



Bør den norske personkunden velge aktivt forvaltede fond eller indeksfond?

En empirisk studie av norske aksjefond i perioden 2001-2019

Vegard Gjelsvik Bjørhovde & Christian Graue Kase

Veileder: Jøril Mæland

Masteroppgave i finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Sammendrag

I denne oppgaven undersøker vi om norske personkunder bør plassere forvaltningskapitalen sin i aktive eller passive aksjefond. Undersøkelsen omfatter fondskategorien Norge-fond over perioden 2001-2019, og vi benytter et fondsutvalg fritt for overlevelses- og introduksjonsskjevheter. Undersøkelsen er gjort ved å benytte en flerfaktormodell for å avdekke fondskategoriernes forskjeller i risikojustert meravkastning både før og etter kontroll for faktoreksponeringer. Videre er Carharts persistensanalyse gjennomført for å undersøke om det foreligger persistens i aksjefondenes prestasjoner. Estimeringen gjøres ved bruk av minste kvadraters metode, og det er testet for Gauss-Markovs forutsetninger for å sikre validitet og pålitelighet.

Vi finner at aktive og passive fond ikke har signifikante forskjeller i risikojustert meravkastning etter kontroll for faktoreksponeringer. Videre finner vi at det ikke foreligger persistens i meravkastningen til de norske aksjefondene som gruppe. Vi konkluderer med at den norske personkunden ville ha vært indifferent mellom å plassere pengene sine i aktive eller passive fond over undersøkelsesperioden, før kjøps- og salgsgebyrer er hensyntatt. Vi peker også på at norske personkunder i dag har en overvekt av fondskapitalen sin i aktive fond.

Forord

Denne oppgaven er skrevet som et ledd i vår mastergrad i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole, innenfor hovedprofilen finansiell økonomi.

Valg av tema bunner i vår store, genuine interesse for finans og kapitalforvaltning. Gjennom kurs ved NHH har vi opparbeidet oss kunnskap og nye perspektiver rundt disse temaene. Vi har alltid hatt en stor interesse for temaer som passiv eller aktiv forvaltning, og føler oss heldige som får skrive masteren om noe vi har så stor interesse for.

Vi vil rette en spesielt stor takk til veileder Jøril Mæland, førsteamanuensis og instituttleder ved NHH, som har gitt oss verdifull veiledning og bidratt med innsiktsfulle og nyanserte perspektiver.

Takk til Verdipapirfondenes Forening, ved direktør Christian Henriksen, for oversikt over indeksfondsutviklingen i det norske fondsmarkedet.

Til slutt vil vi også rette en takk til NHH for tilbudte læringsressurser og tilgang til databaser. Takk til Svein Lamvik og Thore Johnsen, for tilgang og støtte i forbindelse med bruk av Morningstar Direct.

Innholdsfortegnelse

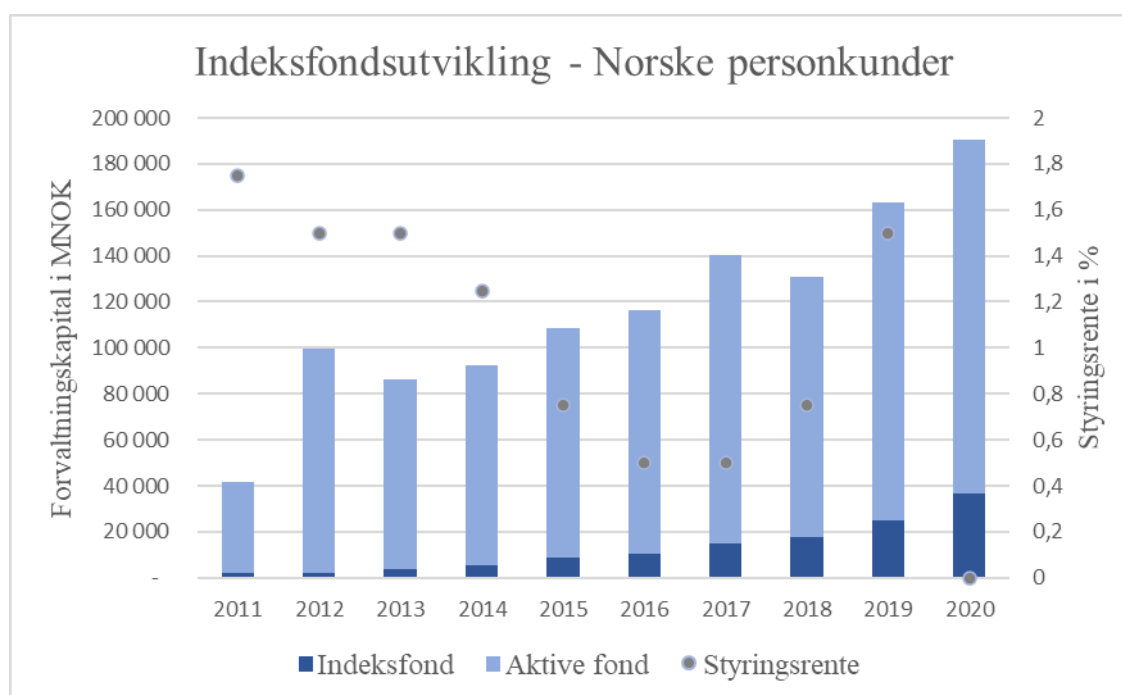
SAMMENDRAG.....	2
FORORD	3
INNHOLDSFORTEGNELSE	4
1. INNLEDNING	6
1.1 BAKGRUNN	6
1.2 PROBLEMSTILLING	10
1.3 AVGRENSNING	11
1.4 DISPOSISJON.....	14
2. SENTRALE BEGREPER OG MODELLER.....	15
2.1 SENTRALE DEFINISJONER	15
2.2 AKTIV OG PASSIV FORVALTNING	18
2.3 CAPM.....	20
2.4 CARHARTS FIREFAKTORMODELL.....	21
3. METODE	23
3.1 DATAUTVALG	23
3.2 VALG AV REFERANSEINDEKS.....	30
3.3 FEMFAKTORMODELL	32
3.4 MINSTE KVADRATSUMS METODE (OLS)	33
3.5 PERSISTENSANALYSE	44
4. ANALYSE OG DRØFTING.....	45
4.1 ENKEL DIFFERANSEAVKASTNING	45
4.2 RISIKOJUSTERT DIFFERANSEAVKASTNING.....	48
4.3 FLAKS ELLER DYKTIGHET.....	62
4.4 KJØPS- OG SALGSGEBYRER.....	66

5. AVSLUTNING	69
5.1 KONKLUSJON	69
5.2 PERSPEKTIVER OG VIDERE FORSKNING.....	71
LITTERATURLISTE	74
APPENDIKS	81
1 - DESKRIPTIV STATISTIKK FOR DATASETET	81
STATA-SKRIPT	83

1. Innledning

1.1 Bakgrunn

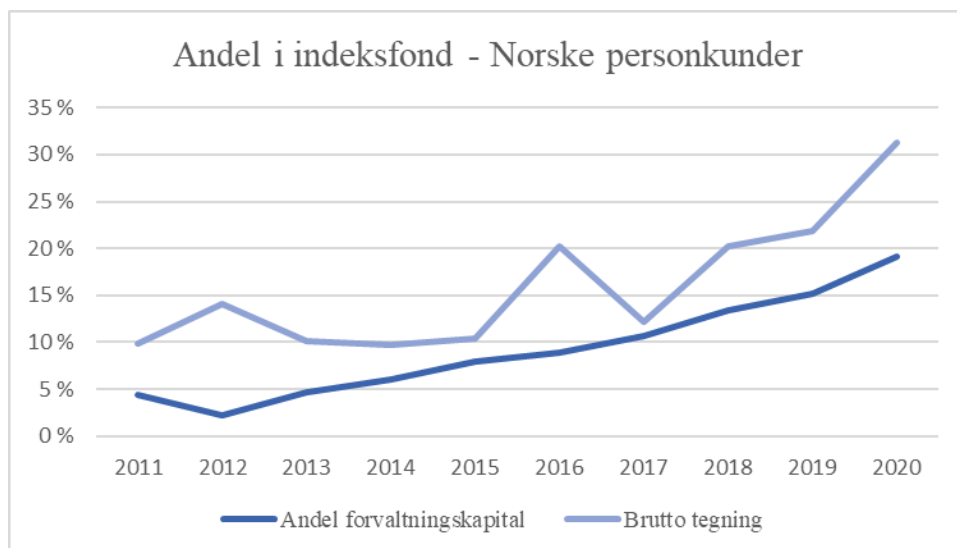
Ved utgangen av 2020 hadde norske personkunder plasseringer verdt rundt 191 milliarder NOK i aksjefond (VFF, 2021). De samme tallene viser at hele 81 % av forvaltningskapitalen var plassert hos aktivt forvaltede fond, mens kun 19 % var plassert i indeksfond.



Figur 1: Figuren viser norske personkunders forvaltningskapital i aksjefond over perioden 2011-2020. Mørkeblå søyle utgjør forvaltningskapital i indeksfond, mens lyseblå søyle utgjør forvaltningskapital i aktivt forvaltede fond. Søylene for forvaltningskapital er basert på tall fra VFF (C. Henriksen, personlig kommunikasjon, 11. mars 2021). Grå prikker utgjør Norges Banks styringsrente, som er hentet fra Norges Bank (2021).

Av utviklingen i figur 1, ser vi at andel forvaltningskapital i indeksfond har økt i perioden 2011-2020. Fra figuren observerer vi også en trend hvor norske personkunder ser ut til i større grad å plassere pengene sine i aksjefond ved synkende styringsrente. Dette sammenfaller med forventningen om at en reduksjon i styringsrenten fører til en økning i investeringer og konsum (se for eksempel Norges Bank (2019) og Bø (2010)). Denne sammenhengen er dog ikke helt entydig da vi observerer en økning i både styringsrente og fondskapital fra 2018 til 2019.

Figur 2, under, viser at hele 31 % av nye bruttotegninger i 2020 er gjort i indeksfond, mot 10 % i 2011. Likevel er fortsatt fasit at kun 37 av 191 milliarder er plassert i indeksfond, mens resterende 154 milliarder er plassert i aktivt forvaltede fond (VFF, 2021).



Figur 2: Figuren viser forvaltningskapital i indeksfond som andel av total forvaltningskapital i aksjefond. Mørkeblå linje angir andel forvaltningskapital i indeksfond, mens lyseblå linje angir andel brutto tegning i indeksfond. Statistikken gjelder for norske personkunder i perioden 2011-2020. Figuren er basert på tall fra Verdipapirfondenes Forening (2021).

En forskjell ved de to fondskategoriene er at aktivt forvaltede fond har som mål å slå en gitt referanseindeks, mens indeksfond kun har som mål å speile nevnte referanseindeks (Ang, Goetzmann & Schaefer, 2009, s. 27). Videre er det kjent at aktivt forvaltede fond generelt sett er dyrere enn indeksfond. Tall fra Finansportalen viser at de løpende kostnadene er rundt ett prosentpoeng høyere for aktivt forvaltede fond enn for indeksfond blant de fire største fondskategoriene i Norge (Finansportalen, 2021).

Løpende kostnader (gjennomsnitt)			
Fondskategori	Indeksfond (I)	Aktive fond (A)	Differanse (I-A)
Globale Fond	0,31 %	1,40 %	-1,09 %
Europeiske Fond	0,23 %	1,72 %	-1,48 %
Nordiske Fond	0,28 %	1,53 %	-1,25 %
Norske Fond	0,35 %	1,41 %	-1,06 %
Totalt	0,29 %	1,45 %	-1,16 %

Tabell 1: Tabellen er basert på tall hentet fra Finansportalen (2021).

Med en slik differansekostnad vil det være naturlig for fondskunden å kreve en meravkastning som er minst like stor, slik at man er indifferent mellom å velge aktivt

forvaltede aksjefond eller indeksfond. Denne undersøkelsen tar sikte på å undersøke om aktivt forvaltede fond faktisk har levert meravkastning, slik at personkunden kan ta stilling til om den bør investere i aktivt forvaltede fond også i fremtiden.

Forbrukerrådet gjennomførte i 2018 en lignende undersøkelse, hvor de fant at aktivt forvaltede fond totalt sett leverte mindreakstning i perioden 1998-2017 (Forbrukerrådet, 2018). Dette resultatet gjaldt fondskategoriene Global, Europa og Norden, mens Norge-fond leverte en meravkastning i samme periode. Denne undersøkelsen tok utgangspunkt i absolutt avkastning, og tok ikke hensyn til fondenes risikoeksponeringer.

Videre er det gjort evalueringer av aksjefond bestående av norske selskaper, som også tar hensyn til eksponering mot kjente risikofaktorer, men disse er noe tilbake i tid. Lars Qvigstad Sørensen (2010) evaluerer norske aksjefonds prestasjoner for perioden 1982-2008, og finner en svak meravkastning blant norske aksjefond som gruppe. Denne sammenhengen var dog ikke lenger signifikant etter at det ble kontrollert for faktoreksponeringer. Ved å benytte Carharts (1997) metode for persistensanalyse, finner Sørensen heller ingen persistens i fondenes prestasjoner. Videre har Gjerde & Sættem (1991) utført en undersøkelse av norske aksjefond for perioden 1982-1990 hvor de evaluerte fondene ved bruk av risikojusterte prestasjonsmålinger. De kommer her frem til at samtlige av de aktive fondene i undersøkelsen oppnådde meravkastning i perioden 1982-1984. I den øvrige perioden, derimot, oppnådde de aktive fondene i all hovedsak mindreakstning (Gjerde & Sættem, 1991, s. 306).

Utover dette finnes det ikke mange relevante undersøkelser for norske fond, men dersom vi ser til Sverige har Dahlquist, Engström & Söderlind (2000) utført en lignende undersøkelse av svenske fond. I denne undersøkelsen evaluerer de prestasjonene til svenske fond opp mot ulike faktorer over perioden 1993-1997. De finner at større aksjefond har en tendens til å prestere dårligere enn mindre aksjefond. Videre finner de at høye kostnader har en negativ korrelasjon med prestasjoner. Det innebærer at dyrere fond leverer dårlige resultater enn billigere fond. I tillegg antyder funnene at aktivt forvaltede fond presterer bedre enn mer passivt forvaltede fond. Til slutt finner de ingen persistens i avkastningen til aksjefond, og kan med dette ikke si noe om de fremtidige prestasjonene til fondene (Dahlquist, Engström & Söderlind, 2000, s. 422).

Fortin & Michelson (2005) utfører en lignende undersøkelse som de ovennevnte, men med et mer internasjonalt perspektiv. Videre har de en undersøkelsesperiode på hele 25 år som strekker seg fra 1976-2000. De innleder undersøkelsen med tidligere forskning på innenlandske fond, som viser at aktive fond ikke makter å slå referanseindeks. Dette sammenfaller ikke med deres globale funn da de finner at aktive fond signifikant utkonkurrerer referanseindeks for flertallet av fondskategoriene i undersøkelsen, med unntak av Europa-kategorien (Fortin & Michelson, 2005, s. 53). I denne analysen sammenlignes de aktive fondene med en kostnadsfri referanseindeks i stedet for indeksfond. Ettersom indeksfond medfører kostnader, peker de på at resultatene ville gått ytterligere i favør aktive fond dersom de ble sammenlignet med indeksfond.

Felles for flere tidligere artikler på området er at man ser på aksjefonds prestasjoner målt mot en referanseindeks. Holmes (2007) peker på dette som en grunnleggende feil når man skal sammenligne aktiv og passiv forvaltning. Hun begrunner dette med at mange indeksfond ikke klarer å speile referanseindeksen sin nøyaktig, og at kun å måle mot referanseindeksen derfor er en vesentlig feilkilde (Holmes, 2007, s. 48). Videre kan personkunden sjelden eksponere seg mot disse referanseindeksene kostnadsfritt. I denne oppgaven vil vi derfor, i tillegg til å måle aktive fond mot referanseindeks, også måle aktive fond mot indeksfond. Dette da indeksfond er personkundens praktisk mulige plassering.

For å finne tidligere litteratur som benytter denne metoden, ser vi til internasjonal litteratur. Crane & Crotty (2018) undersøker amerikanske fond over perioden 1995-2013, og benytter stokastiske dominanstester for å avgjøre om en investor bør velge aktive fond eller indeksfond. De finner at ingen risikoavers investor burde velge et tilfeldig aktivt forvaltet fond over et tilfeldig indeksfond (Crane & Crotty, 2018, s. 33). Videre finner de overraskende nok at amerikanske indeksfond har dyktighet, eller evne til aksjeplukking, i like stor grad som aktive fond. Denne dyktigheten viser seg også i noen tilfeller å være persistent. Frino & Gallagher (2001) har også utført en undersøkelse hvor de sammenligner prestasjonene til amerikanske aktive fond og amerikanske indeksfond. I denne undersøkelsen måler de prestasjoner basert på risikojustert meravkastning etter kostnader over to perioder på henholdsvis fem og åtte år, med sluttdato i 1999. Deres funn viser at indeksfondene oppnår signifikant høyere risikojustert meravkastning etter kostnader enn de aktive fondene for begge periodene. De konkluderer med at gjennomsnittlige investorer ikke bør velge aktive fond over indeksfond (Frino & Gallagher, 2001, s. 53).

Oppsummert så finnes det allerede litteratur på norske aksjefonds prestasjoner, men flere av disse er eldre analyser. I artiklene for norske fond, ser man gjerne også på aktivt forvaltede fonds prestasjoner målt mot deres referanseindeks, og ikke målt mot indeksfond. Det er altså på sin plass med en oppdatert, nyansert analyse av norske aksjefond som også vurderer aktivt forvaltede fond mot indeksfond som alternativ plassering.

1.2 Problemstilling

1.2.1 Problemstilling og forskningsspørsmål

Som vi så innledningsvis i 1.1, er en høy andel av norske personkunders fondsplasseringer i aktivt forvaltede fond. En relevant problemstilling er derfor:

Bør den norske personkunden plassere sine penger i aktivt forvaltede fond, eller heller investere dem i indeksfond som har en lavere gjennomsnittskostnad?

For å konkretisere denne problemstillingen, stiller vi følgende forskningsspørsmål:

1. Leverer aktivt forvaltede fond risikjustert meravkastning?
2. Leverer aktivt forvaltede fond høyere risikjustert meravkastning enn indeksfond?
3. Foreligger det persistens i fondenes risikjusterte meravkastning, slik at personkunden kan velge morgendagens vinnerfond basert på historiske resultater?

Ser man til tidligere forskning på området, finner man at risikjustert meravkastning er en utbredt måte å måle aktive aksjefonds prestasjoner på (se for eksempel Sharpe (1964), Carhart (1997) og Fama & French (2015)). Vi skal derfor beregne fondenes risikjusterte meravkastning for å svare på forskningsspørsmål 1. Denne differanseavkastningen skal vi så justere for kjente risikofaktorer. Slik kan vi avgjøre om en eventuell meravkastning skyldes forvalters evne til aksjeplukking, eller om den heller skyldes eksponering mot kjente risikofaktorer.

I denne undersøkelsen ønsker vi også å sammenligne prestasjonene til aktive fond og indeksfond. Dette fordi personkunden i praksis sjeldent kan kjøpe referanseindeks kostnadsfritt, så det reelle alternativet til aktive fond er indeksfond. For å svare på forskningsspørsmål 2, skal vi sammenligne den risikjusterte differanseavkastningen, alfa,

for aktive fond og indeksfond. En sammenligning av disse vil gi oss svar på hvilken av fondsklassene som har oppnådd høyest historisk alfa. Videre skal vi også utføre tester for å se om alfaestimatene til de to fondskategoriene er signifikant ulike. Resultatene vil gi den norske personkunden et bedre beslutningsgrunnlag når det kommer til valget mellom aktive fond og indeksfond.

I de to første forskningsspørsmålene, vil resultatene kunne si noe om fonds historiske prestasjoner. Forskningsspørsmål 3 har til formål å si om disse resultatene skyldes flaks eller dyktighet, slik at personkunden vet om den kan plukke ut fremtidens vinnere basert på disse historiske resultatene. Vi skal teste persistensen i det norske fondsmarkedet for å se om historisk suksess kan føre til fremtidig suksess.

De tre forskningsspørsmålene har som felles formål å hjelpe den norske personkunden med problemstillingen knyttet til valg mellom aktive og passive fond.

1.3 Avgrensning

Vi skal i dette delkapitlet redegjøre for avgrensninger og valg vi har tatt når det kommer til tidsperiode og fondskategori. Formålet med disse valgene er å oppnå et representativt og skjevhetfritt utvalg, mens avgrensningene tillater oss å gjennomføre en mer dyptgående undersøkelse.

1.3.1 Valg av tidsperiode

I oppgaven vil vi analysere aksjefond som er i tilgjengelig for salg i Norge, over perioden 2001-2019. Vi ønsker målinger over en så lang periode som mulig for best å kunne svare på problemstillingen og forskningsspørsmålene. Dette er basert på antagelsen om at flere observasjoner gir et mer representativt bilde av virkeligheten og øker muligheten for signifikante resultater. Derfor har vi satt startdato for undersøkelsen så tidlig som mulig, og sluttdato så sent som mulig, med hensyn til tilgjengelighet.

Vi velger å starte undersøkelsen 01.01.2001 ettersom Morningstar, som vi henter dataen vår fra, ikke etablerte seg i Norge før slutten av 2000 (Morningstar v/Myhrvold, 2001). Avkastningstall før etableringen kan være rekonstruerte, og bruk av Morningstar-data før 2001 kan dermed åpne for skjevheter i estimatene ved at avkastningstallene ikke er helt nøyaktige. På samme måte skal alle avkastningstall etter 2000 være fullstendige, slik at vi

ikke får problemer med uriktige avkastningstall. Videre har vi valgt 31.12.2019 som sluttdato for undersøkelsen. Dette fordi vi kun har tilgang til data for kjente risikofaktorer i det norske aksjemarkedet frem til denne datoen (Ødegaard, 2020).

