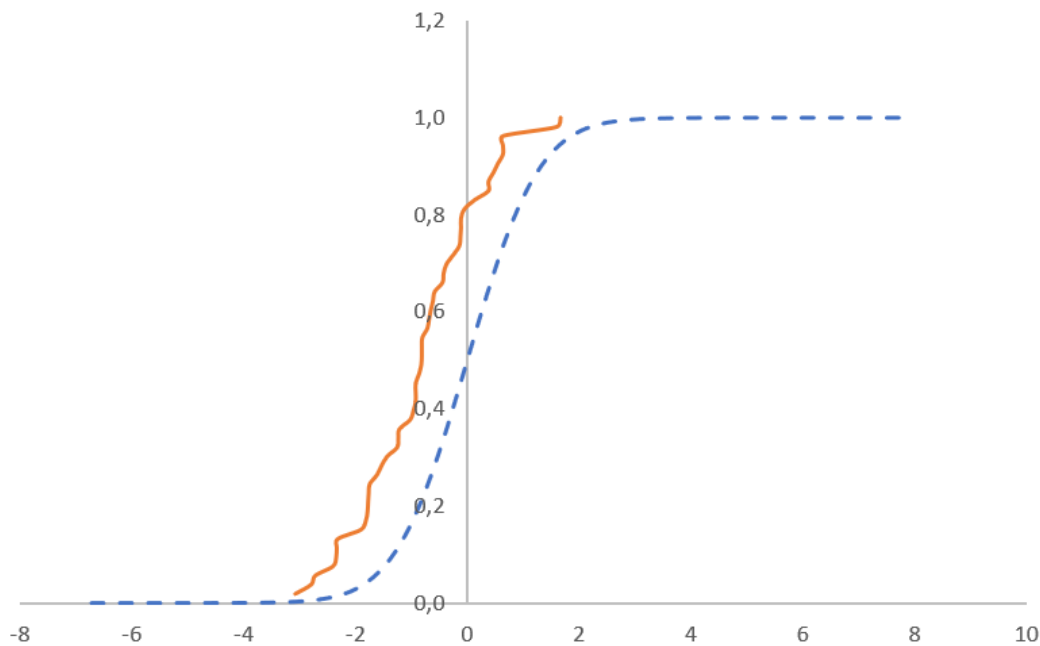
bootstrap-simuleringene distribusjoner som er langt høyere enn de observerte verdiene i alle persentiler av distribusjonen. Dette gjelder som vi ser i tabell 6.5 både i bull og bear-perioder. Vi er derfor ikke i nærheten av å kunne konkludere med at det finnes bevis på at fondsforvalterne er dyktige i bull- eller bear-perioder, verken når vi rangerer fondene etter alfaverdi eller t-statistikk. Bootstrap-analysen gir heller ingen antydning til at fondene presterer bedre i bear- eller bull-perioder i forhold til hele tidsperioden under ett. I motsatt ende av distribusjonen av t-verdier, skiller resultatene seg delvis fra analysen av hele perioden. I bear-analysen kan vi ikke utelukke at den dårlige prestasjonen er et resultat av tilfeldigheter. Tilsvarende gjelder i bull-analysen, men her kan vi heller ikke utelukke at det nest dårligste og tredje dårligste fondet sine resultater skyldes tilfeldigheter. I det dårligste fondet i bull- og bear-periodene, er henholdsvis 79,1% og 86,3% av de dårligste simulerte t-statistikkene høyere enn den dårligste observerte t-statistikken fra Carhart sin firefaktormodell. For å konkludere med underprestasjon på 5% signifikansnivå krever vi at 95% av de simulerte verdiene er høyere enn den observerte. Ser vi på laveste 10%-persentil og laveste 20%-persentil, kan vi trekke tilsvarende konklusjon som i analysen for hele perioden. Det er svært liten sannsynlighet for at disse fondene underprester på grunn av uflaks, og vi konkluderer med at forvalterne av disse fondene ikke er dyktige nok til å forsvare forvaltningshonorarene.