1.3.2 Valg av fondskategori

I utgangspunktet er konsensus i akademia og finansbransjen at globale fond, med økt diversifisering og høyere risikojustert avkastning, er den anbefalte fondskategorien for den norske personkunden (Forbrukerrådet, 2018, s. 29-30). Dette gjenspeiler seg i tabell 2 under, som viser norske personkunders fordeling av forvaltningskapital i ulike fondskategorier.

Fondskategori	Antall fond	I % av total	Forvaltningskapital I tusen NOK	I % av total
Globale fond	121	30 %	53 988 111	28 %
Norske fond	68	17 %	37 019 767	19 %
Nordiske fond	34	8 %	28 327 384	15 %
Europeiske fond	33	8 %	4 655 033	2 %
Andre regionale fond	31	8 %	21 306 283	11 %
Andre	29	7 %	804 312	0 %
Nye markeder	27	7 %	8 600 432	5 %
Nordamerikanske fond	26	6 %	1 962 489	1 %
Øvrige bransjefond	11	3 %	4 653 689	2 %
Bransjefond - helse	9	2 %	2 096 118	1 %
Bransjefond - eiendom	7	2 %	2 588 751	1 %
Bransjefond - teknologi	6	1 %	15 092 465	8 %
Svenske fond	3	1 %	2 690 666	1 %
Bransjefond - finans	2	0 %	1 839 981	1 %
Norsk/internasjonalt	1	0 %	5 113 435	3 %
Total	408		190 738 915	

Tabell 2: Norske personkunders investeringer i aksjefond. Tabellen viser oversikt over forvaltningskapital og antall fond per fondskategori ved utgangen av 2020. Tabellen er basert på data hentet fra VFF (Verdipapirfondenes Forening, 2021).

Her ser vi at *Globale fond* er den klart største fondskategorien. Dette gjelder både når vi måler i form av antall fond, og i form av forvaltningskapital. Videre ser vi at *Norge*-kategorien er den nest største kategorien, med 19 % av total forvaltningskapital. Vi noterer oss at dette ikke er proporsjonalt med Norges andel av verdens totale aksjemarked, som utgjør mindre enn 1 % (DFA, 2019). En mulig forklaring på dette kan være hjemmefavorisering, eller *home bias*, hvor investorer velger å ha en overvekt i aksjer fra sine hjemmemarkeder (Sialm, Sun & Zheng, 2020, s. 4771). Man kan også tenke seg at det skyldes kostnadsforskjeller mellom Norge-fond og de øvrige kategoriene. Tabell 1 viste oss at aktive norske fond er noe rimeligere enn nordiske og europeiske fond.

Som nevnt er det flest fond i Global-, Norden-, Europa- og Norge-kategoriene. Forbrukerrådet (2018) finner dog kun positiv differanseavkastning i én av disse fire kategoriene, nemlig Norge-kategorien. Over perioden 1998-2017 fant Forbrukerrådet positiv differanseavkastning for Norge-fondene, mens Global, Europa og Norden alle hadde negativ differanseavkastning (Forbrukerrådet, 2018, s. 4).

Kategori	Differanseavkastning
Globale fond	-0,89 %
Europa Fond	-1,08 %
Norden fond	-3,48 %
Norge fond	0,86 %

Tabell 3: Årlig gjennomsnittlig differanseavkastning etter løpende kostnader (1998-2017). Hentet fra Forbrukerrådet (2018).

Basert på Forbrukerrådets analyse, ville man før kontroll for risikoeksponeringer konkludert med at indeksfond foretrekkes over aktivt forvaltede fond i Global-, Norden- og Europa-kategoriene. På grunn av dette velger vi å avgrense undersøkelsen til kun å gjelde Norge-fond, hvor det ikke er avklart om indeksfond eller aktivt forvaltede fond foretrekkes.

En annen observasjon som gjør det aktuelt å avgrense til et lite marked som Norge, er at tidligere litteratur viser interessante funn for disse markedene. Flere artikler peker på at aktiv forvaltning i større grad kan lønne seg i ineffisiente markeder enn i effisiente markeder (se for eksempel Gârleanu & Pedersen (2018) og Fortin & Michelson (2002)). Fortin & Michelson (2002) finner at forvaltere som investerer i antatt mindre effisiente markeder oppnår signifikant meravkastning. Gitt at et mindre marked som Norge har større sannsynlighet for å være ineffisient, er det ikke utenkelig at dette også kan være tilfellet her. Forklaringen kan se ut til være at forvalterne klarer å utnytte feilprising i disse antatt mindre effisiente markedene (Fortin & Michelson, 2002, s. 82).

En siste fordel ved å avgrense fondskategoriene, er at vi åpner for å kunne gjennomføre en enda grundigere analyse. Dersom undersøkelsen skulle tatt for seg et altfor bredt spekter, ville vi risikert at dette ble gjort på bekostning av analysens dybde, og vi kunne stått i fare for å ende opp med en mer overfladisk undersøkelse.

1.4 Disposisjon

Oppgaven er lagt opp etter en hensiktsmessig struktur, hvor vi innledningsvis vil redegjøre for sentrale begreper og modeller i kapittel 2. Her utdyper vi teori bak modellene vi skal benytte i analysen. Videre redegjør vi for datagrunnlaget og metode for analysen i kapittel 3, før vi i kapittel 4 gjennomfører selve analysen. I lys av fagets tradisjoner, ser vi det hensiktsmessig å kombinere analysekapittelet med drøftelsen. Vi ser resultatene opp mot tidligere forskning og delkonkluderer underveis i kapittel 4, før vi kommer med en endelig konklusjon og svar på problemstillingen i kapittel 5.

2. Sentrale begreper og modeller

I dette kapittelet skal vi redegjøre for sentrale begreper og modeller som er relevante for analysen. Vi begynner med å definere sentrale begrep i 2.1 og 2.2. I 2.3 og 2.4 presenterer vi etablerte modeller som vi senere skal benytte oss av i analysen.

2.1 Sentrale definisjoner

2.1.1 Referanseindeks

Et begrep vi ofte bruker i denne oppgaven, er *indeks*. Man kan definere indeks som en verdivektet portefølje av aksjene på en børs (VFF, 2021). Et eksempel på dette er OSEFX, som er fondsindeksen på Oslo Børs. Videre benyttes referanseindeks om den indeksen et aksjefond har valgt å benytte som sin referanse. Referanseindeksen kan så brukes for å måle i hvilken grad en forvalter har lyktes med forvaltningen av fondet (VFF, 2021).

Et sentralt begrep som gjerne nevnes i sammenheng med referanseindeks, er relativ volatilitet, eller *tracking error*. Tracking error (TE) er standardavviket til differanseavkastningen mellom et fond og fondets valgte referanseindeks (Boynton & Rainish, 2015, s. 239). Matematisk finner man tracking error slik:

$$\text{Tracking Error} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \frac{(R_P - R_B)^2}{N - 1}}$$

Her er R_P og R_B avkastningen til henholdsvis fondet P og referanseindeksen B . N er antall avkastningsperioder. Vi bruker ikke TE-formelen i analysen, men presenterer den likevel her for å illustrere hvordan tracking error kan benyttes som et prestasjonsmål for fond. Vi ser fra formelen at tracking error er volatiliteten til et fonds differanseavkastning. Således er tracking error et naturlig prestasjonsmål for indeksfond, hvis mandat er å speile referanseindeksen. Dersom indeksfondet har en tracking error lik null, spiller det referanseindeksen sin helt nøyaktig.

Tracking error brukes også til å måle grad av aktiv forvaltning hos aktive fond. For aktive fond vil en lav tracking error indikere lav grad av aktiv forvaltning. Bjerksund & Døskeland (2016) bruker i sin rapport blant annet tracking error for å måle aktiv grad av forvaltning hos aktive fond. De presiserer her at for de aktive fondene med lav grad av aktiv forvaltning, har kundene i realiteten fått dyr indekxnær forvaltning. Ved lav grad av aktiv forvaltning, vil personkunden således heller være tjent med indeksfond, ettersom aktive fond i hovedsak medfører høyere kostnader (Bjerksund & Døskeland, 2016, s. 1). Bjerksund & Døskeland (2016) argumenterer for at man med høye forvaltningsgebyrer skal kunne forvente høy grad av aktiv forvaltning. Dersom forvalterne ikke leverer dette, har ikke personkundene mottatt den tjenesten de har betalt for.

2.1.2 Differanseavkastning

Begrepet differanseavkastning brukes om forskjell i avkastning mellom et aksjefond og dets referanseindeks (Connor, 2000, s. 1154). Videre bruker vi begrepet meravkastning om positiv differanseavkastning, og mindreakstning om negativ differanseavkastning. Vi benytter samme formel for differanseavkastning som Forbrukerrådet i deres undersøkelse fra 2018 (Forbrukerrådet, 2018, s. 11):

$$\text{Differanseavkastning} = \sum_i^n \frac{\ln \frac{(1 + x_i)}{(1 + y_i)}}{n}$$

Her er x_i et aksjefonds avkastning over perioden i , mens y_i er referanseindeksens avkastning i samme periode. Videre er i den valgte periodelengden, og n antall perioder.

Differanseavkastning kan brukes som prestasjonsmål for både aktive og passive fond. For indeksfond, som har som mål å følge sin referanseindeks, vil differanseavkastningen vise i hvilken grad denne målsetningen er oppnådd. Dermed er differanseavkastning, eller avvik fra referanseindeks, et av de viktigste kriteriene når personkunden skal velge indeksfond (Darolles, Dudek & Le Fol, 2016, s. 247).

Det er også skrevet flere artikler som spesifikt undersøker indeksfond. Elton, Gruber & Busse (2004) viser at flere amerikanske indeksfond avviker fra referanseindeksen. De finner at forvaltningskostnader er en stor bidragsyter til dette avviket. Blitz, Huij & Swinkels

(2012) utfører en lignende undersøkelse for europeiske indeksfond, og finner at det samme også gjelder her. Dette tyder på at forvaltningskostnader også kan være en forklarende faktor for norske indeksfonds eventuelle differanseavkastninger. Å sammenligne aktive fond med referanseindeks kan derfor være utilstrekkelig, ettersom en personkunde ikke kan holde denne referanseindeksen kostnadsfritt. Det er derfor aktuelt også å ta en vurdering av norske indeksfond, som er et praktisk mulig alternativ til aktiv forvaltning.

2.1.3 Alfa

I litteraturen finnes det ulike modeller for evaluering av aksjefonds prestasjoner, og følgelig også ulike tolkninger av alfa, eller forvalters dyktighet. Vi bruker samme definisjon av alfa som Fama & French (2010). De definerer alfa som risikojustert meravkastning etter kontroll for eksponering mot kjente risikofaktorer. Sørensen (2010) tar også utgangspunkt i denne definisjonen, og spesifiserer nærmere at konstantleddet, alfa, representerer den delen av avkastningen som ikke kan forklares av risikofaktorene i modellen. En forvalter som påtar seg ekstra risiko i form av en faktor som for eksempel størrelsesrisiko, blir dermed ikke attribuert alfa i vår regresjonsmodell. Denne ekstra risikoen blir attribuert helningskoeffisientene, eller betaene. Dersom en forvalter har oppnådd meravkastning som følge av en overvekt i små selskaper, vil dette altså bli korrigert for.

I femfaktormodellen vi introduserer i 3.3, er alfa definert som følger:

$$\text{Alfa} = R_p - R_f - b(R_m - R_f) - s\text{SMB} - h\text{HML} - m\text{UMD} - l\text{LIQ} - u,$$

hvor $R_p - R_f$ og $R_m - R_f$ er avkastning utover risikofri rente for henholdsvis fondsporteføljen og markedet. SMB , HML , UMD og LIQ er risikofaktorer, som vi gjennomgår i punkt 2.1.4 og 3.3. Restleddet er notert ved u , mens b , s , h , m og l er helningskoeffisientene til nevnte risikofaktorer.

2.1.4 Faktor og faktoreksponering

I denne oppgaven vil vi introdusere flere såkalte faktorer som en fondsforvalter kan eksponere fondet sitt mot. I oppgaven nevner vi seks forskjellige faktorer: SMB , $R_m - R_f$, HML , PRIYR , UMD og LIQ . Vi kan benytte SMB (small minus big) som eksempel for å forklare begrepet faktoreksponering. SMB representerer en investeringsstrategi hvor man

relativt til markedet har en overeksponering i små selskaper. Denne overeksponeringen kan beskrives som en faktoreksponering.

Videre representerer faktoren $R_m - R_f$ verdivektet markedsavkastning utover risikofri rente. Denne faktoren representerer en strategi hvor man investerer i aksjer med høye markedsbetaer, eller høy eksponering mot markedet. Verdifaktoren *HML* (high minus low) representerer en verdistrategi, som betyr at man har en overvekt i verdiaksjer, og undervekt i vekstaksjer. *PRIYR* (prior one-year return) er en momentumfaktor som noterer ett års momentum i aksjeavkastning. Denne representerer en strategi hvor man investerer i momentumaksjer, og har en undervekt i aksjer med negativt momentum. *UMD* (up minus down) er, i likhet med *PRIYR*, også en momentumfaktor. Forskjellen på disse er at *UMD* også tar hensyn til en eventuell størrelseseffekt. *UMD* er altså en faktor som skiller ut *SMB* fra *PRIYR*, slik at man kan undersøke momentumeffekten isolert. Den siste faktoren, *LIQ* (liquidity), er en likviditetsfaktor. Denne representerer en strategi hvor man har en overeksponering i likvide aksjer, og undereksponering i illikvide aksjer.

2.2 Aktiv og passiv forvaltning

Formålet med denne undersøkelsen er å undersøke om personkunden bør investere i aktive eller passive fond. Det er derfor nærliggende å gjøre rede for hypotesen om effisiente markeder, og se nærmere på premissene for aktiv forvaltning.

Aktiv forvaltning har til formål å oppnå høyere avkastning enn referanseindeks, mens passiv forvaltning har til formål å oppnå avkastning lik referanseindeks (se for eksempel Crane & Crotty (2018), Ang et al. (2009), de Mingo-López & Matallín-Sáez (2018) og Cremers & Petajisto (2009)). I de fleste tilfeller vil aktivt forvaltede fond være dyrere enn passive fond for norske personkunder. Det medbringer en forventning om at aktive fond må oppnå minst samme avkastning som referanseindeks etter kostnader. Ang et al. (2009) forklarer at passiv forvaltning krever mindre ressurser enn aktiv forvaltning, og vil da følgelig ha lavere kostnader. De presiser dog at passiv forvaltning også medbringer kostnader, samt en viss feilmargin. Derfor vil passivt forvaltede fond (indeksfond) ikke make å følge referanseindeksen helt perfekt.

2.2.1 Hypotesen om effisiente markeder

Hensikten med kapitalmarkedene er effektiv allokering av kapital. Følgelig vil det i et perfekt kapitalmarked være tydelige prissignaler slik at kapitalen blir optimalt allokert mellom markedsaktørene (Fama 1970, s. 383). Hypotesen om effisiente markeder går ut på akkurat dette. Fama (1970) definerer perfekt markedseffisiens som et marked hvor prisene alltid reflekterer all tilgjengelig informasjon. Det betyr at man i teorien ikke kan oppnå meravkastning ved aktiv forvaltning, ettersom all informasjon er reflektert i prisene. Fama (1970) konkluderer med at det foreligger omfattende bevis som støtter hypotesen om effisiente markeder, og at det finnes lite motstridende bevis.

Hypotesen om effisiente markeder har blitt hyppig utfordret i nyere tid. Malkiel (2003) tar for seg at økt risiko kan føre til økt avkastning, men at markedene fortsatt kan anses som effisiente dersom investorer ikke kan oppnå *risikojustert* meravkastning. Malkiel (2003) konkluderer dog i sin undersøkelse med at så lenge aksjemarkedet eksisterer, vil markedet og investorer gjøre feil. I tillegg uttrykker Malkiel (2003) at det foreligger liten tvil om at det finnes irrasjonelle markedsaktører, noe som vil føre til uregelmessigheter og predikerbare mønstre i prisingen. Dette innebærer at det ikke kan eksistere perfekt effisiens i markedet.

Grossman og Stiglitz (1980) konkluderer også med at et marked ikke kan være perfekt effisient, ettersom det investeres mye ressurser i informasjonsinnhenting. Argumentet baseres på at det ikke ville vært insentiver for profesjonelle aktører til å innhente kostbar informasjon dersom all informasjon uansett ble raskt reflektert i prisene. Sørensen (2010) presiserer, basert på dette, at noen må drive aktiv forvaltning og innhenting av informasjon for at prisene skal settes korrekt.

2.2.2 Aktiv forvaltning – et spill med negativ sum?

Sharpe (1991) tar en tilnærming til aktiv og passiv forvaltning basert på aritmetikk:

1. *Før kostnader* vil den gjennomsnittlige avkastningen ved aktiv forvaltning være *lik* den gjennomsnittlige avkastningen ved passiv forvaltning,
2. *Etter kostnader* vil den gjennomsnittlige avkastningen ved aktiv forvaltning være *mindre* enn den gjennomsnittlige avkastningen ved passiv forvaltning.

Før kostnader er altså dette et nullsumspill. Det betyr at dersom aktive forvaltere slår markedet, må andre aktive forvaltere tilsvarende tape mot markedet (Sørensen, 2010, s. 80). I realiteten medbringer aktiv forvaltning kostnader. Ifølge Sharpe (1991), må altså aktiv forvaltning, etter kostnader, ende som et spill med negativ sum. Dette innebærer at kostnadene gir passiv forvaltning et fortrinn fremfor aktiv forvaltning. Sharpe (1991) presiserer at dette resonnementet holder, uavhengig av tidsperiode, ettersom det kun avhenger av enkel matematikk og logikk.

I realiteten er det sjeldent mulig for den norske personkunden å følge en referanseindeks kostnadsfritt. I praksis er derfor indeksfond (passiv forvaltning) det reelle alternativet til aktiv forvaltning. Vi så innledningsvis i tabell 1 at passiv forvaltning også medfører kostnader. Dette innebærer at passiv forvaltning også er et spill med negativ sum. Det er allikevel forventet at aktiv forvaltning har et mer negativt utgangspunkt enn passiv forvaltning, ettersom aktiv forvaltning medfører høyere kostnader. Vi ser fra tabell 1 at dette er reflektert i forvaltningshonorarene.

Det er dog viktig å påpeke at det finnes andre aktører i markedet, slik som for eksempel banker, private aktører og pensjonsfond. Dette innebærer at aktiv forvaltning av fond som gruppe ikke nødvendigvis er et spill med negativ sum. I teorien kan derfor samtlige aktivt forvaltede fond oppnå meravkastning før kostnader, gitt at de øvrige aktørene oppnår tilsvarende mindreavkastning.

2.3 CAPM

Kapitalverdimodellen er et velkjent rammeverk fra 1960-tallet, utviklet av Sharpe (1964), Treynor (1962), Lintner (1965) og Mossin (1966) (Perold, 2004, s. 3). Modellen blir brukt til å forklare forholdet mellom risiko og forventet avkastning for en investering. I likevekt forventer man at avkastningen til en investering vil være lik:

$$E[R] = R_f + \beta (E[R_M] - R_f)$$

Her er $E[R]$ forventet avkastning, R_f er risikofri rente, β er helningskoeffisienten til markedspremien, og $E[R_M] - R_f$ er markedsavkastningen utover risikofri rente.

Det er flere som hevder at CAPM er en enkel modell som ikke er tilstrekkelig nok til å anvendes i praksis. Lai & Stohs (2015) konkluderer med at CAPM har flere mangler og at

denne modellen ikke kan oppfylle sin tiltenkte hensikt. Vi går videre inn på dette i punkt 3.3. Vi vil allikevel ta i bruk CAPM i denne undersøkelsen, men i hovedsak for sammenligning med flerfaktormodellen.

2.4 Carharts firefaktormodell

Dersom en fondsforvalters meravkastning skyldes dyktighet, bør man også kunne forvente at denne dyktigheten vedvarer (Sørensen, 2010, s. 87). Tidligere undersøkelser har dokumentert eksempler på persistens i aksjefonds prestasjoner, heriblant Hendricks, Patel & Zeckhauser (1993) og Goetzmann & Ibbotson (1994). Carharts (1997) funn står dog i kontrast til disse, da han dokumenterer at nesten all persistens kan forklares av faktoreksponeringer og transaksjonskostnader, og ikke forvalters dyktighet. I Carharts (1997) artikkel introduseres en konkret metode for å analysere persistens, som går ut på å lage porteføljer sortert etter de siste tolv måneders avkastning. Porteføljesammensetningene holdes konstante, og avkastningen sammenlignes så med neste periode. Carhart benytter CAPM (1), trefaktormodellen (2) og firefaktormodellen (3) for å estimere fondenes prestasjoner. CAPM er hentet fra Sharpe (1964) og Lintner (1965), mens trefaktormodellen er utarbeidet av Fama & French (1993). Firefaktormodellen setter Carhart (1997) sammen av Fama & Frenchs (1993) trefaktormodell og Jegadeesh & Titmans (1993) momentumfaktor PR1YR.

$$(1) r_{it} = \alpha_{iT} + \beta_{iT}VWRF_t + u_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T$$

$$(2) r_{it} = \alpha_{iT} + b_{iT}(R_m - R_f)_t + s_{iT}SMB_t + h_{iT}HML_t + u_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T$$

$$(3) r_{it} = \alpha_{iT} + b_{iT}(R_m - R_f)_t + s_{iT}SMB_t + h_{iT}HML_t + p_{iT}PR1YR_t + u_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Her er r_{it} portefølje i sin avkastning utover risikofri rente i periode t , mens α_{iT} er alfa, eller skjæringspunktet i modellen. Skjæringspunktene og helningskoeffisientene avhenger kun av antall perioder, T , mens de andre parameterne avhenger av en gitt periode, t . Dette skyldes at helningskoeffisientene og skjæringspunktet er konstante verdier, mens de andre parameterne varierer med perioden, t .

I CAPM (1) er all avkastningen implisitt forklart av enten $VWRF$, som er verdivektet total markedsavkastning utover risikofri rente, alfa eller feilledet u_{it} . I forlengelse av CAPM,

benytter Carhart (1997) fire risikofaktorer for å kunne skille ut andelen av avkastningen, r_{it} , som skyldes faktoreksponeringsstrategier. Disse er gjengitt i ligning (3), som er Carharts firefaktormodell. Vi gjennomgår disse fire faktorene i 2.1.4, men kort gjengitt er $Rm-Rf$, SMB , HML og $PRIYR$ faktorer for henholdsvis markedet, størrelse, verdi og momentum. Videre er koeffisientene b , s , h og p de respektive betaene til faktorene, eller forklaringsvariablene. Disse koeffisientene blir tildelt andelen avkastning som kan forklares av de respektive faktorene. Hvis noe av avkastningen kan forklares av for eksempel størrelsesrisiko, SMB , blir denne avkastningen altså tildelt SMB -koeffisienten, s .

3. Metode

I dette kapitlet skal vi redegjøre for metoden vi har valgt for undersøkelsen, og forklare hvordan valgene vi har tatt vil hjelpe oss med å besvare forskningsspørsmålene. Vi starter med å presentere datautvalget vi har brukt i 3.1, og forklarer kriteriene for utvelgelsen av dette. I 3.2 forklarer vi valg av referanseindeks, før vi i 3.3 redegjør for valg av regresjonsmodell som vi bruker for å estimere alfa. I 3.4 presenterer vi estimatoren vi har valgt, og tester Gauss-Markov-forutsetningene for å sikre pålitelighet og validitet. Avslutningsvis viser vi hvordan vi har gjennomført persistensanalysen i 3.5. Hensikten med persistensanalysen er å avdekke om fondenes prestasjoner skyldes flaks eller dyktighet.

3.1 Datautvalg

Undersøkelsens fondsdata er hentet fra Morningstar Direct. Vi henter ut avkastningstall målt ved *total return*, som er Morningstars mål på endring i eiendelsverdi, eller *net asset value*. Total return er fratrukket alle kostnader tilknyttet fondsforvaltningen, med unntak av kjøps- og salgsgebyrer. Avkastningstallene i undersøkelsen er altså *etter* løpende kostnader. Se 4.4 for utfyllende informasjon vedrørende kjøps- og salgsgebyr.

Under har vi satt syv kriterier for at et fond skal kunne inkluderes i undersøkelsen. Formålet med disse er å minske muligheten for skjevheter i estimatene. I tillegg er kriteriene ment å gi et utvalg av fond som er tilgjengelige for den gjennomsnittlige norske personkunden.

1. Fondet må være et aksjefond med investeringsmandat i Norge. Fondet kan ikke være rentefond, kombinasjonsfond, obligasjonsfond, institusjonelt fond eller hedgefond.
2. Fondet må være tilgjengelig for salg i Norge, og må kunne handles av norske personkunder.
3. Fondet må være hjemmehørende i Norge, Sverige, Danmark eller Finland. Dette da fond som er tilgjengelige for salg i Norge, men har domisil andre steder, ofte har høyere forvaltningshonorarer. Dette forklarer vi nærmere i 3.1.1.
4. Fondet kan ha minsteinnskudd på opptil 500 000 kroner. Dette er gjort for å ekskludere fond som ikke er realistiske handelsobjekter for den gjennomsnittlige norske personkunden. Fond med høye minsteinnskudd har ofte lavere

forvaltningshonorar, noe som kan tenkes å være et insentiv fra fondsutstederne for å stimulere til plasseringer av større beløp. Dersom vi hadde inkludert disse fondene i undersøkelsen kunne det ført til en skjevhet i resultatene for gjennomsnittlige norske personkunder. Vi forutsetter at gjennomsnittlige norske personkunder ikke har tilstrekkelig kapital til å møte høye minsteinnskudd og oppnå fordelene av lavere forvaltningshonorar.

5. Dersom fondet har flere andelsklasser, benyttes fondets eldste andelsklasse. Dette kriteriet settes for å unngå å få flere like fond, noe som ville gitt skjevhet i vektingen av den samlede porteføljen.
6. Dersom fondet er nedlagt, blir det likevel inkludert i undersøkelsen dersom det oppfyller øvrige kriterier. Vi har inkludert nedlagte fond for å unngå overlevelsesskjevhet, eller *survivorship bias*. Vi diskuterer dette nærmere i punkt 3.1.2.
7. Fondet kan ikke ha utenlandsk ISIN-kode, med mindre fondet ble gjort tilgjengelig for handel i Norge umiddelbart ved opprettelsen. Dette kriteriet settes for å hindre introduksjonsskjevhet, eller *birth bias*. Fond med utenlandsk ISIN-kode og domicil tar med seg gammel avkastningshistorikk ved introduksjon i Norge (Forbrukerrådet, 2018). Gitt at det kun er de beste utenlandske fondene som blir introdusert i Norge, så vil dette føre til en skjevhet i estimatene. Det er likevel noen fond som ikke er fjernet ettersom de ble introdusert i utlandet på samme dato som i Norge. Se utfyllende om dette i 3.1.3.

3.1.1 Utfyllende om ekskludering av fond ikke hjemmehørende i Norge, Sverige, Danmark eller Finland.

Et kriterium for at et fond skal bli en del av fondsutvalget i undersøkelsen, er at det må kunne handles i Norge. Det innebærer i praksis at fond som er hjemmehørende i andre land inkluderes i undersøkelsen dersom norske privatkunder har tilgang til å handle disse. Dette med forbehold om at det ble gjort tilgjengelig for handel i Norge ved opprettelsesdatoen, med hensyn til *birth bias*. Det er likevel gjort et unntak når det kommer til fond som er hjemmehørende utenfor Norge, Sverige, Danmark og Finland. Dette fordi disse ikke er spesielt attraktive for norske privatkunder ettersom de ofte har høyere forvaltningshonorar.

Et relevant eksempel for dette resonnementet er Luxembourg, som er blant de største utenlandske tilbydere av fond i Norge. Dersom man kun tar hensyn til aksjefond tilgjengelig for salg i Norge, så har aksjefond registrert i Luxembourg 0,63 % gjennomsnittlig høyere kostnader enn aksjefond registrert i Norge (Morningstar v/Furuseth, 2016). Vi utelukker derfor disse ettersom de kan tenkes å skape skjevheter i resultatene.

3.1.2 Survivorship bias

Overlevelsesskjevhet, eller *survivorship bias*, er en skjevhet som oppstår når fond med dårlige prestasjoner legges ned, mens fond med gode prestasjoner overlever (Rohleder, Scholz & Wilkens, 2010, s. 441). Rohleder et al. (2010) legger vekt på at prestasjonsanalyse av fond vil gi en positiv avkastningsskjevhet dersom man ikke tar hensyn til survivorship bias. Det er derfor essensielt å hensynta denne skjevheten ved fondsanalyse, ettersom nedlagte fond hovedsakelig legges ned på grunn av dårlige prestasjoner (Elton, Gruber & Blake, 1996, s. 1097). Dersom man ikke tar hensyn til dette vil analysen kun ta for seg overlevende fond og dermed ende opp med overlevelsesskjevhet.

Vi har i denne undersøkelsen tatt hensyn til overlevelsesskjevhet ved å inkludere alle fond med levetid på minst ett år. Dette innebærer da også nedlagte fond. På denne måten unngår vi skjevheten som kan oppstå ved at fondstilbydere legger ned fond med dårlige prestasjoner og lar fond med gode prestasjoner overleve. Vi anerkjenner dog at det kan oppstå en viss overlevelsesskjevhet ettersom fond med levetid på under ett år utelates fra undersøkelsen. Det er likevel lite sannsynlig at fond med levetid på et par måneder vil oppnå signifikante resultater i regresjonene og testene, ettersom de innehar relativt få observasjoner.

3.1.3 Birth bias

Introduksjonsskjevhet, eller *birth bias*, er en antatt skjevhet som oppstår når fond gjøres tilgjengelig for handel i nye land og regioner (Forbrukerrådet, 2018). Denne skjevheten går ut på at det i hovedsak er fond med gode historiske prestasjoner som tilbys i nye regioner, mens fond med dårlige prestasjoner blir hjemmeværende. Videre er det slik at historisk avkastning følger ISIN-koden, og et fond kan kun ha én ISIN-kode uansett hvor mange markeder og regioner fondet tilbys i (ISIN.net, 2021). Dette innebærer at fond som tilbys i nye land, og beholder den opprinnelige ISIN-koden, tar med seg historisk avkastning over landegrensene. Det er med andre ord ikke mulig å isolere avkastningen fra det tidspunktet

fondet ble gjort tilgjengelig i Norge. Dette med mindre det var tilgjengelig i Norge fra starten av, eller det byttet ISIN-kode da det ble gjort tilgjengelig i Norge.

I praksis betyr dette at fond med utenlandsk ISIN-kode kan ha med seg historisk avkastning fra før fondet kunne handles i Norge. Dersom fondet bytter til norsk ISIN-kode ved introduksjon i det norske fondsmarkedet, vil historisk avkastning gjelde fra det tidspunktet. Det virker dog usannsynlig at et fond hjemmehørende i utlandet vil bytte domisil til Norge dersom fondet fortsatt tilbys i flere land. I denne oppgaven undersøker vi prestasjoner til fond som kan handles i Norge. Vi har derfor som hovedregel valgt å ekskludere fond med utenlandsk ISIN, for å utelukke muligheten for birth bias.

Det er gjort unntak fra denne hovedregelen for tre fond. Fondene *Handelsbanken Norge (AI NOK)*, *Nordnet Indeksfond Norge* og *DIX Norway Restr NOK W* inkluderes i undersøkelsen selv om de innehar utenlandsk ISIN-kode. Grunnen til at *Handelsbanken Norge (AI NOK)* inkluderes, er at dette fondet ble slått sammen med *Handelsbanken Norge* i 2017 (Handelsbanken Fonder AB, 2021). Før sammenslåingen ser vi at avkastningen og levetidene til disse to fondene er identiske. Det innebærer at vi ikke kan inkludere begge fondene i undersøkelsen, da dette ville ha ført til en dobbel vektning av dette fondets prestasjoner. Videre er det slik at fondet har utenlandsk ISIN-kode etter sammenslåingen, noe som kan medbringe bekymringer rundt birth bias. Denne bekymringen viser seg dog å være grunnløs, ettersom *Handelsbanken Norge* har norsk ISIN-kode. Det betyr at fondet har vært tilgjengelig for handel i Norge i hele levetiden. Og ettersom fondene har identisk historisk avkastning og levetid, kan vi inkludere *Handelsbanken Norge (AI NOK)* uten at det medfører birth bias.

Når det kommer til de to siste fondene, ser vi fra faktaarkene til Öhman Fonder (2021) og Danske Invest (2021) at fondene ble lansert i Norge i henholdsvis 2014 og 2015. Våre avkastningstall sammenfaller med dette. Det betyr at fondene ble lansert i Norge umiddelbart ved opprettelsen, og vi har ikke problemer med birth bias.

3.1.4 Deskriptiv statistikk

Tabellen under viser deskriptiv statistikk for undersøkelsens aksjefond. Fondene er sortert alfabetisk og inndelt etter aktive fond, indeksfond og referanseindeks. *AktivPortefølje* er en gjennomsnittsportefølje for alle aktivt forvaltede fond i undersøkelsen. *IndeksPortefølje* er tilsvarende for undersøkelsens indeksfond.

Vi har valgt å beregne den årlige gjennomsnittlige avkastningen ut ifra akkumulert avkastning ettersom dette gir et bilde på fondenes faktiske prestasjoner. Alternativet er å ta et enkelt gjennomsnitt av observerte verdier. Se Appendiks 1 for deskriptiv statistikk med enkelt gjennomsnitt av observerte verdier.

Aktivt forvaltede fond	Obs	Gj.snitt	St.avvik	Min	Maks
AktivPortefølje	228	9,22 %	29,65 %	-25,76 %	15,81 %
Alfred Berg Aktiv	228	9,31 %	30,41 %	-27,69 %	17,12 %
Alfred Berg Aktiv II	141	5,93 %	39,40 %	-28,01 %	17,34 %
Alfred Berg Gambak	228	10,81 %	33,93 %	-28,02 %	16,23 %
Alfred Berg Humanfond	228	9,62 %	27,16 %	-26,52 %	15,95 %
Alfred Berg Norge C	228	10,21 %	29,30 %	-27,65 %	16,93 %
Alfred Berg Norge Etisk	144	14,56 %	33,25 %	-28,49 %	16,47 %
C WorldWide Norge	228	9,26 %	27,75 %	-28,16 %	15,75 %
Danske Invest Norge I	228	8,99 %	27,77 %	-24,50 %	14,65 %
Danske Invest Norge II	228	9,92 %	27,80 %	-23,93 %	14,74 %
Danske Invest Norge Vekst	228	8,59 %	32,30 %	-26,32 %	15,72 %
Delphi Norge A	228	9,63 %	34,28 %	-25,53 %	16,21 %
Delphi Vekst	153	3,63 %	36,33 %	-23,68 %	15,28 %
DNB Norge (Avanse I)	158	6,95 %	33,79 %	-26,93 %	15,79 %
DNB Norge (I)	158	7,99 %	32,95 %	-24,80 %	15,63 %
DNB Norge A	228	7,55 %	27,88 %	-24,77 %	15,64 %
DNB Norge Selektiv	224	7,71 %	29,06 %	-24,70 %	16,64 %
DNB SMB A	225	13,12 %	41,60 %	-27,14 %	17,27 %
Eika Norge	195	12,81 %	32,06 %	-25,58 %	18,19 %
Eika SMB	153	5,30 %	38,56 %	-22,91 %	16,85 %
FIRST Generator S	111	9,84 %	20,07 %	-18,99 %	15,44 %
FIRST Norge Verdi	122	16,67 %	24,25 %	-25,06 %	17,56 %
FIRST Norway	13	12,24 %	16,59 %	-6,18 %	5,14 %
Fondsfinans Norge	204	15,87 %	27,92 %	-26,38 %	16,11 %
Formue Diversifiserte Norske Aksjer	103	5,67 %	35,98 %	-26,79 %	14,07 %
FORTE Norge	105	13,61 %	14,58 %	-11,76 %	14,26 %
FORTE Trønder	83	17,31 %	16,25 %	-8,87 %	9,38 %
Globus Norge II Acc	68	-0,80 %	31,13 %	-23,50 %	22,69 %
Handelsbanken Norge (A1 NOK)	228	9,20 %	29,75 %	-29,46 %	17,58 %
Holberg Norge A	228	10,39 %	33,79 %	-24,54 %	15,70 %
KLP AksjeNorge	228	9,14 %	30,13 %	-30,41 %	17,41 %
Landkreditt Norge	120	4,06 %	33,75 %	-21,22 %	16,93 %
Landkreditt Utbytte A	82	14,46 %	8,25 %	-4,78 %	4,55 %
NB Aksjefond	153	5,18 %	37,67 %	-25,42 %	18,04 %
Nordea Avkastning	228	8,30 %	29,64 %	-26,82 %	16,47 %
Nordea Norge Pluss	104	13,19 %	12,38 %	-11,25 %	11,87 %
Nordea Norge Verdi	228	9,25 %	28,25 %	-25,10 %	15,00 %

Nordea SMB	169	3,18 %	42,07 %	-23,87 %	15,11 %
Nordea Vekst	169	5,98 %	34,21 %	-26,86 %	16,63 %
ODIN Norge C	228	8,04 %	31,11 %	-24,73 %	13,25 %
Pareto Investment Fund A	228	9,53 %	28,81 %	-29,49 %	18,57 %
PLUSS Aksje	228	8,10 %	26,00 %	-23,52 %	14,25 %
PLUSS Markedsverdi	228	9,27 %	27,29 %	-25,67 %	15,78 %
RF Aksjefond Acc	74	12,54 %	28,47 %	-17,03 %	13,06 %
RF Plussfond Acc	52	16,91 %	24,90 %	-17,65 %	14,28 %
Sbanken Framgang Sammen	47	9,38 %	8,80 %	-7,28 %	6,64 %
Storebrand Norge A	228	8,82 %	29,84 %	-29,47 %	15,34 %
Storebrand Norge Fossilfri A	32	10,22 %	10,45 %	-5,43 %	4,43 %
Storebrand Optima Norge B	219	9,50 %	30,10 %	-29,94 %	14,42 %
Storebrand Vekst A	228	9,40 %	34,93 %	-30,70 %	21,93 %
Storebrand Verdi A	228	9,66 %	26,32 %	-27,17 %	13,33 %
Terra Norge	153	5,37 %	38,89 %	-26,85 %	18,60 %
Indeksfond	Obs	Gj.snitt	St.avvik	Min	Maks
IndeksPortefølje	228	8,31 %	26,42 %	-24,96 %	16,55 %
Carnegie Norge Indeks	190	7,09 %	29,79 %	-25,04 %	16,88 %
DIX Norway Restr NOK W	56	10,64 %	8,36 %	-8,69 %	6,99 %
DNB Norge Indeks A	112	8,35 %	10,59 %	-9,35 %	10,85 %
KLP AksjeNorge Indeks II	135	13,58 %	18,59 %	-22,99 %	15,79 %
Nordnet Indeksfond Norge	66	9,95 %	7,71 %	-7,35 %	7,65 %
PLUSS Indeks	228	8,36 %	26,34 %	-24,87 %	16,98 %
Storebrand Indeks - Norge A	69	10,04 %	7,54 %	-8,09 %	6,81 %
Referanseindekser	Obs	Gj.snitt	St.avvik	Min	Maks
OBX	228	8,96 %	27,48 %	-25,35 %	17,23 %
OSEAX	228	9,46 %	26,27 %	-23,93 %	15,05 %
OSEBX	228	8,56 %	27,24 %	-27,17 %	16,52 %
OSEFX	228	8,35 %	29,36 %	-25,22 %	15,83 %

Tabell 4: Tabellen viser deskriptiv statistikk for 51 aktivt forvaltede Norge-fond, 7 indeksfond og 4 referanseindekser over perioden 2001-2019. I tillegg er det konstruert to totalporteføljer gitt ved *AktivPortefølje* og *IndeksPortefølje*. Gjennomsnittlig avkastning og Standardavvik er årlige verdier. Den årlige gjennomsnittlige avkastningen er basert på årlig akkumulert avkastning. Videre er *Antall observasjoner*, *Min* og *Maks* gitt i månedlige størrelser.

Formålet med denne tabellen er å vise frem datasettet vi har brukt. Vi vil derfor poengtere at det ikke legges noe nevneverdig vekt på disse tallene ellers i undersøkelsen. Et annet viktig poeng er at fondene har ulike antall observasjoner, og da forskjellige levetider. Avkastningstallene er altså ikke sammenlignbare. Med bakgrunn i dette, vil vi ikke drøfte avkastningstallene utover å beskrive hva tabellen viser.

Fra tabellen observerer vi at *OSEAX* har levert høyest gjennomsnittlig avkastning blant referanseindeksene på 9,46 %, og *OSEFX* har levert lavest, på 8,35 %. Videre ser vi at *Forte Trønder* har oppnådd høyest gjennomsnittlig avkastning blant de aktive fondene i undersøkelsen på 17,31 %. Videre har *Globus Norge II Acc* levert lavest gjennomsnittlig avkastning på -0,80 %, og er med dette det eneste fondet som har levert negativ gjennomsnittlig avkastning. Når det kommer til undersøkelsens indeksfond, har *KLP AksjeNorge Indeks II* levert høyest gjennomsnittlig avkastning på 13,58 %, mens *Carnegie Norge Indeks* har levert lavest gjennomsnittlig avkastning på 7,09 %. Vi vil igjen poengtere at disse tallene ikke er sammenlignbare, og at forskjell i avkastning kan skyldes ulike antall observasjoner og ulike leveperioder for fondene.

I tillegg til å se på individuelle fond, har vi også laget totalporteføljer for både aktive fond og indeksfond, gitt ved *AktivPortefølje* og *IndeksPortefølje*. Totalporteføljene er konstruert ved et vektet månedlig gjennomsnitt av fondenes observasjoner. Det vil si at avkastningen til *AktivPortefølje* i januar 2001, er gjennomsnittet til avkastningen av alle aktive fond i januar 2001. Det samme gjelder for *IndeksPortefølje*. Formålet med disse totalporteføljene er å se på fondene som en gruppe. Vi ser at *AktivPortefølje* (9,22 %) oppnår en høyere gjennomsnittlig avkastning enn *IndeksPortefølje* (8,31 %). Videre observerer vi at *AktivPortefølje* (29,64 %) også har et høyere standardavvik enn *IndeksPortefølje* (26,42 %).