Tabell 6.5: Bootstrap-resultat fra bear og bull-perioder

Panel A viser estimerte alfaer og p-verdier fra Carhart sin firefaktormodell i bull-perioder, samt andel av bootstrap-simuleringene som gir høyere alfa enn den estimerte når vi rangerer fondene etter observert alfa. Panel B rangerer fondene etter t-statistikk fra firefaktormodell-alfaen i bull-perioder. Tredje rad viser da andel simulerte t-verdier som er større enn observert t-verdi i respektive persentil i bootstrap-distribusjonen. Panel C og D viser tilsvarende verdier for bear-perioder, hvor Panel C rangerer fondene etter alfaverdier, og panel D rangerer fondene etter t-statistikk fra firefaktormodell-alfaen. I både bear og bull perioder inkluderer vi alle norske aktivt forvaltede fond som har minimum 24 observasjoner. Alfaverdiene er annualisert og oppgitt i prosent.

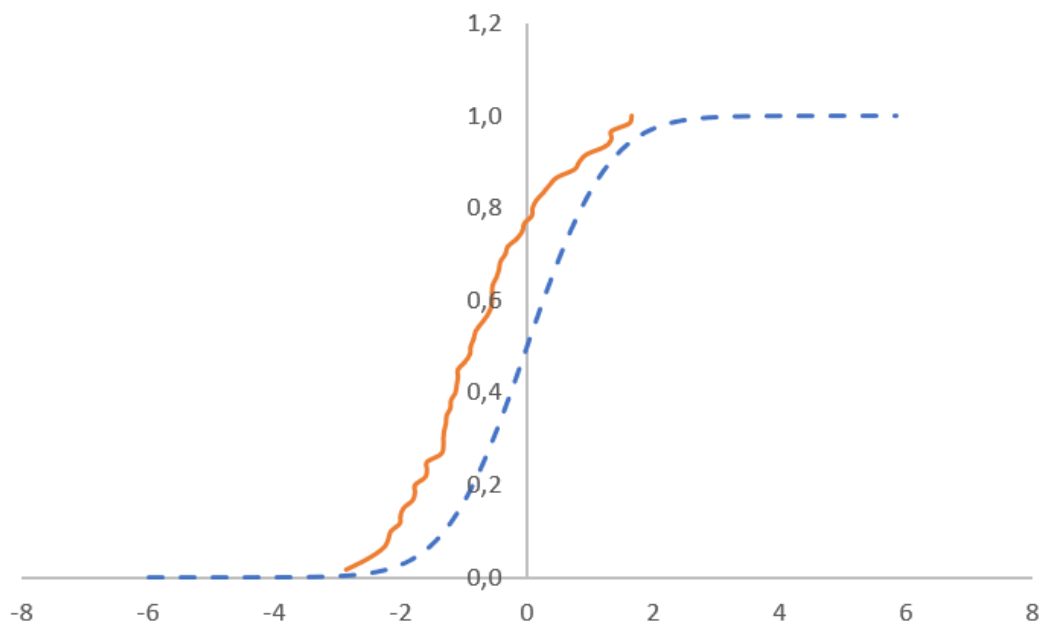
	Dårligste fond	2.	3.	Laveste 10%	Laveste 20%	Høyeste 20%	Høyeste 10%	3.d	2.	Beste Fond
Panel A: Fond rangert etter firefaktormodellens alfaer i bull-perioder										
alfa	-19,15	-16,09	-12,91	-8.42	-4.95	0.27	1,62	2.95	3.95	5.15
Standard p-verdi	0.007	0.04	0.07	0.06	0.08	0.93	0.34	0.1	0.11	0.64
% (Sim > virkelig)	94,3	99,4	99,7	>99.9	100	100	99.4	96,9	94,3	94,9
Panel B: Fond rangert etter t -statistikk på alfaer fra firefaktormodellen i bull-perioder										
t-alfa	-2,86	-2,4	-2.25	-2.01	-1.77	0.15	0.95	1.34	1.62	1.66
Standard p-verdi	0.007	0.02	0.03	0.05	0.08	0.88	0.34	0.18	0.11	0.1
% (Sim > virkelig)	79,1	85,3	93,2	99.5	>99.9	>99.9	96,5	93.5	87,1	96,7
Panel C: Fond rangert etter firefaktormodellens alfaer i bear-perioder										
alfa	-23.1	-11,3	-10.9	-10.46	-6.7	0.67	1.77	3.02	3.27	4.66
Standard p-verdi	0.01	0.01	0.09	0.03	0.09	0.89	0.54	0.53	0.53	0.1
% (Sim > virkelig)	99.6	95.3	99.3	>99.9	>99.9	>99.9	>99.9	99.6	>99.9	99.2
Panel D: Fond rangert etter t -statistikk på alfaer fra firefaktormodellen i bear-perioder										
t-alfa	-3.07	-2.79	-2.71	-2.34	-1.78	0.13	0.64	0.64	1.6	1.67
Standard p-verdi	<0.01	0.01	<0.01	0.02	0.09	0.89	0.54	0.53	0.11	0.1
% (Sim > virkelig)	86.3	97.0	99.6	>99.9	>99.9	>99.9	>99.9	>99.9	85.0	95.0