Risikofaktor	Obs	Gj.snitt	St.avvik	Min	Maks
HML	228	-0,83 %	13,81 %	-12,24 %	9,33 %
LIQ	228	-4,62 %	14,30 %	-10,19 %	12,01 %
SMB	228	4,65 %	12,39 %	-11,17 %	12,82 %
UMD	228	11,49 %	18,42 %	-16,45 %	25,48 %
Rf	228	2,87 %	0,58 %	0,05 %	0,64 %

Tabell 5: Tabellen viser deskriptiv statistikk for de fire risikofaktorene som anvendes i undersøkelsen, i perioden 2001-2019. Vi har også inkludert den risikofrie renten (*Rf*). *Obs*, *Min*, og *Maks* er gitt i månedlige størrelser. *Gj.snitt* og *St.avvik* er årlige verdier. Tabellen er basert på tall hentet fra Ødegaard (2020).

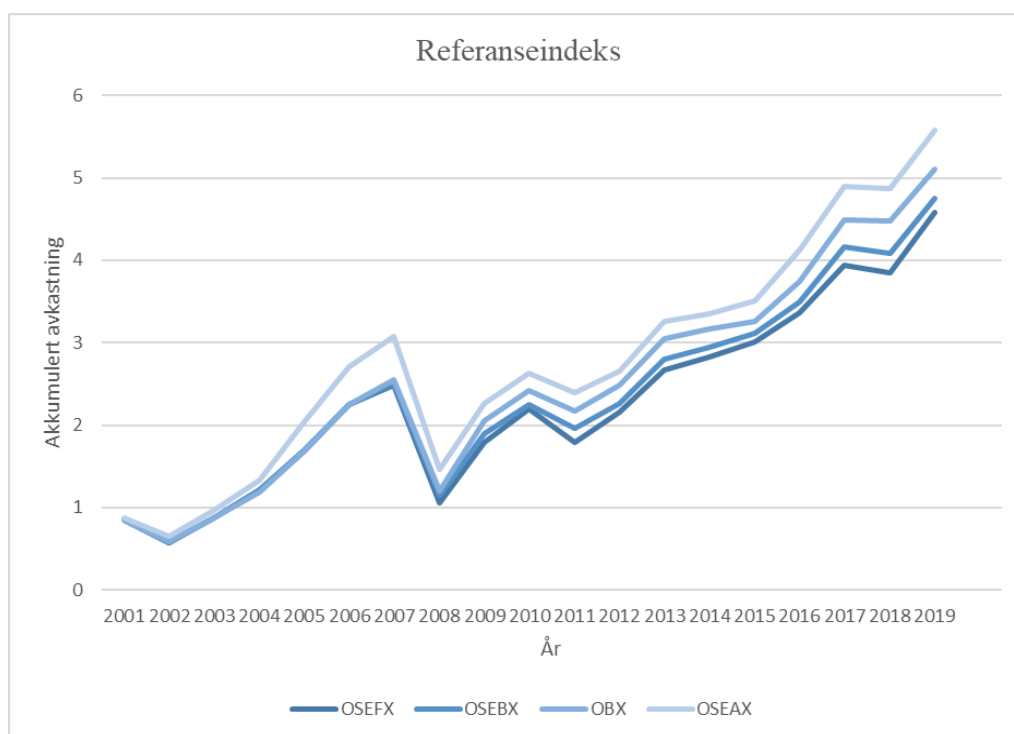
Tabell 5 viser deskriptiv statistikk for undersøkelsens risikofaktorer. *Gj.snitt* er årlig gjennomsnittlig avkastning, som er regnet ut ved annualisering av månedlig akkumulert avkastning. Fra tabellen observerer vi at momentumfaktoren *UMD* har levert høyest årlig gjennomsnittlig avkastning på 11,49 %, mens likviditetsfaktoren *LIQ* har levert lavest på minus 4,62 %.

Videre har vi også inkludert risikofri rente, R_f , i denne tabellen. I selve analysen vil vi se på fondenes meravkastning utover R_f . Det betyr at R_f trekkes fra avkastningen for samtlige fond, referanseindekser og totalporteføljer. Dette gjøres fordi R_f anses som en alternativkostnad.

3.2 Valg av referanseindeks

I litteraturen finnes det flere ulike synspunkter når det kommer til valg av referanseindeks ved fondsanalyse. Den største meningssplittelsen er knyttet til om referanseindeksen skal være fondsforvalterens egenvalgte indeks, eller en objektivt valgt referanseindeks med samme risikoprofil som fondet. Angelidis, Giamouridis & Tessaromatis (2013) argumenterer for at fondenes differanseavkastning bør bli målt relativt til deres selvvalgte referanseindeks. De begrunner dette med at å ikke bruke den selvvalgte referanseindeksen kan gi ulike målinger av forvalters evne til aksjeplukking (Angelidis et al., 2013, s. 1759). Motargumentasjonen til å benytte fondenes egenvalgte referanseindeks, bunner i at forvaltningsselskapenes valg av referanseindekser varierer, selv mellom fond med samme investeringsmandat (Nilssen, 2005). I ytterste konsekvens kan man da ha to fond med sammenlignbare investeringsstiler og mandater, som måles mot to ulike referanseindekser. Denne argumentasjonen støttes opp av Cremers, Petajisto & Zitzewitz (2013), som justerer fondenes selvvalgte referanseindeks.

Etter avveining mellom fordeler og ulemper, ender vi opp med å måle indeksfond mot sine respektive referanseindekser, mens aktivt forvaltede fond blir målt mot OSEFX (Oslo Børs Mutual Fund Index), uavhengig av forvaltningsselskapets eget valg av referanseindeks. Bakgrunnen for dette er at vi ser for oss at forvaltningsselskapenes valg av referanseindekser varierer mer for aktive fond enn for indeksfondene. Det kan derfor tenkes at det foreligger muligheter for en skjevestimering dersom vi bruker forvaltningsselskapenes egenvalgte referanseindeks på de aktive fondene. Å måle alle aktivt forvaltede fond mot en felles indeks, er et forsøk på å korrigere for denne mulige skjevheten. Når det kommer til indeksfond, er det naturlig å måle disse mot sin oppgitte referanseindeks ettersom de har som mål å følge denne.



Figur 3: Referanseindeksenes absolute akkumulerte avkastning over perioden 2001-2019.

Videre er valg av referanseindeks noe som kan tenkes å ha en vesentlig påvirkning på resultatene i analysen. Dersom resultatene av undersøkelsen skulle gi negativ alfa for aktive fond mot referanseindeks, ønsker vi at det ikke skal være tvil rundt «urettferdig» valg av referanseindeks. Som vi ser av tabell 6 og figur 3, har OSEFX oppnådd lavest snittavkastning og høyest standardavvik. Vi velger derfor denne som referanseindeks for de aktivt forvaltede fondene. Dette med hensikt å gjøre det mest gunstig for aktive fond. Det betyr at dersom vi konkluderer med at personkunden bør investere i passive fond, så kan man ikke motargumentere med at vi har benyttet en referanseindeks som har vært fordelaktig for de passive fondene.

Referanseindeks	Årlig snittavkastning	Årlig standardavvik
OSEFX	8,35 %	29,26 %
OSEBX	8,56 %	27,24 %
OBX	8,96 %	27,48 %
OSEAX	9,46 %	26,27 %

Tabell 6: Tabellen viser årlig gjennomsnittsavkastning for fem referanseindekser på Oslo Børs over perioden 2001-2019.

I tillegg er OSEFX konstruert for å være en mer passende referanseindeks for aktive fond ved at den er en vektjustert utgave av OSEBX. Mer spesifikt innebærer dette at den ikke kan holde mer enn 10 % i ett verdipapir. Videre kan ikke verdipapir som står for over 5 % av

indeksen overstige 40 % til sammen i denne porteføljen. Denne justeringen gjøres kvartalsvis (Euronext, 2021). Målet med vektjusteringen er å gjøre referanseindeksen litt mer diversifisert, slik at den er mer relevant for sammenligning med aktive fond. For eksempel ser vi at de største posisjonene i OSEBX er Equinor og DNB på henholdsvis 12,81 % og 11,37 %. Videre ser vi at de største posisjonene i OSEFX også er Equinor og DNB, men vektingene er på henholdsvis 8,72 % og 8,70 % (Euronext, 2021). Det er heller sjeldent at aktive fond holder store enkeltposisjoner, ettersom de ofte ønsker å dra nytte av diversifiseringseffekten for å spre risiko. Derfor er tanken at OSEFX er en mer passende referanseindeks for aktive fond.

3.3 Femfaktormodell

I akademisk finans er konsensus at CAPM ikke er en fullverdig modell for å estimere forventet avkastning (Ødegaard, 2019, s. 20). Professorene Ang, Goetzmann & Schaefer (2009) ved henholdsvis Columbia Business School, Yale School of Management og London Business School, argumenterer i deres NBIM-rapport for at forvalters dyktighet bør måles ved å trekke fra avkastning som stammer fra systematiske faktorer. Basert på argumentasjonen fra Ang et al. (2009), velger vi å justere for risiko og eventuelle faktoreksponeringer i vår undersøkelse.

Videre finnes det flere utvidelser av CAPM som justerer for ulike risikoeksponeringer, men her finner vi ikke en felles anerkjent modell. Vi har i denne oppgaven valgt å benytte oss av Carharts (1997) firefaktormodell, som gjennomgått i punkt 2.4. Vi utvider denne modellen med en likviditetsfaktor, som introdusert av Næs, Skjeltorp og Ødegaard (2008). Den endelige femfaktormodellen vi benytter oss av er den følgende:

$$r_{it} = \alpha_{iT} + b_{iT}(R_m - R_f)_t + s_{iT}SMB_t + h_{iT}HML_t + m_{iT}UMD_t + l_{iT}LIQ_t + u_{it}$$

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

Samtlige forklaringsvariabler er hentet fra Bernt Arne Ødegaards (2020) database med prisingsfaktorer for Oslo Børs. Her er $R_m - R_f$ markedets avkastning utover risikofri rente, eller markedspremie. R_f er månedlig risikofri rente, estimert med utgangspunkt i norske statspapirer og interbankrenter (NIBOR). Det er utelukkende denne risikofrie renten vi benytter gjennom hele oppgaven. SMB , HML , UMD og LIQ er faktorer for henholdsvis

størrelse, verdi, momentum og likviditet. Se 2.1.4 for gjennomgang av disse. I punkt 2.1.3 definerer vi konstantleddet, α_i , som risikojustert meravkastning for fond i etter kontroll for kjente risikofaktorer. Restleddet er notert ved u , mens b , s , h , m og l er helningskoeffisientene til faktorene. T representerer antall perioder, mens t representerer en gitt periode.

Næs, Skjeltorp og Ødegaard (2008) har tidligere vist at momentum ikke er en prisfaktor i det norske aksjemarkedet, og man kan da sette spørsmålsteget ved hvorfor vi har med momentumfaktoren i vår regresjon. Grunnen til dette er at vi vil undersøke om funnene til Næs et al. (2008) fortsatt er gjeldende. Vi velger imidlertid å gjøre en justering av denne momentumfaktoren, hvor *PRIYR* fra Carharts (1997) firefaktormodell erstattes med *UMD*-faktoren til Næs et al. (2008). Vi utdyper årsaken til dette i 2.1.4, men den korte forklaringen er at vi gjør dette for bedre å isolere en eventuell momentumseffekt. Med faktoren *UMD*, vil vi bedre kunne skille ut avkastningen som skyldes momentum fra avkastningen som egentlig skyldes størrelseseffekter. *UMD* er, i likhet med *PRIYR*, en momentumfaktor, men denne forsøker som nevnt å korrigere for størrelseseffekter (Næs et al., 2008, s. 24).

3.4 Minste kvadratsums metode (OLS)

Det finnes flere ulike modeller for regresjonsanalyse. Gauss-Markov-teoremet forteller oss at den beste modellen å bruke er OLS-modellen, gitt at Gauss-Markov-forutsetningene ikke er brutt (Wooldridge, 2020, s. 95). Under disse forutsetningene vil OLS gi den beste lineære, skjevhettsfrie estimatoren (BLUE). Vi vil i dette delkapittelet redegjøre og teste for disse forutsetningene, slik at vi er sikre på at faktormodellen vi har valgt gir pålitelige og valide estimater. Felles for testene er at vi benytter en portefølje med gjennomsnitt av alle fondenes årlige avkastning utover risikofri rente som avhengig variabel. Porteføljens avkastning utover risikofri rente vil heretter bli notert som $R_p - R_f$.

Wooldridge (2020) gjengir Gauss-Markov-teoremet slik:

Under forutsetning 1 til 5, presentert i kapitlene 3.4.1-3.4.5, vil $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k$ være beste lineære, skjevhettsfrie estimatorer for henholdsvis $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$.

Wooldridge (2020) viser også at forutsetning fire og fem, om henholdsvis ingen seriekorrelasjon og homoskedastisitet, ikke er nødvendig for at OLS-modellen skal være fri

for skjevheter. Dersom disse forutsetningene brytes, vil regresjonen dog være mindre effektiv, da modellen gir større varians i estimatene (Wooldridge, 2020, s. 360). Vi tar derfor sikte på også å oppfylle disse forutsetningene.

3.4.1 Forutsetning 1 – Linearitet i parameterne

Første forutsetning for at OLS-modellen skal være fri for skjevheter, er at dataserien er lineær i parameterne (Wooldridge, 2020, s. 339). Hvis vi for eksempel har regresjonsmodellen $y = \beta_0 + \beta_1 x$, så har vi linearitet i parameterne. Hvis vi derimot har $y = \beta_0 + \beta_1^2 x$, så har vi ikke linearitet i parameterne. Dette da parameteren β_1 er kvadrert, mens parameteren β_0 ikke er kvadrert. Vi trenger altså en lineær sammenheng mellom parameterne. Wooldridge (2009) definerer det slik:

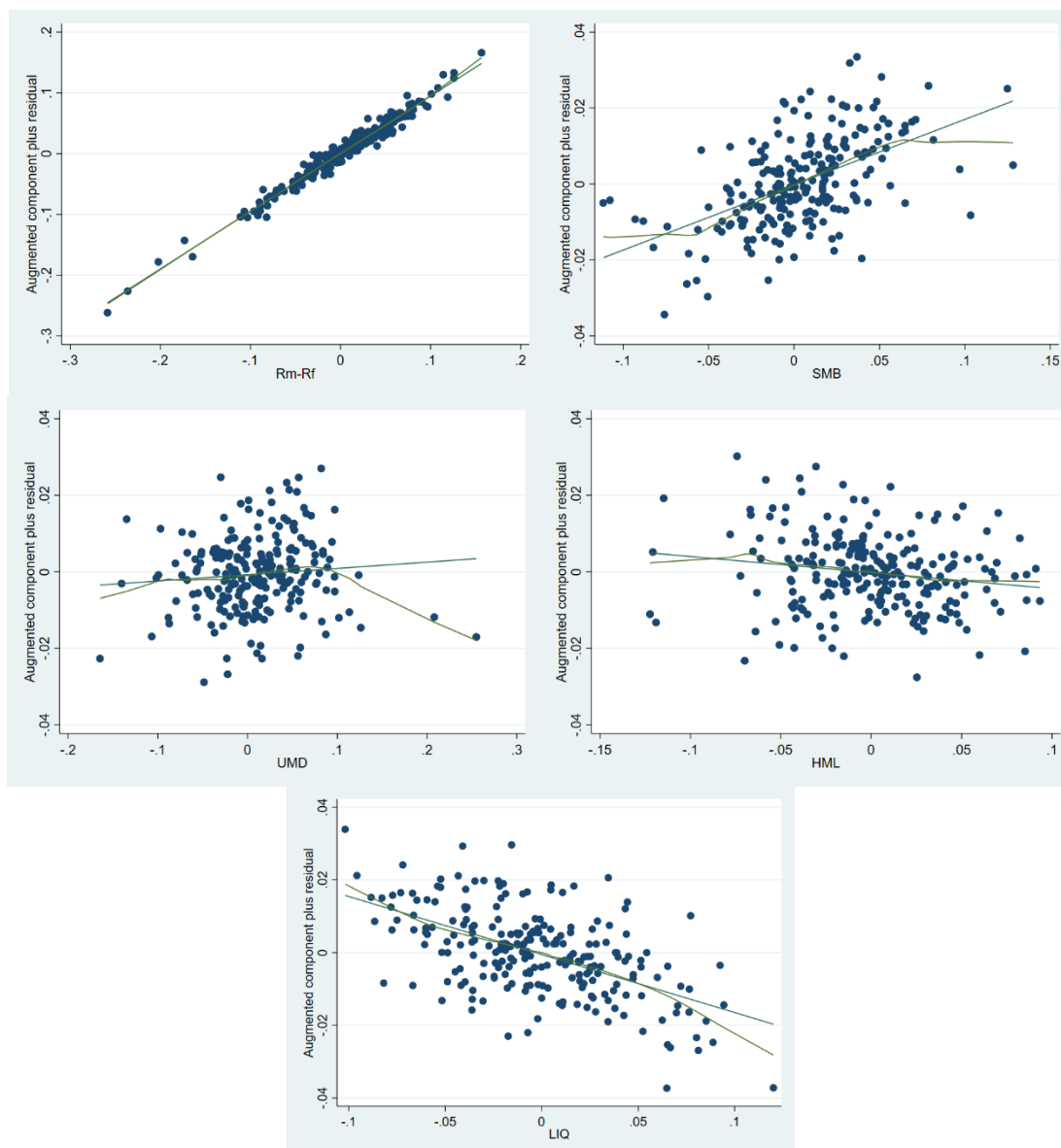
Den stokastiske prosessen $[(x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}, y_t): t = 1, 2, \dots, n]$ følger den lineære modellen

$$y_t = \beta_0 + b_1 x_{t1} + \dots + b_k x_{tk} + u_t,$$

hvor $[u_t: t = 1, 2, \dots, n]$ er sekvensen til feilleddene i regresjonen.

Her er x_t forklaringsvariabelen x på et gitt punkt, t . Serien har totalt n observasjoner, og k er antall forklaringsvariabler.

Det er altså viktig at vi har linearitet i parameterne for at vi ikke skal ende opp med feilestimer. For å sjekke for linearitet i parameterne, plotter vi derfor variablene i et utvidet parameter-pluss-residual-diagram. I disse diagrammene representerer blå linje perfekt linearitet i parameterne. Det er denne linjen vi ønsker å ligge på. Grønn linje representerer den faktiske lineariteten til variablene våre. Dersom grønn linje avviker for mye fra den blå, kan vi ha problemer med ikke-linearitet i parameterne.



Figur 4: Figuren viser plottede residualledd for parameterne Rm-Rf, SMB, UMD, HML og LIQ. Blå linje viser forventede verdier ved linearitet i parameterne, mens grønn linje er faktiske verdier.

Basert på diagrammene, konkluderer vi med at vi har linearitet i parameterne, selv om parameterne avviker noe fra linearitetslinjen ved ytterpunktene. Avvikene tolker vi som en naturlig konsekvens av at det er færre observasjoner i ytterpunktene, og at flere observasjoner ville ha jevnet ut dette. Vi konkluderer totalt sett med at forutsetning 1, om linearitet i parameterne, er oppfylt.

3.4.2 Forutsetning 2 – Ikke perfekt kollinearitet

Som vi så i punkt 3.3, finnes det ingen universalt anerkjent flerfaktormodell for å vurdere aksjefonds prestasjoner. Derfor er vår modell satt sammen av flere multifaktormodeller, med

ulike variabler. Å inkludere nye variabler er en operasjon som er utsatt for mulige skjevheter, og man fort kan stå overfor problemer med multikollinearitet. Multikollinearitet defineres som høy, men ikke perfekt, korrelasjon mellom to eller flere forklaringsvariabler (Wooldridge, 2020, s. 90).

Implikasjonene av multikollinearitet i en regresjon er redusert presisjon, men likevel ikke skjevhet i resultatene (Wooldridge, 2020, s. 90). Det betyr at man kan benytte en regresjon som har multikollinearitetsproblemer, men at det da vil være vanskeligere å få signifikante resultater. På den annen side, så risikerer man å få skjevheter i resultatene dersom man ekskluderer en variabel som korrelerer med den avhengige variabelen. Skjevhet i resultatene gjør at man ikke lenger kan si noe om kausalitet, og sådan er det hele en avveining mellom presisjon og skjevhet i resultatene (Wooldridge, 2020, s. 42-43).

Én metode for å undersøke hvorvidt modellen vår har multikollinearitetsproblemer, er simpelthen å sette opp en korrelasjonsmatrise for forklaringsvariablene, hvor høye korrelasjonskoeffisienter kan indikere multikollinearitetsproblemer.

	SMB	HML	UMD
HML	0.06		
UMD	0.12	-0.02	
LIQ	0.52	0.18	0.10

Tabell 7: Korrelasjonsmatrise. Faktorkorrelasjoner for perioden 2001-2019.

Tabell 7 viser at det foreligger betydelig korrelasjon mellom enkelte av forklaringsvariablene i regresjonsmodellen vår. Faktorene SMB og LIQ er høyt korrelert, og vi forventer da at disse fanger opp noe av den samme effekten. For å utelukke at disse korrelasjonene kan gi oss problemer med multikollinearitet, utvider vi kollinearitetstesten ved å ta i bruk *variance inflation factor* (VIF). Dette er en mer konkret metode som kan si oss noe om hvor høy korrelasjon vi kan tillate (Wooldridge, 2020, s. 92). VIF defineres som følger:

$$VIF_j = 1 / (1 - R_j^2)$$

Her representerer j helningskoeffisienten til forklaringsvariablene, mens R_j^2 representerer det lineære forholdet mellom dem. En høy R_j^2 -verdi indikerer høy forklaringsgrad. Hva angår selve VIF_j-verdien, er 10 ofte brukt som avskjæringsverdi for å avgjøre om man har et multikollinearitetsproblem eller ikke (Wooldridge, 2020, s. 92). Vi benytter en portefølje

med gjennomsnitt av alle fondenes avkastning utover risikofri rente, $R_p - R_f$, som avhengig variabel.

Variable	VIF	1/VIF
Rm-Rf	2,72	0,367
LIQ	2,64	0,378
SMB	1,47	0,680
HML	1,04	0,966
UMD	1,03	0,971
Mean VIF	1,78	

Tabell 8: VIF-verdier for forklaringsvariablene.

Som nevnt er en tommelfingerregel at VIF-verdier over 10 kan antyde problemer med multikollinearitet (Wooldridge, 2020, s. 92). Vi ser av tabell 8 at samtlige forklaringsvariabler er godt under denne grensen, og vi utelater derfor ingen av variablene fra regresjonen. Vi konkluderer derfor med at vi ikke har multikollinearitetsproblemer. Wooldridge (2020) argumenterer dog for at en VIF-verdi, i likhet med R^2 , ikke er en god indikator alene, og at man bør være forsiktig med å utelate variabler på bakgrunn av denne. Da vi ikke utelater variabler på grunn av for høy VIF-verdi, tar vi ikke stilling til denne problemstillingen.

3.4.3 Forutsetning 3 - Zero conditional mean

Den tredje GM-forutsetningen går ut på at feilleddet, u_t , har en forventet verdi lik null for hvilken som helst gitt verdi av forklaringsvariablene, x_{it} , uavhengig av tidsperiode (Wooldridge, 2020, s. 340). Det kan uttrykkes på følgende måte:

$$E(u_t | x_{t1}, \dots, x_{tk}) = E(u_t | x_t) = 0$$

Det betyr at feilleddet må være ukorrelert med de uavhengige variablene i hver tidsperiode for at forutsetningen skal holde. Dersom det eksisterer utelatte variabler i feilleddet, som har en korrelasjon med våre uavhengige variabler, er dette brudd på forutsetningen. Ved brudd på forutsetningen, oppstår det et endogenitetsproblem og skjevhet i koeffisientene. Det innebærer at OLS-resultatene ikke gjør oss i stand til å kunne si noe om kausalitet. Ulike årsaker til brudd på forutsetningen kan være utelatelse av variabler, seleksjon, omvendt kausalitet og feil i målingene (Wooldridge, 2020, s. 340).

Når det kommer til forutsetningen om zero conditional mean, kan man sjelden være helt sikker på om den holder eller ikke. Dette fordi det kan være utelatte variabler som har en påvirkning på modellen. Dette kan videre bety at det foreligger korrelasjon mellom feilledet og de uavhengige variablene i undersøkelsen. Da vi ikke kan slå fast at det ikke finnes utelatte variabler med påvirkning på modellen, kan vi heller ikke slå fast at forutsetning 3 er oppfylt. Vi anerkjenner med dette at det kan foreligge en viss risiko for skjevheter i estimatene.

3.4.4 Forutsetning 4 - Homoskedastisitet

Forutsetningen om homoskedastisitet baserer seg på at feilledet, u , har den samme variansen for enhver gitt verdi av de forklarende variablene, x (Wooldridge, 2020, s. 262):

$$\text{Var}(u|x_1, x_2, \dots, x_k) = \sigma^2$$

Forutsetningen om homoskedastisitet holder ikke dersom variansen til de uobserverte faktorene endrer seg basert på de ulike verdiene av de forklarende variablene i regresjonen. Ved brudd på forutsetningen foreligger det problemer med heteroskedastisitet (Wooldridge, 2020, s. 264). Dette kan skrives på følgende måte:

$$\text{Var}(u_i|x_i) = \sigma_i^2$$

Ligningen illustrerer at verdien av standardavviket, σ^2 , nå avhenger av en gitt observasjon, i . Det indikerer at variansen til feilledet, u_i , avhenger av en gitt verdi av x_i . Dette tilsier heteroskedastisitet og er uttrykt ved σ_i^2 .

3.4.4.1 Konsekvenser av heteroskedastisitet

Konsekvensene av heteroskedastisitet er tilknyttet kalkulasjon av varians for feilledet. Dette fordi det oppstår skjevhet i variansestimatorene dersom forutsetningen for homoskedastisitet ikke holder. Følgelig vil dette føre til ugyldighet i variansformlene (Wooldridge, 2020, s. 262-263). Ifølge Wooldridge (2020) vil ugyldighet i variansformlene medbringe:

1. Uvisshet vedrørende presisjonen til estimatene.
2. Problemer med statistisk hypotesetesting.
3. Ugyldighet i utregningene av konfidensintervallene og t-verdiene.

4. Brudd på Gauss-Markov teoremet om at OLS er beste lineære skjevhettsfrie estimator (BLUE).

3.4.4.2 Breusch-Pagan test

For å unngå konsekvensene over, vil vi bruke en Breusch-Pagan-test for å undersøke om det foreligger heteroskedastisitet. Testen har som nullhypotese at det foreligger homoskedastisitet:

$$H_0: \text{Var}(u|x_1, x_2, \dots, x_k) = \sigma^2$$

Dersom vi forutsetter at zero conditional mean holder, kan det skrives på følgende måte:

$$H_0: E(u^2|x_1, x_2, \dots, x_k) = E(u^2) = \sigma^2$$

Dette innebærer at det kvadrerte feilleddet må være ukorrelert med de uavhengige variablene for at nullhypotesen skal være sann. Det er nettopp dette vi tester for i Breusch-Pagan-testen. Dersom nullhypotesen forkastes, foreligger det ikke homoskedastisitet. Det tilsier med andre ord heteroskedastisitet (Wooldridge, 2020, s. 269-270). Vi skal nå ta i bruk denne testen.

Breusch-Pagan-test for heteroskedastisitet:

$$H_0: \text{Var}(u|x_1, x_2, \dots, x_k) = \sigma^2$$

Variabel	F (1,226)	Prob>F
Tilpassede verdier av Rp-Rf	0,01	0,9081

Testen gir en F-verdi på hele 0,9081, som er vesentlig høyere enn 0,050 som hadde indikert signifikans på 5 %-nivå. Resultatet fra testen tilsier altså at vi ikke kan forkaste nullhypotesen. Vi konkluderer derfor med at det ikke foreligger heteroskedastisitet i datasettet. Dette fjerner usikkerhet rundt presisjonen til estimatene våre, samtidig som vi vet at konfidensintervallene og t-verdiene vi benytter oss av i analysen er gyldige.



Figur 5: Residualplott.

Figur 5 illustrerer residualene mot de tilpassede verdiene av $Rp-Rf$. Dersom vi har problemer med heteroskedastisitet, vil vi kunne se at spredningen i de blå prikkene (residualene) endrer seg basert på hvor langt ut på x-aksen vi er i diagrammet. Et eksempel på heteroskedastisitet er dersom de blå prikkene ligger tett til den røde linjen på x-verdien -0,3, mens de ligger spredt langt fra den røde linjen for x-verdien 0,1. Vi ser at variansen i residualene ser ut til å være lik for alle x-verdier i diagrammet. Dette underbygger resultatene fra Breusch-Pagan testen om at vi ikke har problemer med heteroskedastisitet.

3.4.5 Forutsetning 5 - Seriekorrelasjon

En femte forutsetning for å kunne benytte OLS-modellen, er at det ikke finnes korrelasjon mellom residualene fra én periode til en annen (Wooldridge, 2020, s. 365). Det kan formuleres slik:

$$\text{Corr}(u_t, u_s) = 0, \text{ for alle } t \neq s$$

Én måte å teste for seriekorrelasjon på, er ved bruk av en Durbin-Watson-test. Denne blir brukt til å teste for førsteordens seriekorrelasjon i residualleddene i regresjonen, og kan dermed fortelle oss om forutsetning 5 er oppfylt (Wooldridge, 2020, s. 404). Durbin-Watson statistic (DW) er utledet fra residualene i OLS-modellen vi benytter:

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

Her er u_t og u_{t-1} regresjonens residualledd for henholdsvis periode t og periode $t-1$.

Vi benytter nevnte Durbin-Watson-test for å undersøke om det foreligger seriekorrelasjon i dataserien:

H_0 : $d\text{-statistic} \leq 4-d_U$ → Ingen positiv autokorrelasjon

H_{0^*} : $d\text{-statistic} \geq d_U$ → Ingen negativ autokorrelasjon

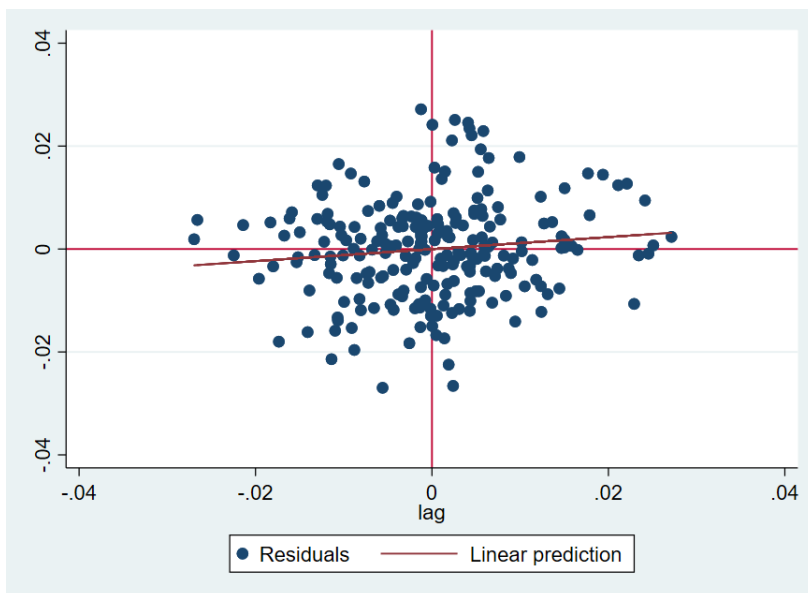
H_1 : $d\text{-statistic} \geq 4-d_L$ → Positiv autokorrelasjon

H_{1^*} : $d\text{-statistic} \leq d_L$ → Negativ autokorrelasjon

Signifikansnivå	k	n	d_U	d_L	d-statistic
0,05	6	228	1,831	1,707	1,765

Her er d-statistic regnet ut som beskrevet over, mens d_U og d_L -verdiene er hentet fra Savin og Whites distribusjonstabell (Savin & White, 1977, s. 1992).

Vi finner at hverken H_0 eller H_{0^*} kan forkastes, og konkluderer med at vi ikke har problemer med seriekorrelasjon i dataserien. En visuell fremstilling av resultatene underbygger denne konklusjonen:



Figur 6: Figuren viser residualplott med utgangspunkt i origo.

Figuren viser sammenhengen mellom residualene i henholdsvis periode t og $t-1$. Her er t gitt ved y-aksen, og $t-1$ er gitt ved x-aksen. Intuisjonen her er at dersom det foreligger korrelasjon mellom disse kan det tyde på problemer med seriekorrelasjon. Figuren viser at seriekorrelasjon i dataserien ikke ser ut til å være et problem. Ved null seriekorrelasjon i dataserien ville regresjonslinjen ligget perfekt på x-aksen, og vi ser av figuren at regresjonslinjen ikke ligger langt unna denne.

3.4.6 Forutsetning 6 – Normalfordelte residualer

Forutsetning 6 er, i likhet med forutsetning 4 og 5, ikke nødvendig for at OLS skal være fri for skjevheter (Wooldridge, 2020, s. 360). Den er heller ikke en del av Gauss-Markov-teoremet vi gikk gjennom i 3.4, men vi velger likevel å sette denne forutsetningen. Bakgrunnen for dette er at vi da kan bruke ordinære standardavvik og T- og F-verdier fra OLS-estimatene (Wooldridge, 2020, s. 344).

Vi vil i dette delkapitlet teste for normalfordeling, ved bruk av en skjevhet- og kurtosetest i Stata. Her er skjevhet et mål på grad av asymmetri i sannsynlighetsfordelingen (Wooldridge, 2020, s. 809). Visuelt sett er en sannsynlighetsfordeling symmetrisk dersom den ser lik ut på høyre og venstre side av midtpunktet. Videre er kurtose et mål på tykkelsen på halene til sannsynlighetsfordelingen og i hvilken grad denne avviker fra halene til en normalfordeling (Wooldridge, 2020, s. 803). Skjevhet- og kurtosetesten baserer seg på D'Agostino og Belangers (1990) artikkel, med justeringer fra Royston (1991c). Her testes det for normalfordeling basert på residualleddets skjevhet, før det samme gjøres basert på residualleddets kurtose. Til slutt kombineres de to testene, og gir oss en kjikvadratverdi som lar oss konkludere hvorvidt residualledene er normalfordelt i populasjonen eller ikke.

D'Agostino og Belanger (1990) finner Z-verdiene slik:

$$Z_1 = \frac{1}{\sqrt{\ln W}} \ln [Y/\alpha + ((Y/\alpha)^2 + 1)^{1/2}]$$

$$Z_2 = \frac{1}{\sqrt{2/(9A)}} \left[\left(1 - \frac{2}{9A}\right) - \left(\frac{1-2/A}{1+X\sqrt{2/(A-4)}}\right) \right]^{1/3}$$

Her er Z_1 og Z_2 z-verdiene for test av henholdsvis skjevhet og kurtose. Skjæringspunktet noteres ved α , mens Y er avhengig variabel. A representerer sammenhengen mellom kurtosens koeffisient, forventningsverdi og varians.

K^2 -verdien som brukes til den endelige kjikvadrattesten i Stata, er summen av de to ovennevnte z-verdiene:

$$K^2 = Z_1 + Z_2$$

Vi gjennomfører nå normalfordelingstesten for å sjekke at Gauss-Markovs forutsetning om normalfordelte residualledd holder. Nullhypotesen er at regresjonens residualledd er normalfordelte i populasjonen, mens alternativhypotesen er at de ikke er normalfordelte.

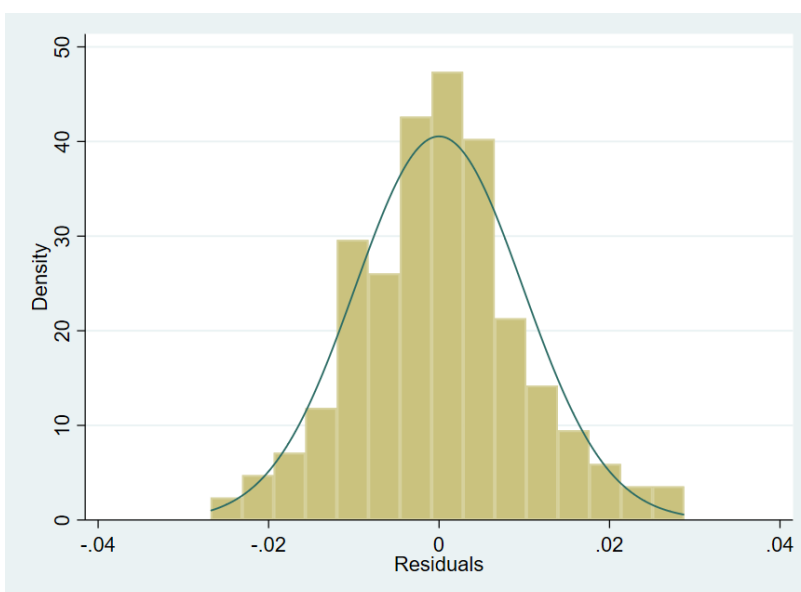
$$H_0: \sigma^2 = u \sim \text{Normal}(0, \sigma^2)$$

$$H_1: \sigma^2 \neq u \sim \text{Normal}(0, \sigma^2)$$

Skjevhet- og kurtosetest for normalitet

Variabel	Obs	Pr (skjevhet)	Pr (kurtose)	-Felles test-	
				Justert kji2(2)	Prob>kji2
Residualer	228	0,4051	0,3153	1,72	0,4237

Den felles testen for skjevhet og kurtose gir en kjikvadratverdi på 0,4237, altså en høyere verdi enn 0,050 som hadde indikert signifikans på 5 %-nivå. Dette leder til konklusjonen om at residualleddene er normalfordelte, og Gauss-Markov-forutsetningen holder. En grafisk fremstilling av resultatene underbygger denne konklusjonen, da vi ser tydelig antydning til normalfordelte residualledd:



Figur 7: Residualleddenes fordeling.

3.5 Persistensanalyse

For en personkunde er det nyttig å vite om et fonds tidligere prestasjoner skyldes flaks eller dyktighet, slik at man kan ta en informert beslutning ved valg av fond. Dersom et aksjefonds meravkastning skyldes flaks, er det vanskelig å velge morgendagens vinnerfond basert på historisk avkastning. For å undersøke om fondenes meravkastning skyldes flaks eller dyktighet, gjennomfører vi en persistensanalyse i 4.3.

Vi starter med en enkel, visuell analyse i 4.3.1 for å gi et ukomplisert bilde av hvordan gårsdagens og morgendagens avkastning henger sammen for fondene i undersøkelsen. Disse estimatene er imidlertid tentative, og gir oss ikke grunnlag for å kunne si noe med sikkerhet angående persistens. For å kunne si noe med sikkerhet, benytter vi oss av Carharts (1997) metode i punkt 4.3.2. Her analyserer vi hvorvidt det finnes persistens i de aktive aksjefondenes meravkastning. Carharts persistensanalyse kan anses som en krevende, men likevel viktig metode for å kunne si noe om det faktisk foreligger persistens i avkastningen. Metoden gir oss også mulighet til å si noe om hva persistensen kan forklares av. Dette kan for eksempel være forvalters evne til aksjeplukking, alfa, eller kjente risikofaktorer som eksempelvis størrelse eller likviditet (Carhart, 1997, s. 57).

Vi konstruerer fem Carhart-porteføljer, hvor porteføljene er konstruert basert på fjorårets avkastning. Det vil si at portefølje 1 alltid består av fjorårets vinnere, og portefølje 5 består av fjorårets tapere. Vi rebalanserer porteføljene ved hvert årsskifte. Porteføljene går over perioden 2002-2019.

Portefølje 1: Fond i første og andre desil

Portefølje 2: Fond i tredje og fjerde desil

Portefølje 3: Fond i femte og sjette desil

Portefølje 4: Fond i syvende og åttende desil

Portefølje 5: Fond i niende og tiende desil

Vi benytter deretter femfaktormodellen fra 3.3, og estimerer alfa basert på denne. Dersom det finnes persistens i avkastningen så vil denne bli forsøkt forklart av regresjonsmodellen. Persistensen som ikke kan forklares av forklaringsvariablene, attribueres til alfa. Dersom alfa er signifikant større enn null, støtter dette alternativhypotesen om at persistensen i aksjeavkastningen skyldes forvalters dyktighet, og ikke flaks.

4. Analyse og drøfting

Formålet med analysen er å utarbeide beslutningsgrunnlag for valget mellom aktive og passive fond. Basert på dette beslutningsgrunnlaget, vil vi forsøke å komme med en anbefaling til den norske personkunden. Vi starter analysen med å beregne aksjefondenes enkle differanseavkastning i 4.1. I 4.2 danner vi et mer nyansert bilde av fondenes prestasjoner gjennom å estimere aksjefondenes risikojusterte differanseavkastning, alfa, både før og etter kontrollering for kjente risikofaktorer. Videre i 4.3 undersøker vi om det foreligger persistens i en eventuell alfa. Persistensanalysen har som mål å beregne sannsynligheten for at fondene med historisk positiv alfa også leverer positiv alfa i fremtiden. På denne måten kan man vurdere hvorvidt personkunden bør gjøre individuelle fondvalg basert på alfaestimatene vi finner i 4.2 eller ikke. Vi peker på betydningen av kjøps- og salgsgebyrer i punkt 4.4.

Vi vil drøfte og delkonkludere underveis for hvert enkelt delkapittel, før vi i kapittel 5 kommer med en endelig sluttkonklusjon.

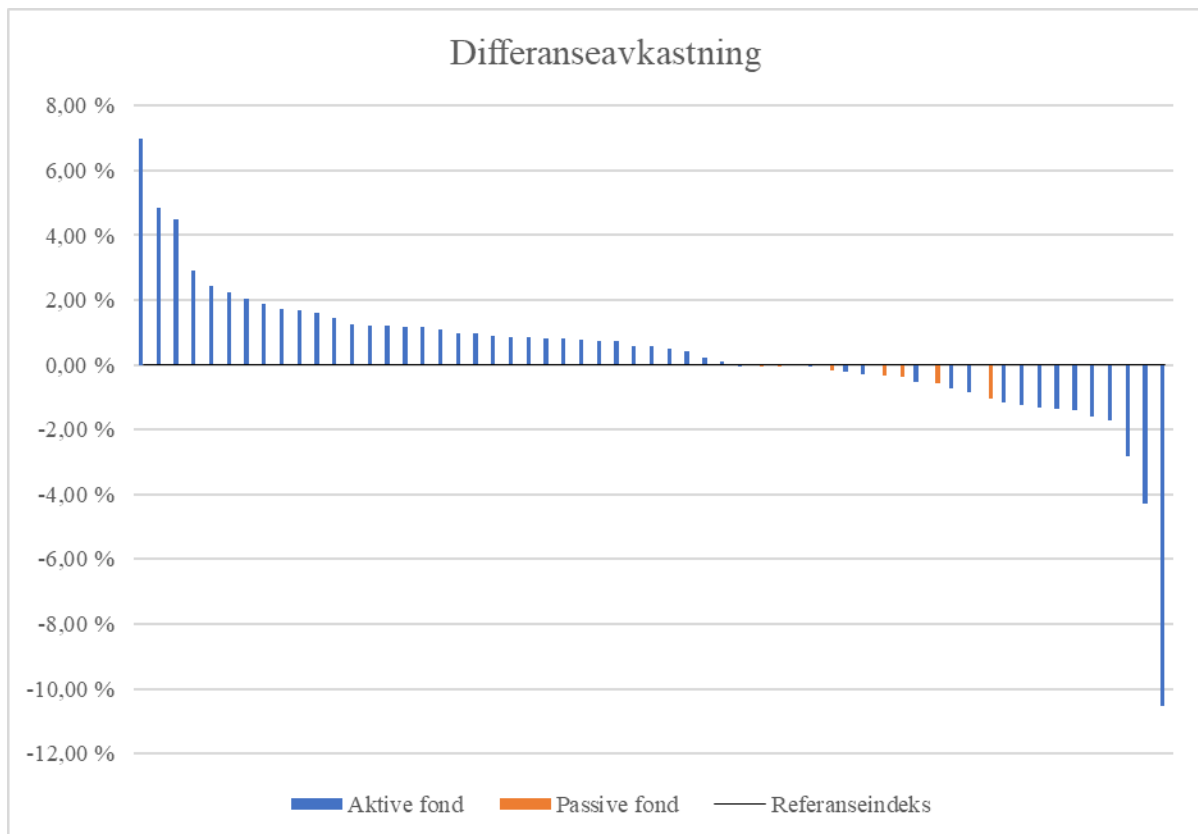
4.1 Enkel differanseavkastning

Vi vil i dette delkapittelet beregne aksjefondenes differanseavkastning over perioden 2001-2019. Disse differanseavkastningstallene er ikke risikojusterte, og fondenes faktoreksponeringer er ikke hensyntatt. Formålet med dette delkapittelet er å avdekke om enkel meravkastning gir et annerledes bilde av virkeligheten enn risikojustert differanseavkastning.