I figur 6.4 og 6.5, ser vi hvordan fordelingen av bootstrappet t-statistikk ligger til høyre for t-statistikken til de faktiske alfaene estimert med Carhart sin firefaktormodell i henholdsvis bear- og bull-tilstander. Vi en tydelig overvekt av negative alfaer og tilhørende t-statistikk både i bear- og i bull-perioder. Tilsvarende som i figur 6.3 synliggjør dette at norske aktivt forvaltede fond generelt ikke er i stand til å forsvare forvaltningskostnadene i bear- eller bull-tilstander.



Figur 6.4: Kumulativ fordeling til t-statistikk i bear-tilstander

Figuren viser kumulativ fordeling til bootstrappet t-statistikk fra Carhart sin firefaktormodell og den kumulative fordelingen til de faktiske t-statistikkene til de ulike fondene i bear-perioder. Fordelingen til bootstrap er den blå stiplede linjen, mens den faktiske t-fordelingen er i oransje.



Figur 6.5: Kumulativ fordeling til t-statistikk i bull-tilstander

Figuren viser kumulativ fordeling til bootstrappet t-statistikk fra Carhart sin firefaktormodell og den kumulative fordelingen til de faktiske t-statistikkene til de ulike fondene i bull-perioder. Fordelingen til bootstrap er den blå stiplede linjen, mens den faktiske t-fordelingen er i oransje.

7 Konklusjon

I denne oppgaven undersøker vi hvordan norske aktivt forvaltede aksjefond presterer, ved å benytte flere faktormodeller som forsøker å forklare avkastningen til fondene. Vi sammenligner prestasjonene til fondene når aksjemarkedet er i oppsving (bull), nedsving (bear) og hele perioden under ett. Dette gjør vi ved å bruke en likt vektet portefølje av 66 aktivt forvaltede fond. Videre benyttes Carhart sin firefaktormodell for å studere alle fondene hver for seg. Til slutt kombineres resultatene fra Carhart sin firefaktormodell med en bootstrap-prosedyre, hvor hensikten er å skille mellom dyktighet og tilfeldigheter i de individuelle fondenes prestasjoner.

Vi finner tendenser til at gjennomsnittsfondet underpresterer når vi benytter Fama-French sin trefaktormodell og Carhart sin firefaktormodell. Underpresteringen er signifikant på 5% signifikansnivå i første halvdel av perioden som vi analyserer. Selv om alfaverdien ikke er signifikant for hele perioden, ser tendensen ut til å være at fondene ikke klarer å skape risikojustert meravkastning, og dermed ikke klarer å forsvare forvaltningskostnadene. Videre finner vi at gjennomsnittsfondet har en tendens til å underprestere mest i bear-perioder. Alle tre modellene vi benytter gir en signifikant negativ alfa på 5% signifikansnivå når vi kun inkluderer observasjoner fra bear-år. Dette er bevis for at norske aktivt forvaltede fond i snitt ikke klarer å skape risikojustert meravkastning når aksjemarkedet befinner seg i bear-tilstand. Denne konklusjonen forsterkes av funnene i bootstrap-analysen.