	Snitt diff.avk.	Standardavvik	Min	Max
Aktivt forvaltede fond	0,55 %	6,40 %	-10,52 %	6,97 %
Indeksfond	-0,48 %	0,43 %	-1,04 %	-0,04 %

Tabell 9: Kolonne én viser årlig gjennomsnittlig differanseavkastning for 51 Norge-fond over perioden 2001-2019. Kolonne to viser standardavvik til fondenes differanseavkastning. Snitt og standardavvik er regnet ut for alle fondene som gruppe, mens *Min* og *Max* viser avkastningen til henholdsvis dårligste og beste fond. Alle de fire kolonnene viser årlige verdier. De aktivt forvaltede fondene er tildelt OSEFX som referanseindeks, mens indeksfondene har alle blitt tildelt sine selvvalgte referanseindekser.

Ved å bruke formelen for differanseavkastning fra 2.1.2, finner vi at gjennomsnittlig differanseavkastning for Norge-fondene som gruppe er 0,55 %. Dette er sammenlignbart med Forbrukerrådets undersøkelse for samme fondskategori i perioden 1998-2017, hvor de finner at gjennomsnittlig differanseavkastning var 0,86 % (Forbrukerrådet, 2018, s. 4). Vi registrerer også at standardavviket til de aktive fondenes differanseavkastning er høyere enn for de passive fondene. Dette vitner om en høyere risiko knyttet til de aktivt forvaltede fondene som gruppe. Under følger en grafisk fremstilling av fondenes avkastningsfordeling:



Figur 8: Figuren viser årlig differanseavkastning over perioden 2001-2019 for 58 fond; 51 aktivt forvaltede og 7 indeksfond. Hver søyle utgjør ett fond. Oransje søyler markerer indeksfond, mens blå søyle markerer aktivt forvaltede fond.

Figuren viser en synlig større spredning blant de aktivt forvaltede fondenes differanseavkastning enn for indeksfondene, noe som samsvarer med standardavvikene fra tabell 9. Indeksfondene ligger alle rundt null, noe som er å forvente gitt deres mandat om å speile referanseindeksen. At aktive fond har større spredning i differanseavkastningen, finner man også støtte til flere steder i litteraturen. Grovt forenklet er dette noe av rasjonalet bak Crane & Crotty's utsagn om at ingen risikoavers investor burde velge et tilfeldig aktivt forvaltet fond over et tilfeldig indeksfond (Crane & Crotty, 2018, s. 33). Vi noterer oss også

at samtlige indeksfond ligger på nedsiden av referanseindekslinjen. Avkastningstallene er inkludert løpende kostnader, og et marginalt svakere resultat enn referanseindeksen er således å forvente.

Fond	Gjennomsnittlig differanseavkastning	Obs	Fond	Gjennomsnittlig differanseavkastning	Obs
Alfred Berg Aktiv	0,89 %	228	Globus Norge II Acc	-10,52 %	68
Alfred Berg Aktiv II	0,49 %	141	Handelsbanken Norge (A1 NOK)	0,79 %	228
Alfred Berg Gambak	2,25 %	228	Holberg Norge A	1,87 %	228
Alfred Berg Humanfond	1,17 %	228	KLP AksjeNorge	0,73 %	228
Alfred Berg Norge C	1,70 %	228	Landkreditt Norge	0,72 %	120
Alfred Berg Norge Etisk	-0,52 %	144	Landkreditt Utbytte A	4,51 %	82
C WorldWide Norge	0,84 %	228	NB Aksjefond	-1,34 %	153
Danske Invest Norge I	0,59 %	228	Nordea Avkastning	-0,04 %	228
Danske Invest Norge II	1,44 %	228	Nordea Norge Pluss	0,59 %	104
Danske Invest Norge Vekst	0,22 %	228	Nordea Norge Verdi	0,83 %	228
Delphi Norge A	1,17 %	228	Nordea SMB	-4,29 %	169
Delphi Vekst	-2,82 %	153	Nordea Vekst	-1,61 %	169
DNB Norge (Avanse I)	-0,85 %	158	ODIN Norge C	-0,29 %	228
DNB Norge (I)	0,12 %	158	Pareto Investment Fund A	1,09 %	228
DNB Norge A	-0,74 %	228	PLUSS Aksje	-0,23 %	228
DNB Norge Selektiv	-0,06 %	224	PLUSS Markedsverdi	0,84 %	228
DNB SMB A	2,91 %	225	RF Aksjefond Acc	-1,70 %	74
Eika Norge	1,67 %	195	RF Plussfond Acc	-1,37 %	52
Eika SMB	-1,22 %	153	Sbanken Framgang Sammen	-1,39 %	47
FIRST Generator S	1,20 %	111	Storebrand Norge A	0,43 %	228
FIRST Norge Verdi	0,80 %	122	Storebrand Norge Fossilfri A	2,06 %	32
FIRST Norway	1,23 %	13	Storebrand Optima Norge B	1,58 %	219
Fondsfinans Norge	2,43 %	204	Storebrand Vekst A	0,97 %	228
Formue Diversifiserte Norske Aksjer	4,84 %	103	Storebrand Verdi A	1,20 %	228
FORTE Norge	0,96 %	105	Terra Norge	-1,16 %	153
FORTE Trønder	6,97 %	83			

Tabell 10: Tabellen viser gjennomsnittlig årlig avkastning utover OSEFX for 51 Norge-fond over perioden 2001-2019. Avkastningstallene er inkludert løpende kostnader. Obs er gitt i antall måneder, og er beregnet fra månedlige observasjoner. Antall observasjoner er vist i siste kolonne.

Fond	Gj.snitt differanseavkastning	Obs
Carnegie Norge Indeks	-1,04 %	190
DIX Norway Restr NOK W	-0,38 %	56
DNB Norge Indeks A	-0,32 %	112
KLP AksjeNorge Indeks II	-0,16 %	135
Nordnet Indeksfond Norge	-0,04 %	66
PLUSS Indeks	-0,55 %	228
Storebrand Indeks - Norge A	-0,04 %	69

Tabell 11: Tabellen viser årlig gjennomsnittlig differanseavkastning for 7 indeksfond i Norge-kategorien over perioden 2001-2019. Avkastningstallene er inkludert løpende kostnader. Alle fondene er målt mot sine respektive referanseindekser ved beregning av differanseavkastning. Obs er gitt i antall måneder.

Tabell 10 og 11 gir en oversikt over gjennomsnittlig årlig differanseavkastning for alle fondene i undersøkelsen. Det tilsynelatende beste aktive fondet, *FORTE Trønder*, har levert 6,97 % årlig gjennomsnittlig meravkastning, mens det dårligste aktive fondet, *Globus Norge II Acc*, har levert 10,52 % i mindreavkastning. Blant indeksfondene har *Storebrand Indeks* prestert best, med 0,04 % i mindreavkastning. Det svakeste indeksfondet, *Carnegie Norge Indeks*, har levert 1,04 % i mindreavkastning.

4.1.1 Delkonklusjon

Analysen over har vist oss at aktivt forvaltede aksjefond har levert høyere enkel differanseavkastning enn indeksfond for Norge-kategorien over perioden 2001-2019. Dersom man kun baserer seg på enkel differanseavkastning, blir konklusjonen at den norske personkunden med fordel kan velge aktivt forvaltede fond fremfor indeksfond.

4.2 Risikojustert differanseavkastning

I forrige delkapittel konkluderte vi med at den norske personkunden bør velge aktivt forvaltede fond foran indeksfond dersom man kun baserer seg på enkel differanseavkastning. Men er det virkelig slik at enkel differanseavkastning gir et riktig bilde av aksjefonds prestasjoner? Vi vil i dette delkapittelet estimere aksjefondenes risikojusterte differanseavkastning, representert ved alfaestimatet i regresjonsmodellen. Vi starter med å benytte kapitalverdimodellen (CAPM) i 4.2.1 for å illustrere en differanseavkastning *før* vi kontrollerer for kjente risikofaktorer. I 4.2.2 benytter vi femfaktormodellen for å estimere risikojustert differanseavkastning *etter* kontrollering for kjente risikofaktorer. Vi avslutter delkapittelet med å se på forskjeller mellom CAPM og femfaktormodellen i 4.2.3, før vi gir en delkonklusjon i 4.2.4.

4.2.1 CAPM

Vi benytter kapitalverdimodellen fra 2.3, hvor konstantleddet er et mål på risikojustert differanseavkastning *før* kontrollering for kjente risikofaktorer. Alfaestimatet beregnes ut fra nullhypotesen om at alfakoeffisienten er lik 0. For markedsfaktoren $R_m - R_f$, er nullhypotesen at koeffisienten er lik 1, noe vi gjør for å få signifikante koeffisienter dersom fondets avkastning er signifikant ulik markedets.

Fond	α	Rm-Rf (OSEFX)	Obs (N)	adj. R²
AktivPortefølje (Rp-Rf)	0,007	0,985	228	0,959
Alfred Berg Aktiv	0,009	0,997	228	0,907
Alfred Berg Aktiv II	0,003	1,005	141	0,897
Alfred Berg Gambak	0,025	1,026	228	0,829
Alfred Berg Humanfond	0,012	0,978	228	0,947
Alfred Berg Norge C	0,016	1,001	228	0,965
Alfred Berg Norge Etisk	-0,006	1,028	144	0,965
C WorldWide Norge	0,007	1,005	228	0,955
Danske Invest Norge I	0,006	0,963**	228	0,949
Danske Invest Norge II	0,015	0,958**	228	0,948
Danske Invest Norge Vekst	0,007	0,906***	228	0,841
Delphi Norge A	0,013	1,036	228	0,847
Delphi Vekst	-0,020	0,973	153	0,825
DNB Norge (Avanse I)	-0,011	1,026*	158	0,976
DNB Norge (I)	-0,002	1,001	158	0,995
DNB Norge A	-0,009	1,001	228	0,982
DNB Norge Selektiv	-0,003	1,038*	224	0,950
DNB SMB A	0,033	1,022	225	0,740
Eika Norge	0,019	0,969	195	0,907
Eika SMB	-0,010	0,927*	153	0,837
FIRST Generator S	-0,005	1,338***	111	0,717
FIRST Norge Verdi	-0,002	1,098*	122	0,856
FIRST Norway	0,051	0,885	13	0,834
Fondsfinans Norge	0,028	0,992	204	0,885
Formue Diversifiserte Norske Aksjer	0,041	0,912***	103	0,939
FORTE Norge	0,013	1,011	105	0,697
FORTE Trønder	0,076*	0,771*	83	0,440
Globus Norge II Acc	-0,100	1,253**	68	0,790
Handelsbanken Norge (A1 NOK)	0,007	1,033	228	0,932
Holberg Norge A	0,023	0,906***	228	0,835
KLP AksjeNorge	0,006	1,01	228	0,954
Landkreditt Norge	0,004	0,901**	120	0,871
Landkreditt Utbytte A	0,083***	0,519***	82	0,534
NB Aksjefond	-0,011	0,968	153	0,931
Nordea Avkastning	-0,002	1,021	228	0,964
Nordea Norge Pluss	0,007	1,026	104	0,862
Nordea Norge Verdi	0,013	0,875***	228	0,883
Nordea SMB	-0,042	0,909*	169	0,752
Nordea Vekst	-0,019	1,014	169	0,952
ODIN Norge C	0,003	0,886***	228	0,815
Pareto Investment Fund A	0,010	1,038	228	0,898
PLUSS Aksje	-0,002	0,953**	228	0,949
PLUSS Markedsverdi	0,008	0,968**	228	0,966
RF Aksjefond Acc	-0,012	0,948	74	0,948

RF Plussfond Acc	-0,042	1,052	52	0,893
Sbanken Framgang Sammen	-0,004	0,967	47	0,902
Storebrand Norge A	0,003	1,022	228	0,958
Storebrand Norge Fossilfri A	0,050	0,554***	32	0,662
Storebrand Optima Norge B	0,014	1,004	219	0,946
Storebrand Vekst A	0,016	0,965	228	0,742
Storebrand Verdi A	0,013	0,949**	228	0,944
Terra Norge	-0,010	1,022	153	0,930

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Tabell 12: Tabellen viser regresjonsestimater for 51 aktivt forvaltede Norge-fond over perioden 2001-2019. Estimatenes er basert på månedlige verdier og sortert alfabetisk etter fondsnavn. Alfa er annualisert. AktivPortefølje er en portefølje basert på gjennomsnittet av alle fondene i undersøkelsen.

Av tabellen ser vi at det er to aktivt forvaltede fond som har levert signifikant risikostjustert meravkastning før kontrollering for kjente risikofaktorer. *Forte Trønder* viser signifikant positiv alfa på 5 %-nivå, mens *Landkreditt Utbytte A* har signifikant positiv alfa på 0,1 %-nivå. Verdt å merke seg, er at begge disse fondene har relativt lave forklaringsgrader, R^2 , på henholdsvis 0,44 og 0,53. Disse er begge langt fra 1, noe som kan antyde at modellen ikke er tilstrekkelig til å forklare disse fondenes differanseavkastning. Videre viser tabellen oss at 21 av 51 fond har hatt avkastning som er signifikant ulik markedets avkastning ($R_m - R_f$). Vi gir en mer detaljert drøftelse av de aktive fondenes regresjonsestimater i 4.2.2.

Fond	α	Rm-Rf (OSEFX)	Rm-Rf (OSEBX)	Rm-Rf (OBX)	Obs (N)	adj. R^2
IndeksPortefølje (Rp-Rf)	-0,002	0,996			228	0,996
Carnegie Norge Indeks	-0,010***			0,988***	190	0,999
DIX Norway Restr NOK W	0,003	0,981			56	0,976
DNB Norge Indeks A	-0,001		0,950***		112	0,975
KLP AksjeNorge Indeks II	0,003		0,914***		135	0,981
Nordnet Indeksfond Norge	0,000			0,996	66	1,000
PLUSS Indeks	-0,005*			0,980***	228	0,998
Storebrand Indeks - Norge A	-0,004		1,009		69	0,971

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Tabell 13: Tabellen viser regresjonsestimater for 7 indeksfond. IndeksPortefølje er en portefølje basert på gjennomsnittet av alle indeksfondene i undersøkelsen. Fondene er sortert alfabetisk og alfa er annualisert. Indeksfondene er matchet med sine oppgitte referanseindekser (Rm-Rf).

Blant indeksfondene finner vi to fond som har levert signifikant risikostjustert mindreakstning før kontrollering for kjente risikofaktorer. *Carnegie Norge Indeks* viser signifikant negativ alfa på 0,1 %-nivå, mens *Pluss Indeks* har signifikant negativ alfa på 5 %-

nivå. 4 av de 7 indeksfondene har hatt avkastning som er signifikant ulik referanseindeksens avkastning. Vi gir en mer detaljert drøftelse av indeksfondenes regresjonsestimater i 4.2.2.

4.2.2 Femfaktormodellen

Vi benytter nå faktormodellen fra 3.3, hvor konstantleddet, α , er et mål på risikostjustert meravkastning etter kontroll for kjente risikofaktorer. T-verdiene beregnes i utgangspunktet ut fra nullhypotesen om at koeffisientene er lik 0. Markedsfaktoren ($R_m - R_f$) har i denne modellen, som for CAPM, nullhypotese om at koeffisienten er lik 1.

Fond	α	Rm-Rf (OSEFX)	SMB	HML	UMD	LIQ	Obs (N)	adj. R ²
AktivPortefølje (Rp-Rf)	-0,003	0,949**	0,177***	-0,045**	-0,024	-0,157***	228	0,971
Alfred Berg Aktiv	-0,010	0,965	0,200***	-0,084**	0,038	-0,173***	228	0,924
Alfred Berg Aktiv II	-0,018	0,921	0,226***	-0,092*	0,028	-0,284***	141	0,917
Alfred Berg Gambak	-0,013	1,025	0,372***	-0,142***	0,075*	-0,221***	228	0,873
Alfred Berg Humanfond	0,007	0,907***	0,069*	-0,077***	0,005	-0,158***	228	0,955
Alfred Berg Norge C	0,008	0,979	0,079***	-0,046**	0,022	-0,086**	228	0,969
Alfred Berg Norge Etisk	-0,008	0,971	0,104**	-0,096***	-0,036	-0,151***	144	0,972
C WorldWide Norge	0,004	0,909***	0,026	-0,064**	0,022	-0,184***	228	0,964
Danske Invest Norge I	0,007	0,887***	0,083**	-0,008	-0,048**	-0,175***	228	0,957
Danske Invest Norge II	0,016	0,879***	0,083**	-0,007	-0,049**	-0,179***	228	0,956
Danske Invest Norge Vekst	-0,006	0,914*	0,249***	-0,047	-0,040	-0,118*	228	0,859
Delphi Norge A	-0,009	0,992	0,358***	-0,112**	-0,029	-0,268***	228	0,883
Delphi Vekst	-0,043	0,907	0,420***	-0,163**	-0,073	-0,334***	153	0,875
DNB Norge (Avanse I)	-0,010	0,936*	0,052*	-0,027	-0,048***	-0,182***	158	0,982
DNB Norge (I)	-0,005	0,982	0,029*	-0,019*	0,001	-0,050***	158	0,995
DNB Norge A	-0,011	0,977	0,055**	-0,020	-0,013	-0,069***	228	0,983
DNB Norge Selektiv	-0,002	0,967	0,079**	-0,046*	-0,044**	-0,156***	224	0,957
DNB SMB A	-0,002	1,090	0,591***	-0,091	-0,070	-0,208*	225	0,804
Eika Norge	0,011	0,979	0,274***	0,003	-0,091***	-0,184***	195	0,929
Eika SMB	-0,025	0,912	0,354***	-0,051	-0,093*	-0,215**	153	0,869
FIRST Generator S	-0,016	1,295**	0,511***	0,056	-0,084	-0,361**	111	0,763
FIRST Norge Verdi	-0,010	1,090	0,268***	0,011	-0,066	-0,197**	122	0,872
FIRST Norway	0,065	0,777	-0,097	0,027	0,073	-0,212	13	0,825
Fondsfinans Norge	0,017	0,947	0,238***	-0,037	-0,082**	-0,241***	204	0,904
Formue Diversifiserte Norske Aksjer	0,019	0,967	0,095	0,094*	0,044	0,014	103	0,945
FORTE Norge	0,007	0,891	0,231*	0,009	-0,005	-0,315**	105	0,724
FORTE Trønder	0,084*	0,616**	0,141	0,017	-0,039	-0,282*	83	0,452
Globus Norge II Acc	-0,096	1,072	0,528***	-0,189*	-0,225**	-0,371*	68	0,865
Handelsbanken Norge (A1 NOK)	-0,003	1,017	0,085*	-0,052	0,030	-0,078	228	0,935
Holberg Norge A	0,003	0,916*	0,332***	-0,060	-0,036	-0,162**	228	0,867
KLP AksjeNorge	0,003	0,982	0,097***	-0,017	-0,028	-0,099**	228	0,957

Landkreditt Norge	-0,006	0,920	0,252***	0,032	-0,060	-0,184*	120	0,884
Landkreditt Utbytte A	0,057*	0,605***	0,126	0,079	0,075*	0,028	82	0,561
NB Aksjefond	-0,017	0,912**	0,202***	-0,019	-0,086***	-0,205***	153	0,947
Nordea Avkastning	-0,004	0,982	0,104***	-0,046**	-0,037**	-0,117***	228	0,97
Nordea Norge Pluss	-0,010	1,082	0,227***	-0,010	0,002	-0,050	104	0,879
Nordea Norge Verdi	0,009	0,868***	0,212***	0,035	-0,088***	-0,124**	228	0,902
Nordea SMB	-0,075**	1,014	0,593***	-0,050	-0,053	-0,157	169	0,822
Nordea Vekst	-0,023	0,936*	0,122***	-0,054*	-0,043*	-0,200***	169	0,961
ODIN Norge C	-0,022	0,951	0,357***	0,074*	-0,024	-0,106	228	0,849
Pareto Investment Fund A	0,001	0,962	0,126**	-0,083*	0,006	-0,200***	228	0,909
PLUSS Aksje	-0,002	0,831***	0,047	-0,048*	-0,012	-0,238***	228	0,962
PLUSS Markedsverdi	0,012	0,877***	0,001	-0,032	-0,022	-0,153***	228	0,972
RF Aksjefond Acc	0,001	0,833***	0,068	-0,058	-0,044	-0,202**	74	0,96
RF Plussfond Acc	-0,016	0,897	0,227*	-0,199**	-0,064	-0,285*	52	0,922
Sbanken Framgang Sammen	-0,001	0,892	0,030	0,017	0,025	-0,114*	47	0,907
Storebrand Norge A	-0,001	0,969	0,079**	-0,040*	-0,013	-0,134***	228	0,962
Storebrand Norge Fossilfri A	0,052	0,515***	-0,082	-0,104	-0,026	-0,022	32	0,631
Storebrand Optima Norge B	0,010	0,978	0,093**	-0,028	-0,016	-0,095**	219	0,949
Storebrand Vekst A	0,016	0,912	0,226***	-0,295***	-0,107**	-0,153*	228	0,791
Storebrand Verdi A	0,004	0,990	-0,010	0,139***	0,065***	0,038	228	0,956
Terra Norge	-0,017	0,922*	0,175***	-0,101**	-0,056*	-0,261***	153	0,948

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Tabell 14: Tabellen viser regresjonsestimater for 51 aktivt forvaltede Norge-fond over perioden 2001-2019. Estimatenes er basert på månedlige verdier og sortert alfabetisk etter fondsnavn. Alfa er annualisert. AktivPortefølje er en portefølje basert på gjennomsnittet av alle fondene i undersøkelsen.