Når vi analyserer fondene hver for seg, finner vi en overvekt av signifikant negative alfaverdier kontra signifikant positive alfaverdier. Ved hjelp av bootstrap-prosedyren finner vi ingen bevis på dyktighet i markedet for norske aktivt forvaltede fond. Blant de dårligste fondene finner vi klare bevis for underprestasjon. Vi kan likevel ikke konkludere med at de dårligste prestasjonene skyldes udyktighet fordi fondsavkastningene er fratrukket den årlige kostnaden. Vi konkluderer med at de fleste fondene ikke kan forsvare sitt årlige forvaltningsgebyr. Tilsvarende finner vi ikke bevis for dyktighet i bull- eller bear-perioder, men vi finner litt mindre bevis på underprestasjon i bull-tilstander.

Referanser

- Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1):3–18.
- Basu, S. (1983). The relationship between earnings' yield, market value and return for nyse common stocks: Further evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(1):129–156.
- Bauman, S. W., Conover, M. C., og Miller, R. E. (1998). Growth versus value and large-cap versus small-cap stocks in international markets. *Financial Analysts Journal*, 54(2):75–89.
- Breeden, D. T., Gibbons, M. R., og Litzenberger, R. H. (1989). Empirical test of the consumption-oriented capm. *The Journal of Finance*, 44(2):231–262.
- Brown, S. J., Goetzmann, W., Ibbotson, R. G., og Ross, S. A. (1992). Survivorship bias in performance studies. *The Review of Financial Studies*, 5(4):553–580.
- Brown, S. J. og Goetzmann, W. N. (1995). Performance persistence. *Journal of Finance*, 50(2):679–698.
- Børs, O. (2019). Oslo børs mutual fund index. url: <https://www.oslobors.no/markedsaktivitet/details/OSEFX.OSE/overview>, hentet: 03.05.2019.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1):57–82.
- Elton, E. J., Gruber, M. J., og Blake, C. R. (1996). The persistence of risk-adjusted mutual fund performance. *Journal of Business*, 69(2):133–157.
- Fama, E. F. (1965). The behavior of stock-market prices. *Journal of Business*, 38(1):34–105.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25(2):383–417.
- Fama, E. F. og French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1):3–56.
- Fama, E. F. og French, K. R. (2010). Luck versus skill in the cross-section of mutual fund returns. *Journal of Finance*, 65(5):1915–1947.
- Goetzmann, W. N. og Ibbotson, R. G. (1994). Do winners repeat? *Journal of Portfolio Management*, 20(2):9–18.
- Grinblatt, M. og Titman, S. (1992). The persistence of mutual fund performance. *Journal of Finance*, 47(5):1977–1984.
- Grossman, S. J. og Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *American Economic Review*, 70(3):393–408.
- Hendricks, D., Patel, J., og Zeckhauser, R. (1993). Hot hands in mutual funds: Short-run persistence of relative performance, 1974–1988. *The Journal of Finance*, 48(1):93–130.
- Jegadeesh, N. og Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1):65–91.

- Jensen, M. C. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *Journal of Finance*, 23(2):389–416.
- Jensen, M. C. (1969). Risk, the pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios. *Journal of Business*, 42(2):167–247.
- Kosowski, R., Timmermann, A., Wermers, R., og White, H. (2006). Can mutual fund “stars” really pick stocks? new evidence from a bootstrap analysis. *Journal of Finance*, 61(6):2551–2595.
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1):13–37.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34(4):768–783.
- Reinganum, M. (1981). A new empirical perspective on the capm. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16(4):439–462.
- Rosenberg, B., Reid, K., og Lanstein, R. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. *The Journal of Portfolio Management*, 11(3):9–16.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3):425–442.
- Sørensen, L. Q. (2010). Mutual fund performance at the oslo stock exchange. *SSRN Electronic Journal*, 1488745.
- Wermers, R. (1997). *Momentum Investment Strategies of Mutual Funds, Performance Persistence, and Survivorship Bias*. University of Colorado at Boulder.
- Wooldridge, J. M. (2014). *Introduction to econometrics*, volume 5. Cengage Learning.
- Ødegaard, B. A. (2019). Asset pricing data at ose. [url: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), hentet: 03.05.2019.

Appendiks

Tabell A0.1: Tester for enkeltfond

Tabellen inkluderer tester for autokorrelasjon, heteroskedastisitet og normalitet i residualene (Shapiro-Wilk test). Nullhypotesene er følgende; H_0 = ingen autokorrelasjon, H_0 = ingen heteroskedastisitet, H_0 = normalitet i residualene. I kolonnene rapporteres p-verdier for hvert fond for de tre testene. Dersom p-verdi er mindre enn 0,05, forkastes nullhypotesen.

Fond	Obs	Autokorrelasjon	Heteroskedastisitet	Shapiro-Wilk test
ABIF Norge ++	55	0,481	0,633	0,081
Alfred Berg aksjef Norge	70	0,931	0,780	0,291
Alfred Berg aksjespar	45	0,720	0,895	0,438
Alfred Berg aktiv	264	0	0,204	0
Alfred Berg aktiv II	180	0,233	0,928	0,327
Alfred Berg classic	264	0,074	0,526	0,082
Alfred Berg gambak	264	0,004	0,002	0,028
Alfred Berg humanfond	216	0,422	0,015	0
Alfred Berg Norge +gml	195	0,044	0,071	0,404
Arctic Norwegian equities class A	84	0,758	0,696	0,612
C Worldwide Norge	264	0,974	0,151	0
Danske invest aksje Norge inst. 2	133	0,698	0,485	0
Danske invest inst. 1	212	0,274	0,204	0
Danske invest Norge I	264	0,545	0	0
Danske invest Norge II	264	0,616	0	0
Delphi Norge	264	0,047	0,391	0,046
Dnb Norge	264	0,587	0	0
Dnb Norge avanse I	218	0,205	0,004	0,014
Dnb Norge I	218	0,733	0	0,002
Dnb Norge avanse II	225	0,760	0,486	0
Dnb Norge selektiv	260	0,132	0,003	0
Eika Norge	171	0,652	0,431	0
First generator S	87	0,763	0,569	0,199
Fondsfinans aktiv II	46	0,412	0,087	0,374
Fondsfinans Norge	180	0,766	0,003	0,004
Forte Norge	82	0,046	0,403	0,332
Forte Trønder	56	0,561	0,692	0,332
Gjensidige aksjeSpar	43	0,772	0,971	0,587
Gjensidige invest	57	0,903	0,882	0,285
Globus aktiv	77	0,117	0,295	0,887
Globus Norge	85	0,395	0,520	0,847
Globus Norge II	77	0,146	0,146	0,907
Handelsbanken Norge	264	0,016	0,801	0,128
Holberg Norge	204	0,067	0,153	0,017
K-ipa aksjefond	35	0,892	0,465	0,692
KLP aksjeinvest	91	0,706	0,029	0,198
KLP aksjenorge	225	0,080	0	0
Landkreditt Norge	120	0,810	0,014	0,925
NB-aksjefond	205	0,256	0,884	0
Nordea avkastning	264	0,330	0	0
Nordea barnespar	46	0,727	0,620	0,021
Nordea kapital	264	0,172	0,001	0
Nordea kapital II	82	0,460	0,026	0,249
Nordea kapital III	68	0,256	0,030	0,037
Nordea Norge pluss	80	0,919	0,782	0,573
Nordea Norge verdi	262	0,820	0,165	0,262
Odin Norge	264	0,962	0,094	0,016
Odin Norge II	137	0,965	0,262	0,079
Pareto aksje Norge	144	0,962	0,048	0,772
Pareto investment fund A	264	0,047	0,109	0,125
Pluss aksje	251	0,010	0,001	0
Pluss markedsverdi	264	0,230	0,008	0,030
Rf-aksjefond	115	0,106	0,988	0,144
Rf-plussfond	52	0,191	0,499	0,218
SEB Norge LU	66	0,312	0,176	0,247
Skandia horisont	82	0,367	0,364	0
Storebrand aksje innland	257	0,030	0,387	0
Storebrand aksjespar gml	201	0,041	0,001	0,847
Storebrand Norge	264	0,245	0,031	0
Storebrand Norge A	41	0,999	0,006	0
Storebrand Norge I	212	0,105	0	0
Storebrand Norge inst.	37	0,460	0,309	0,408
Storebrand optima Norge	204	0,164	0,017	0
Storebrand verdi	240	0,040	0,385	0,011
Terra Norge	185	0,240	0,670	0,003
VÅR aksjefond	37	0,279	0,484	0,914

Tabell A0.2: Resultat fra Carhart sin firefaktormodell

Tabellen viser resultater fra Carhart sin firefaktormodell i alle perioder, samt i bear- og bull-perioder hver for seg. Stjernemerkingene, ***, ** og * betyr at alfaen er signifikant på henholdsvis 1%, 5% og 10% nivå. Standardfeilene som er brukt er Newey og West.