Av tabellen ser vi at det er to aktivt forvaltede fond som har levert signifikant risikojustert meravkastning etter kontroll for kjente risikofaktorer. *Forte Trønder* og *Landkreditt Utbytte A* viser begge signifikant positiv alfa på 5 %-nivå, noe som antyder at fondsforvalterne har bedrevet aksjeplukking som har vært til fordel for fondseierne. I denne oppgaven har vi i utgangspunktet ikke tatt hensyn til kjøps- og salgsgebyrer, men det er likevel verdt å nevne at det ene vinnerfondet, *Landkreditt Utbytte A*, har kjøps- og salgsgebyrer på henholdsvis 1,00 % og 0,50 %. Det betyr at alfaen som fondet er tildelt i regresjonsmodellen, avkortes før det går videre til fondseierne. *Forte Trønder* har derimot ingen kjøps- og salgsgebyrer, og alfaen, som er etter løpende kostnader, går uavkortet til fondseierne. Vi ser nærmere på konsekvensene av kjøps- og salgsgebyrer i 4.4.

Videre ser vi at begge vinnerfondene, *Forte Trønder* og *Landkreditt Utbytte A*, er blant de fondene i undersøkelsen som avviker mest fra sin referanseindeks. De har signifikante markedscoeffisienter på henholdsvis 0,616 og 0,605. Som vi så for CAPM i 4.2.1, forklares

avkastningen til begge disse fondene i relativt liten grad av de kjente risikofaktorene i femfaktormodellen. Dette reflekteres i modellens forklaringskraft, R^2 , som viser at *Forte Trønder* og *Landkreditt Utbytte A* er de to fondene i undersøkelsen med lavest R^2 . Dette kan indikere at deres positive alfa enten skyldes fordelaktig aksjeplukking eller andre utenforliggende faktorer som ikke fanges opp av femfaktormodellen.

Som nevnt forklares avkastningen til *Forte Trønder* og *Landkreditt Utbytte A* i liten grad av femfaktormodellen. Det er derfor interessant å se nærmere på deres investeringsstrategi for å undersøke om dette kan gi en viss forklaring på disse resultatene. Fra faktaarket til *Forte Trønder*, ser vi at de i hovedsak skal investere i selskaper med «historisk forankring, lokalisering, verdiskapning eller eierskap i Midt-Norge-regionen» (Forte Fondsforvaltning, 2021). Dette kan påstås å være en ganske unik strategi, sammenlignet med resten av fondsutvalget. Sånn sett kan det være en av grunnene til at fondets avkastning avviker fra referanseindeksen og de kjente risikofaktorene. Dette da med unntak av risikofaktoren *LIQ*, som er signifikant på et 5 %-nivå.

Landkreditt Utbytte A har en strategi hvor hovedmålet er å investere i utbyttegivende norske aksjer. Denne strategien er ikke nødvendigvis unik, men når vi ser på fondets største eierandeler, per 2021, avviker disse fra referanseindeksen i stor grad. Det er derfor ikke urimelig å tenke at denne strategien, til en viss grad, er med på å forklare avviket fra referanseindeksen og modellens risikofaktorer.

Som nevnt oppnår både *Forte Trønder* og *Landkreditt Utbytte A* signifikant positiv alfa. Vi kan ikke konkludere med at denne risikjusterte meravkastningen skyldes investeringsstrategi, men det er neppe utenkelig at *Forte Trønders* avkastning avhenger av prestasjonene til Midt-Norge-selskaper. Det er derfor nærliggende å tro at disse Midt-Norgeselskapene har prestert godt i denne perioden. Til slutt ser vi at *Forte Trønder* og *Landkreditt Utbytte A* har nærmest identisk levetid og tidsperiode, og at denne er forskjellig fra resten av fondsutvalget. Det kan tenkes at dette fellestrekket kan gi en forklaring på den risikjusterte meravkastningen. Vi skal derfor undersøke dette nærmere i 4.2.2.1.

Vi finner også ett fond som har levert signifikant risikjustert mindreavkastning etter kontrollering for kjente risikofaktorer. *Nordea SMB* har et signifikant negativt alfaestimat på 1 %-nivå, noe som antyder at forvalterne har bedrevet aksjeplukking som har vært til ulempe for fondseierne. Videre viser tabellen at 18 av 51 fond har hatt avkastning som er signifikant

ulik markedets avkastning. Tilsvarende var resultatet 21 av 51 ved bruk av CAPM. Vi ser altså at noe av alfaen som CAPM forklarte som markedseksponeering, faktisk skyldes faktoreksponeringer.

Hva angår risikofaktorene *SMB*, *HML*, *UMD* og *LIQ*, finner vi at samtlige har signifikante koeffisienter hos flere fond. Tabellen viser at likviditetspremie (*LIQ*) har vært med på å forklare differanseavkastningen til hele 42 av 51 fond. Størrelsespremie (*SMB*), verdipremie (*HML*) og momentumspremie (*UMD*) kan forklare noe av differanseavkastningen til henholdsvis 40, 23 og 16 fond. At størrelse og verdi er prisede faktorer i det norske markedet stemmer overens med funnene til Næs, Schjelderup og Ødegaard (2009). Utover dette finner vi dog at også momentum er en priset risikofaktor i det norske aksjemarkedet. Dette står i kontrast til Næs et al. (2009) som fant at momentum ikke er en priset risikofaktor på Oslo Børs. En forsiktig, første forklaring på dette kan være at vår undersøkelsesperiode spenner seg fra 2001-2019, mens Næs et al. (2009) benytter data for perioden 1980-2006.

En annen observasjon er at likviditetspremien *LIQ* utelukkende har bidratt negativt til fondenes differanseavkastning, mens størrelsespremien *SMB* utelukkende har bidratt positivt. Likviditetsfaktorens negative koeffisient er forsøkt forklart flere steder i internasjonal litteratur (se for eksempel Amihud (2002) og Pástor & Stambaugh (2003)). Pástor & Stambaugh (2003) finner at illikvide aksjer genererer høyere avkastning enn likvide aksjer, og argumenterer for at en investor vil kreve høyere forventet avkastning for å eie aksjer som er vanskeligere å selge ved mangel på likviditet. Deres undersøkelse er ikke gjort for Norgefond, men rasjonalet er likevel overførbart til våre funn. Man kan tenke seg at en investor ser fordelene av å lettere kunne omsette en aksje, og at det negative fortegnet for *LIQ*-koeffisienten er et resultat av dette. Investoren vil altså kreve mindre kompensasjon for å investere i likvide enn i illikvide aksjer. Det positive fortegnet ved *SMB*-faktoren kan også belyses av litteraturen. Man kan blant annet trekke linjer til Fama & French (1992) som finner en negativ korrelasjon mellom selskapsstørrelse og gjennomsnittlig avkastning (Fama & French, 1992, s. 441). Videre forklarer de at investeringer i små selskaper kompenseres med høyere forventet avkastning. Dette sammenfaller også med resultatene til Fortin & Michelson (2002). De finner i sin undersøkelse at aktive fond som investerer i små selskaper gjør det bedre enn indeks over store deler av undersøkelsesperioden (Fortin & Michelson, 2002, s. 82). Det positive fortegnet til *SMB*-faktoren vår kan altså tenkes å forklares av at investoren anser det som mer risikabelt å eie mindre selskaper, og derfor krever en større kompensasjon ved å eie små kontra store selskaper.

First Norway er det eneste fondet med differanseavkastning som ikke kan forklares av noen av forklaringsvariablene i modellen. Dette må ses i sammenheng med at fondet kun har 13 observasjoner.

For å kunne si noe om de aktive fondene som gruppe, ser vi til totalporteføljen *AktivPortefølje*. Som nevnt i 3.1.4 er denne konstruert ved et vektet månedlig gjennomsnitt av de aktive fondene i undersøkelsen. Vi ser fra tabell 14 at *AktivPortefølje* oppnår et alfaestimat (-0,003) som ikke er signifikant. Det innebærer at vi ikke kan si noe med sikkerhet angående risikostjustert differanseavkastning for de aktive fondene som gruppe.

Fond	α	Rm-Rf (OSEFX)	Rm-Rf (OSEBX)	Rm-Rf (OBX)	SMB	HML	UMD	LIQ	Obs (N)	adj. R^2
IndeksPortefølje (Rp_t-Rf)	0,001	0,994			-0,049***	-0,004	0,006	0,026**	228	0,996
Carnegie Norge Indeks	-0,010***			0,984***	-0,011**	0,003	0,004*	-0,002	190	0,999
DIX Norway Restr NOK W	0,005	0,939*			-0,008	-0,062**	-0,004	-0,051*	56	0,981
DNB Norge Indeks A	0,003		0,959*		-0,030	0,051**	-0,008	0,027	112	0,978
KLP AksjeNorge Indeks II	0,008		0,916***		-0,054**	0,037*	0,002	0,043	135	0,982
Nordnet Indeksfond Norge	-0,001			0,999	0,001	0,000	0,002	0,003	66	1,000
PLUSS Indeks	-0,003			0,978***	-0,020***	-0,012**	0,001	0,011	228	0,998
Storebrand Indeks - Norge A	-0,005		1,039		0,010	0,068***	-0,003	0,027	69	0,976

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Tabell 15: Tabellen viser regresjonsestimater for 7 Norge-indeksfond over perioden 2001-2019. Estimaten er basert på månedlige verdier og sortert alfabetisk etter fondsnavn. Alfa er annualisert. IndeksPortefølje er en portefølje basert på gjennomsnittet av alle indeksfondene i undersøkelsen. Indeksfondene er tildelt sine oppgitte referanseindekser (Rm-Rf).

Når det kommer til indeksfondene, finner vi som ventet ingen fond med signifikant positiv alfa. *Carnegie Norge Indeks* er det eneste indeksfondet med signifikant alfa, dog negativ på 0,1 %-nivå. Videre ser vi at *PLUSS Indeks*, som hadde en negativ signifikant alfa i CAPM, ikke lenger har en signifikant alfa etter at det kontrolleres for risikofaktorer.

For å kunne gi en dypere forklaring på indeksfondenes regresjonsestimater, må man se disse i lys av indeksfondenes investeringsmandat. Med mål om å speile deres respektive referanseindekser, vil man forvente at store deler av indeksfondenes avkastning er drevet av markedsfaktoren $Rm-Rf$, og at regresjonskoeffisienten til denne er i nærheten av 1. Likevel ser vi at hele 5 av de 7 fondene har hatt avkastning som er signifikant ulik deres respektive referanseindekser. Man kan tenke seg at indeksfondene alltid vil avvike noe fra referanseindeksen på grunn av kostnader, og med avkastningstall etter kostnader er dette resultatet å forvente. Man kan også se for seg at det har vært en forsinkelse fra endringene i

referanseindeksens sammensetning av aksjer har funnet sted, til fondet har fått rettet seg etter disse.

Det er også verdt å merke seg at *Nordnet Indeksfond Norge* skiller seg ut fra resten av indeksfondene. Fondet har ingen signifikante koeffisienter for modellens risikofaktorer, noe som stemmer overens med det man kan forvente ut fra et indeksfonds mandat om å speile referanseindeksen. Videre har fondet en justert R^2 lik 1 og markedscoeffisienten $R_m - R_f$ er ikke signifikant ulik 1. Dette tyder på at det følger sin referanseindeks ganske nøyaktig, altså at fondets avkastning er drevet av referanseindeksens avkastning. En mulig forklaring på dette kan være at *Nordnet Indeksfond Norge* er det eneste indeksfondet i undersøkelsen som ikke har forvaltningshonorarer. Som vi så i punkt 2.1.2, er forvaltningshonorarer en av de største bidragsyterne til avvik fra referanseindeks hos indeksfond.

Vi ser at indeksfondene som gruppe, gitt ved *IndeksPortefølje*, oppnår et alfaestimat på 0,001. I likhet med den aktive totalporteføljen er heller ikke dette alfaestimatet signifikant. Dette innebærer at vi ikke kan si noe med sikkerhet angående den risikjusterte differanseavkastningen til indeksfondene som gruppe.

4.2.2.1 Risikojustert meravkastning – Justert undersøkelsesperiode

Regresjonsestimatene i 4.2.2 viser at de to eneste fondene med positiv alfa har et par fellestrekk som de ikke deler med resten av fondsutvalget. Begge har rundt 80 observasjoner, og levetiden er fra starten av 2013 til undersøkelsesperiodens slutt, 31.12.2019. For å utelukke at dette har vært med på å påvirke alfaestimatet, gjennomfører vi den samme undersøkelsen fra 4.2.2, men nå med et par modifikasjoner. Vi setter nå undersøkelsesperioden til å være 2013-2019, og inkluderer alle fond som har levetid i hele denne perioden. Dette gir alle fondene samme forutsetninger som de to vinnerne fra 4.2.2, hva angår tidsperiode og levetid.

Fond	α	Rm-Rf (OSEFX)	SMB	HML	UMD	LIQ	Obs (N)	adj. R^2
Aktiv portefølje (Rp-Rf)	0,007	0,913*	0,157***	-0,012	0,027	-0,088*	83	0,914
Alfred Berg Aktiv	0,021	0,853*	0,147*	-0,005	0,073*	-0,114	83	0,813
Alfred Berg Gambak	0,035	0,810*	0,215*	-0,023	0,138**	-0,152	83	0,651
Alfred Berg Humanfond	0,011	0,856**	0,079	-0,023	0,064**	-0,084	83	0,891
Alfred Berg Norge C	0,015	0,859**	0,076	-0,017	0,052*	-0,076	83	0,898
C WorldWide Norge	-0,008	0,899*	0,041	-0,079*	0,056*	-0,144**	83	0,892
Danske Invest Norge I	-0,004	0,868*	0,053	0,002	0,004	-0,082	83	0,899
Danske Invest Norge II	0,003	0,865**	0,054	0,002	0,005	-0,084	83	0,900

Danske Invest Norge Vekst	0,024	1,067	0,219**	-0,009	-0,015	0,002	83	0,748
Delphi Norge A	-0,008	0,989	0,241**	-0,025	0,131**	-0,099	83	0,713
DNB Norge A	-0,020	0,950	0,140**	-0,028	-0,053	-0,139**	83	0,889
DNB SMB A	0,023	1,019	0,341*	-0,074	-0,045	-0,044	83	0,492
Eika Norge	-0,022	0,964	0,194***	0,000	0,029	-0,080	83	0,845
FIRST Generator S	-0,048	1,409**	0,552***	0,096	-0,066	-0,340*	83	0,702
Fondsfinans Norge	-0,007	1,065	0,297***	0,068	-0,026	-0,150	83	0,749
FORTE Norge	0,040	0,754*	0,260*	0,022	-0,003	-0,364***	83	0,628
FORTE Trønder	0,084*	0,616**	0,141	0,017	-0,039	-0,282*	83	0,452
Handelsbanken Norge (A1 NOK)	0,018	0,907	0,038	-0,027	0,141***	-0,043	83	0,759
Holberg Norge A	0,008	0,977	0,298***	-0,016	0,049	0,037	83	0,679
KLP AksjeNorge	-0,008	1,022	0,105*	-0,010	0,013	-0,073	83	0,911
Landkreditt Utbytte A	0,057*	0,605***	0,126	0,079	0,075*	0,028	82	0,561
Nordea Avkastning	-0,003	1,039	0,170***	-0,034	0,021	-0,040	83	0,895
Nordea Norge Pluss	-0,005	1,046	0,227***	-0,016	0,014	-0,030	83	0,842
Nordea Norge Verdi	0,005	0,878	0,260***	0,099	0,016	-0,041	83	0,727
ODIN Norge C	0,017	0,779***	0,076	-0,075	-0,029	-0,048	83	0,797
Pareto Investment Fund A	-0,002	0,935	0,246*	-0,056	0,108	-0,162	83	0,633
PLUSS Aksje	-0,006	0,818***	0,015	-0,105**	0,044	-0,140**	83	0,877
PLUSS Markedsverdi	0,000	0,870**	0,016	-0,069*	0,026	-0,100**	83	0,926
Storebrand Norge A	0,010	0,860*	0,047	-0,026	0,063	-0,048	83	0,798
Storebrand Vekst A	0,034	0,942	0,119	-0,175	0,091	0,183	83	0,347
Storebrand Verdi A	0,010	0,884**	0,080*	0,145***	-0,034	-0,048	83	0,907

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

Tabell 16: Tabellen viser regresjonsestimater for 30 aktivt forvaltede fond over perioden feb. 2013-des. 2019. Estimaten er basert på månedlige tall. Alfa er annualisert.

Tabell 16 viser at det fortsatt kun er *Forte Trønder* og *Landkreditt Utbytte A* som har signifikant positiv alfa på 5 %-nivå. Endring av undersøkelsesperioden gir altså samme konklusjon som i 4.2.2, og vi finner ingen støtte til påstanden om at undersøkelsesperioden har hatt signifikant innvirkning på alfaestimatet. Det virker altså å være tilfeldig at de to eneste fondene med positiv alfa, har samme levetid.

4.2.2.2 Sammenligning av aktive og passive fond med henblikk på alfa

I dette delkapittelet skal vi bruke alfaestimatene fra femfaktormodellen for å undersøke om det foreligger ulikheter mellom aktive og passive fond. Dette med mål om å svare på forskningsspørsmål 2, om aktivt forvaltede fond leverer høyere risikojustert meravkastning enn indeksfond. Vi ser her bort ifra signifikansnivå. Det innebærer at alle alfaestimatene er vektet likt i de følgende utregningene og testene. Vi vil derfor påpeke at det ikke kan legges for mye vekt på resultatene i denne delen av analysen. Det bør samtidig nevnes at det kun er 4 av de 58 alfaestimatene som har et tilstrekkelig signifikansnivå, så utelatelse av signifikansnivå bør ikke nødvendigvis medføre altfor store skjevheter.

For å undersøke om det foreligger signifikante forskjeller i alfaestimaterne mellom aktive og passive fond, har vi laget to nye variabler kalt α_{Aktiv} og α_{Indeks} . Variabelen α_{Aktiv} består av annualiserte alfaestimater for aktive fond, og variabelen α_{Indeks} består av annualiserte alfaestimater for indeksfond.

Variabel	Gj.snitt	St.feil	St.avvik	Obs (N)
α_{Aktiv}	-0,0014	0,004	0,028	51
α_{Indeks}	-0,0005	0,002	0,006	7
Diff	-0,0008			

Tabell 17: Tabellen viser gjennomsnittlig annualisert alfa for undersøkelsens aktive og passive fond. Det er brukt alfaestimater for hvert enkelt fond i undersøkelsens tidsperiode. Det er ikke tatt hensyn til alfaestimatenes signifikansnivå. Alfaestimaterne til totalporteføljene, *Aktiv portefølje* ($R_p - R_f$) og *IndeksPortefølje* ($R_p - R_f$), er ekskludert.

Tabell 17 viser at indeksfond har en høyere gjennomsnittlig alfa og et lavere standardavvik enn aktive fond. Tabellen viser samtidig at både aktive og passive fond har en negativ gjennomsnittlig alfa. Dette sammenfaller med teorien fra Sharpe (1991), om at både aktiv og passiv forvaltning må være spill med negativ sum, ettersom de medfører kostnader. Videre er det også forventet at aktive fond er mer negative enn passive fond, på grunn av høyere kostnader. Dette er noe som også sammenfaller med alfaestimaterne fra femfaktormodellen. Sharpes (1991) teori om nullsumspill er dog avhengig av at alle markedsaktørene medregnes, noe som ikke er tilfellet i denne undersøkelsen. Fondskapitalen i denne undersøkelsen utgjør kun en liten del av all kapital på Oslo Børs. Det betyr at disse resultatene ikke kan si noe med sikkerhet angående hvorvidt det foreligger et spill med negativ sum eller ikke. Fondene i undersøkelsen kan i beste fall anses som et representativt utvalg av den totale populasjonen.

Videre ønsker vi å teste tallene fra tabell 17 mot hverandre, for å undersøke eventuelle ulikheter i alfa mellom aktive og passive fond. Her noterer vi oss at det er en stor forskjell i antall fond, med 7 indeksfond mot 51 aktive fond. Vi anerkjenner at denne forskjellen i antall observasjoner reduserer muligheten for statistisk signifikante resultater når vi nå skal teste disse mot hverandre.