Fond	Alle perioder			Bull			Bear		
	Obs.	Alfa	Alfa t-stat	Obs.	Alfa	Alfa t-stat	Obs.	Alfa	Alfa t-stat
ABIF Norge ++	55	0,64	0,45	23	-3,102	-1,2	24	1,77	0,64
Alfred Berg Aksjef Norge	70	-6***	-2,95	36	-8,41*	-1,81	22	-8,60**	-2,33
Alfred Berg Aksjespar	45	-15,89***	-4,5	33	-9,43	-1,58	12	-38,88***	-5,55
Alfred Berg Aktiv	264	-2,63	-1,07	168	-0,87	-0,42	60	-11,35***	-2,71
Alfred Berg Aktiv II	180	-3,2	-1,51	108	-4,95*	-1,77	60	-4,61	-0,92
Alfred Berg Classic	264	-0,06	-0,08	168	-0,48	-0,48	60	-2,74*	-1,74
Alfred Berg Gambak	264	-2,93	-1,87	108	-4,95	-1,77	60	-7,52*	-1,81
Alfred Berg Humanfond	216	-1,42	-1,26	132	-1,67	-1,31	48	-0,79	-0,25
Alfred Berg Norge +_gml	195	0,01	0,01	120	0,19	0,15	60	-1,90	-1,21
Arctic Norwegian eq. class 1	84	-1,37	-0,65	48	-3,60	-1,32	12	-3,83	-1,04
C Worldwide Norge	264	0,74	0,89	168	-0,76	-0,63	60	-0,11	-0,05
Danske Invest inst. 2	133	3,25**	2,23	85	2,10	1,34	24	3,02	0,64
Danske Invest inst. 1	212	2,49***	3,02	132	1,56	1,34	48	1,23	0,47
Danske Invest Norge I	264	0,14	0,11	168	-1,34	-1,11	60	-2,84	-0,82
Danske Invest Norge II	264	0,99	0,75	168	-0,63	-0,54	60	-1,99	-0,58
Delphi Norge	264	-0,50	-0,43	168	-1,23	-0,57	60	-2,99	-0,71
DNB Norge	264	-1,10	-1,55	168	-2,12**	-2,4	60	-0,17	-0,12
DNB Norge (Avanse I)	218	-1,23*	-1,68	144	-1,36	-1,61	60	-2,13	-1,43
DNB Norge (I)	218	-0,73	-1,01	144	-1,88**	-2,01	60	-0,15	-0,11
DNB Norge Avanse II	225	-1,61	-1,36	144	-0,66	-0,72	60	-4,13***	-3,07
DNB Norge Selektiv	260	0,46	0,45	164	-2,09	-1,2	60	1,73	0,55
Eika Norge	171	0,32	0,18	123	1,62	0,95	24	-10,47**	-2,31
First Generator S	87	3,77*	1,87	51	1,59	0,26	12	1,76	0,44
Fondsfinans Aktiv II	46	-2,85	-1,19	19	-16,84**	-2,61	24	0,67	0,13
Fondsfinans Norge	180	3,24	1,52	132	1,50	0,75	24	3,27	0,64
Forte Norge	82	0,03	0,01	48	-5,20	-0,9	10	1,71	0,14
Forte Trønder	56	10,12	1,01	32	5,15	0,48	0		
GJENSIDIGE AksjeSpar	43	-4,55**	-2,32	31	-4,99	-1,32	12	-22,18***	-4,24
GJENSIDIGE Invest	57	-7,46**	-2,5	36	-4,72	-1,36	12	-30,06***	-4,56
Globus Aktiv	86	-7,61**	-2,58	40	-12,91*	-1,86	25	-7,83	-0,92
Globus Norge	101	-8,24***	-3,03	40	-19,15***	-2,86	33	-5,44	-0,81
Globus Norge II	93	-9,31***	-3,09	40	-16,09**	-2,19	25	-8,33	-1,02
Handelsbanken Norge	264	-0,83	-0,6	168	-1,90	-1,27	60	-3,30	-1,61
Holberg Norge	204	-0,01	-0,01	132	0,20	0,08	48	-6,69*	-1,76
K-IPA Aksjefond	35	1,04	0,33	13	-4,41	-0,5	12	9,19	0,77
KLP Aksjeinvest	91	-3,52	-1,5	43	-7,95*	-2	36	-1,88	-0,68
KLP Aksjenorge	225	0,91	1,05	141	-0,08	-0,07	48	-2,11	-0,92
Landkreditt Norge	120	0,98	0,31	72	0,95	0,36	24	-0,77	-0,14
NB-Aksjefond	205	-2,43**	-2,29	133	-2,46	-1,58	60	-5,18**	-2,34
Nordea Avkastning	264	-0,60	-0,71	168	-0,15	-0,16	60	-3,65*	-1,78
Nordea Barnespar	46	-3,88**	-2,31	12	-5,41	-0,52	22	-2,61	-0,81
Nordea Kapital	264	0,35	0,42	168	1,24	1,24	60	-1,21	-0,61
Nordea kapital II	82	-1,77*	-1,69	46	-1,56	-0,84	24	-1,57	-0,44
Nordea kapital III	68	-1,70*	-1,7	39	-1,16	-1,13	24	-1,51	-0,42
Nordea Norge Pluss	80	2,03	1,14	48	2,41	0,83	8	6,73	0,81
Nordea Norge Verdi	262	0,86	0,73	166	2,95*	1,66	60	-2,99	-0,96
ODIN Norge	264	-2,10	-1,47	168	-2,10	-0,98	60	-10,82**	-2,4
ODIN Norge II	137	-4,37*	-1,71	91	-3,38	-1,09	24	-23,06**	-2,79
Pareto Aksje Norge	144	0,03	0,03	96	3,95	1,62	24	-10,96*	-1,77
Pareto Investment Fund A	264	-0,62	-0,35	168	-1,85	-1,09	60	-5,62*	-1,9
PLUSS Aksje	251	1,21	0,96	155	-1,16	-0,81	60	1,06	0,38
PLUSS Markedsverdi	264	1,62*	1,75	168	-0,38	-0,44	60	2,32	1,6
RF-aksjefond	115	-1,77	-1,62	67	-4,36**	-2,25	36	-0,75	-0,37
RF-plussfond	52	-5,14*	-2,01	41	-8,74**	-2,15	11	-6,47	-1,1
SEB Norge LU	66	-0,71	-0,31	18	4,03	0,41	36	0,79	0,38
Skandia Horisont	82	-2,73	-1,27	36	-8,43*	-1,95	34	-2,76	-0,8
Storebrand Aksje Innland	257	-1,97***	-2,64	161	-1,49	-1,21	60	-1,73	-0,86
Storebrand aksjespar_gml	201	-1,76	-0,76	132	-1,31	-0,55	45	-5,68	-1,23
Storebrand Norge	264	-1,01	-1,28	168	-0,34	-0,34	60	-2,57	-1,53
Storebrand Norge A	41	-0,76	-0,69	35	0,27	0,09	6	26,31	1,19
Storebrand Norge I	212	-0,96	-1,05	132	-0,06	-0,04	48	-1,94	-0,65
Storebrand Norge Inst.	37	0,35	0,14	24	-3,73	-1,28	12	3,00	0,73
Storebrand Optima Norge	204	-0,49	-0,45	132	-0,61	-0,3	48	-0,37	-0,11
Storebrand verdi	240	1,36	1,16	144	-0,90	-0,55	60	4,66*	1,67
Terra Norge	185	-1,11	-0,57	117	-1,56	-0,89	56	-3,80	-1,25
VÅR Aksjefond	37	-0,91	-0,36	12	-10,15	-1,69	13	3,39	0,31