Vi utfører en T-test i Stata med følgende hypoteser:

$$H_0: \alpha_{\text{Aktiv}} = \alpha_{\text{Indeks}}$$

$$H_1: \alpha_{\text{Aktiv}} \neq \alpha_{\text{Indeks}}$$

Nullhypotesen er altså at det ikke foreligger signifikant forskjell i alfa mellom de to modellene. Vi får følgende resultat:

T-test	t-verdi	p-verdi	Frihetsgrader
$H_0: \alpha_{\text{Aktiv}} = \alpha_{\text{Indeks}}$	-0,0628	0,950	56

Gitt t-verdien og p-verdien fra T-testen kan vi ikke forkaste nullhypotesen. Dette tilsier at det ikke foreligger signifikante forskjeller i alfaestimaterne mellom undersøkelsens aktive og passive fond.

4.2.3 Ulikheter mellom CAPM og femfaktormodellen

For å illustrere hvordan valg av regresjonsmodell kan påvirke alfaestimaterne, har vi estimert gjennomsnittlige alfaverdier for henholdsvis kapitalverdimodellen og femfaktormodellen. Vi har sett bort fra signifikansnivået til de ulike alfaestimaterne. Disse tabellene vil følgelig kun vise forskjell i gjennomsnittlig alfa mellom de to modellene, uavhengig av tilhørende signifikansnivå.

Aktive fond	Gj.snitt	St.feil	St.avvik	Obs (N)
α_{CAPM}	0,006	0,004	0,027	51
$\alpha_{\text{Femfaktor}}$	-0,001	0,004	0,028	51
Diff	0,007			

Tabell 18: Tabellen viser gjennomsnittlig annualisert alfa for undersøkelsens aktive fond. Alfaestimateret til totalporteføljen, *Aktiv portefølje (Rp-Rf)*, er ekskludert.

Indeksfond	Gj.snitt	St.feil	St.avvik	Obs (N)
α_{CAPM}	-0,0021	0,002	0,005	7
$\alpha_{\text{Femfaktor}}$	-0,0005	0,002	0,006	7
Diff	-0,0016			

Tabell 19: Tabellen viser gjennomsnittlig annualisert alfa for undersøkelsens indeksfond. Alfaestimateret til totalporteføljen, *IndeksPortefølje (Rp-Rf)*, er ekskludert.

Som nevnt er disse gjennomsnittlige alfaene ubehandlede estimer, og tar ikke hensyn til antall observasjoner eller signifikansnivå til de enkelte fondene. Dermed kan det ikke legges

for stor vekt på disse tallene. Det er likevel interessant å se forskjellen på de to gjennomsnittsalfaene, som antyder at valg av modell har noe å si for resultatet av prestasjonsvurderingen. Dersom dette faktisk er tilfellet, kan personkunden med fordel merke seg hvilken modell og metode som er benyttet for å vurdere fondenes prestasjoner før de eventuelt benytter det som beslutningsgrunnlag.

For å undersøke om det foreligger signifikant forskjell i alfaestimer mellom CAPM og femfaktormodellen for aktive fond, har vi laget to nye variabler kalt α_{CAPM} og $\alpha_{Femfaktor}$. Variabelen α_{CAPM} består av annualiserte alfaestimer fra CAPM, mens variabelen $\alpha_{Femfaktor}$ består av annualiserte alfaestimer fra femfaktormodellen.

Vi utfører en T-test i Stata med følgende hypoteser:

$$H_0: \alpha_{CAPM} = \alpha_{Femfaktor}$$

$$H_1: \alpha_{CAPM} \neq \alpha_{Femfaktor}$$

Nullhypotesen er altså at det ikke foreligger signifikant forskjell i alfa mellom de to modellene. Vi får følgende resultat:

T-test	t-verdi	p-verdi	Frihetsgrader
$H_0: \alpha_{CAPM} = \alpha_{Femfaktor}$	1,425	0,157	100

Gitt t-verdien og p-verdien fra T-testen, kan vi ikke forkaste nullhypotesen. Dette tilsier at det ikke foreligger signifikante forskjeller i alfaestimatene mellom de to modellene for undersøkelsens aktive fond.

For å undersøke om det foreligger signifikant forskjell i alfaestimer mellom CAPM og femfaktormodellen for indeksfond, utfører vi igjen en T-test i Stata med samme hypoteser:

$$H_0: \alpha_{CAPM} = \alpha_{Femfaktor}$$

$$H_1: \alpha_{CAPM} \neq \alpha_{Femfaktor}$$

Nullhypotesen er også her at det ikke foreligger signifikant forskjell i alfa mellom de to modellene. Vi får følgende resultat:

T-test	t-verdi	p-verdi	Frihetsgrader
$H_0: \alpha_{CAPM} = \alpha_{Femfaktor}$	-0,054	0,599	12

Resultatene fra testen tilsier her, som for de aktive fondene, at vi ikke kan forkaste nullhypotesen. Vi konkluderer derfor med at det ikke foreligger signifikante forskjeller i alfa mellom de to modellene for undersøkelsens indeksfond.

4.2.4 Delkonklusjon

Før vi konkluderer for dette delkapittelet, er det naturlig å adressere en problemstilling knyttet til den praktiske relevansen av faktorjustering ved analyse av fondenes prestasjoner. Ved å benytte faktormodeller, setter vi implisitt en forutsetning om at disse faktorene kan replikeres av en passiv investeringsstrategi (se for eksempel Ang et al. (2009) og Cremers et al. (2013)). Man kan argumentere for at informasjon om fonds faktoreksponeringer ikke er av praktisk nytte for en personkunde dersom personkunden uansett ikke vil kunne oppnå denne eksponeringen på egen hånd. Her er dog realiteten at personkunden kan oppnå faktoreksponeringer ved å investere i eksempelvis et faktorfond. Det finnes flere ulike faktorfond for fondskategorien Norge-fond, som gjør denne faktoreksponeringen tilgjengelig for personkunden. Denne problemstillingen er høyst aktuell når vi ser at resultatene endrer seg dersom man benytter enkel differanseavkastning i stedet for risikojustert differanseavkastning. I 4.1 så vi at de aktivt forvaltede fondene som gruppe hadde prestert bedre enn indeksfondene, mens denne forskjellen tilnærmet forsvant etter at vi justerte for risikofaktorer i 4.2. Disse funnene illustrerer viktigheten av at personkunden forstår hvilke tall som blir lagt til grunn når fondets historiske prestasjoner blir presentert. I verste fall kan man få håndplukket det prestasjonsmålet som setter fondet i best lys. Personkunden kan med fordel utvise skepsis dersom fondets historikk utelukkende presenteres i form av enkel differanseavkastning. Vi begrunner dette med resultatene fra femfaktormodellen i 4.2.2, hvor vi finner at differanseavkastning i høy grad kan forklares av kjente risikofaktorer. Dermed vil et mer rettfærdig prestasjonsmål for en fondsforvalters dyktighet være fondets risikojusterte differanseavkastning etter kontroll for kjente risikofaktorer.

Når det kommer til forskningsspørsmålet om aktivt forvaltede fond leverer høyere risikojustert differanseavkastning enn indeksfond, viser analysen at 2 av 51 aktivt forvaltede fond har levert signifikant risikojustert meravkastning før kontroll for faktoreksponeringer. Etter kontroll for faktoreksponeringer, finner vi i tillegg ett fond med signifikant mindreavkastning. For indeksfondene finner vi risikojustert mindreavkastning hos 2 av 7 indeksfond. Etter kontroll for faktoreksponeringer, endrer dette seg til kun å gjelde 1 av 7 indeksfond. Når vi sammenligner alfaene for de aktivt forvaltede fondene og indeksfondene,

finner vi at indeksfondene har en høyere gjennomsnittsalfa. Dette alfaestimatet er dog ikke signifikant, og vi kan dermed ikke si med sikkerhet at indeksfondene har levert høyere risikojustert differanseavkastning. På samme måte kan vi trekke konklusjonen at aktivt forvaltede aksjefond ikke har levert signifikant høyere alfa enn indeksfondene. Basert på faktorjustert meravkastning, vil den norske personkunden altså være indifferent mellom å velge aktivt forvaltede fond og indeksfond. Videre vil personkunden kunne legge andre forhold til grunn, som eksempelvis kjøps- og salgsgebyrer. I 4.4, tabell 24, skal vi se at aktivt forvaltede fond i gjennomsnitt har høyere kjøps- og salgsgebyrer enn indeksfond. Alt annet like, vil dette vekte i favør indeksfond. Et annet moment som personkunden vil kunne vektlegge, er forskjellen i risiko mellom aktive fond og indeksfond som grupper. Vi så i 4.1 at aktive fond har større spredning i alfaestimatene. Gitt lik forventet alfa, bør en risikoavers personkunde dermed velge indeksfond, som har lavere spredning i meravkastningen. Dette resultatet er i tråd med funnene til Crane og Crottey (2018), som argumenterer for at ingen risikoavers investor bør velge et tilfeldig aktivt forvaltet fond over et tilfeldig indeksfond.

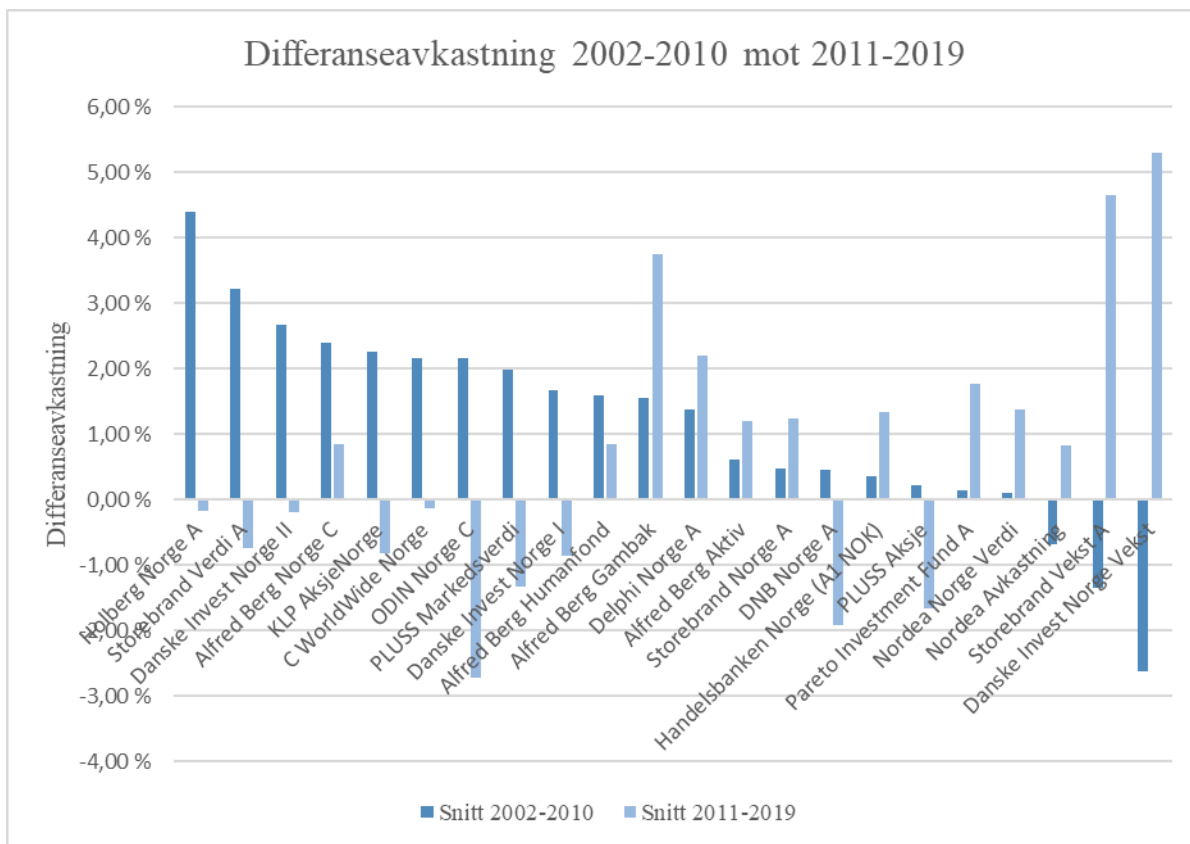
4.3 Flaks eller dyktighet

Hittil i analysen har vi undersøkt om aktive og passive fond har oppnådd enkel og risikojustert differanseavkastning både før og etter kontroll for kjente risikofaktorer. Dette har gitt en oversikt over historiske resultater, men for at disse resultatene skal være av verdi for den norske personkunden i en beslutningssituasjon, må vi også se på om resultatene skyldes flaks eller dyktighet. Er det virkelig slik at fondene med de beste historiske prestasjonene også vil prestere best i fremtiden? For å kunne svare på dette vil vi undersøke om det finnes persistens i fondenes differanseavkastning. En persistensanalyse vil kunne gi en indikasjon på om resultatene skyldes flaks eller dyktighet. Vi utfører en enkel, illustrativ persistensanalyse i 4.3.1, etterfulgt av en mer omfattende persistensanalyse i 4.3.2.

4.3.1 Enkel persistensanalyse

En enkel persistensanalyse gir oss ikke grunnlag for å kunne si noe med sikkerhet angående persistens. I tillegg er analysen avhengig av at fondene har levetid i hele undersøkelsesperioden, noe som betyr at flere av undersøkelsens aksjefond må utelates. Likevel kan det være illustrativt og gjøre det enklere for personkunden å forstå hva persistens i differanseavkastningen faktisk betyr. Søylediagrammet under er laget for å

illustreere en eventuell persistens i differanseavkastningen til Norge-fondene i perioden 2002-2019.



Figur 9: Mørkeblå søyle viser et fonds differanseavkastning i foregående periode, mens lyseblå søyle viser det samme for påfølgende periode. Fondene er sortert etter avkastningen i den første perioden, vist ved mørkeblå søyle. Det vil si at fondet som har prestert best i den foregående perioden er helt til venstre i figuren. Mørkeblå søyle markerer perioden 2002-2010, og lyseblå søyle markerer perioden 2011-2019. Figuren inneholder kun fond som har avkastning over hele perioden.

Diagrammet viser at det er lite tegn til persistens i differanseavkastningen. Dette da de lyseblå søylene, som representerer påfølgende periode, ser ut til å være tilfeldig fordelt. Ved persistens, vil man kunne forvente at de lyseblå søylene har en positiv, systematisk sammenheng med de mørkeblå. Med andre ord, de lyseblå søylene ville ha vært identiske med de mørkeblå ved perfekt persistens.

	2012-2015	2002-2010
2016-2019	-0,52	
2011-2019		-0,59

Tabell 20. Avkastningskorrelasjoner for to fireårsperioder og to niårsperioder. Tabellen inkluderer kun fond med avkastningshistorikk som går over hele periodene.

En enkel korrelasjonsmatrise forteller oss at det heller ikke ser ut til å være persistens i differanseavkastningen til fondene som gruppe. Matrisen viser heller en tilsynelatende negativ sammenheng med foregående periodes differanseavkastning.

4.3.2 Carharts persistensanalyse

Vi benytter nå Carharts (1997) metode for å undersøke om det finnes persistens i avkastningen til aksjefondene, og om en eventuell persistens skyldes flaks eller dyktighet. Det som skiller denne analysen fra analysen over, er at Carharts analyse gir oss statistisk grunnlag for å kunne si noe med sikkerhet angående persistens. I regresjonsmodellen under attribueres dyktighet til alfa. Det som ikke kan forklares av dyktighet, blir attribuert beta, altså koeffisientene til de respektive forklaringsvariablene i modellen.

Under følger en tabell med deskriptiv statistikk for Carhart-porteføljene. Som beskrevet i punkt 3.5, er porteføljene konstruert etter foregående tolv måneders avkastning, med portefølje 1 bestående av fjorårets vinnere, og portefølje 5 bestående av fjorårets tapere. Ved persistens i avkastningen, vil man derfor kunne forvente at avkastningen til portefølje 1 er høyere enn avkastningen til portefølje 2, som igjen er høyere enn avkastningen til portefølje 3. Forventningen er altså som følger:

$$E[r_1] > E[r_2] > E[r_3] > E[r_4] > E[r_5]$$

Fond	Avkastning	Standardavvik	Obs
Portefølje 1	12,34 %	20,73 %	216
Portefølje 2	10,46 %	21,22 %	216
Portefølje 3	9,93 %	20,72 %	216
Portefølje 4	11,00 %	20,63 %	216
Portefølje 5	10,10 %	20,39 %	216

Tabell 21: Tabellen viser avkastning, standardavvik og antall observasjoner for Carhart-porteføljene i perioden 2002-2019. Avkastning og standardavvik er annualisert, mens beregningene er gjort med månedlige tall.

Tabell 21 taler mot forventningen over, da

$$r_1 > r_4 > r_2 > r_5 > r_3$$

Det later altså ikke til å være noen perfekt sammenheng mellom avkastning og rekkefølge på Carhart-porteføljene.

Videre gjennomfører vi en hypotesetest med nullhypotese om at eventuell persistens i avkastningen kan forklares i sin helhet av kjente risikofaktorer. Med andre ord, nullhypotesen er at alfa er lik null. De kjente risikofaktorene er representert ved $Rm-Rf$, SMB , HML , UMD og LIQ . Alternativhypotesen er at persistensen i aksjeavkastningen skyldes forvalters dyktighet, altså at alfa er signifikant større enn null.

$$H_0: \alpha_{pi} = 0$$

$$H_1: \alpha_{pi} > 0$$

Fond	α	Rm-Rf (OSEFX)	SMB	HML	UMD	LIQ	adj. R ²
Portefølje 1	0,002	0,956	0,275***	-0,068*	-0,019	-0,161***	0,925
Portefølje 2	0,002	0,955**	0,133***	-0,052**	-0,043**	-0,167***	0,967
Portefølje 3	-0,008	0,969	0,137***	-0,054**	-0,010	-0,136***	0,97
Portefølje 4	0,006	0,930***	0,178***	-0,037	-0,046**	-0,183***	0,965
Portefølje 5	-0,006	0,968	0,167***	-0,057**	-0,016	-0,136***	0,962

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

Tabell 22: Tabellen viser estimater for fem Carhart-porteføljer, konstruert som beskrevet i punkt 3.5. Estimaten er basert på månedlige tall. Alfa er annualisert.

Tabell 22 viser oss at ingen av alfaestimatene (α_{pi}) er signifikant ulike null, og vi kan dermed ikke forkaste nullhypotesen. Vi finner støtte til hypotesen om at persistens i aksjeavkastningen kan forklares av kjente risikofaktorer, og ikke forvalters dyktighet. Den eventuelle differanseavkastningen som følger av å velge gårsdagens vinnere, oversatt til Carhart-portefølje 1, kan i vårt tilfelle forklares av størrelsespremien SMB , verdifaktoren HML og likviditetspremien LIQ . Alfa er tilnærmet lik null, og vi konkluderer med at differanseavkastningen ikke skyldes forvalters dyktighet. Det later altså ikke til å være noen sammenheng mellom foregående og påfølgende års avkastning for Norge-fondene. Dette er i tråd med Carharts (1997) funn for det totale internasjonale fondsmarkedet, og Sørensens (2010) funn for det norske fondsmarkedet.

Samtidig registrerer vi at både størrelsesfaktoren SMB og likviditetsfaktoren LIQ har signifikante koeffisienter på 1 %-nivå for samtlige porteføljer. Med henholdsvis positive og negative fortegn, forteller dette oss at størrelsespremien har bidratt positivt til porteføljenes avkastning i perioden, mens likviditetspremien har bidratt negativt. Dette er i samsvar med resultatene fra 4.2.2, hvor vi fant tilsvarende koeffisienter.

4.3.3 Delkonklusjon

Den enkle persistensanalysen antyder fravær av persistens i aksjefondenes prestasjoner. Vi får det samme resultatet i den mer omfattende persistensanalysen i 4.3.2. Vinnerfondenes meravkastning kan ikke forklares av dyktighet, og vi finner ingen sammenheng mellom historisk og fremtidig avkastning for Norge-fondene. Vi konkluderer med at personkunden ikke bør legge til grunn historisk differanseavkastning hvis den skal velge individuelle fond å investere i.

4.4 Kjøps- og salgsgebyrer

I undersøkelsene over har vi ikke tatt hensyn til kjøps- og salgsgebyrer. I dette delkapitlet skal vi undersøke eventuelle implikasjoner knyttet til utelatelse av kjøps- og salgsgebyrer.

Vi har funnet at 26 av 43 fond har kjøps- og/eller salgsgebyrer. Den eventuelle meravkastningen vi finner hos fond, går dermed ikke nødvendigvis uavkortet til den norske personkunden. Sann sett kan det være av betydning at vi ikke tar hensyn til kjøps- og salgsgebyrer i regresjonsmodellene våre. Å ikke hensynta kjøps- og salgsgebyrer kan altså være med på å påvirke konklusjonen rundt hvilke fond personkunden bør velge. Grunnen til at vi likevel har valgt å ikke ta hensyn til kjøps- og salgsgebyr, er at det er vanskelig å hensynta dette på en god måte. Ulike fondseiere kan ha individuelle tidshorisonter for eierskap av fondet, og følgelig kan kjøps- og salgsgebyrer realiseres på ulike tidspunkter. I eksempelet under skal vi se at en fondseier som selger fondet sitt etter ett år, vil ha kjøps- og salgsgebyr som står for en vesentlig større andel av avkastningen enn for en fondseier som selger fondet sitt etter 20 år.

Vi illustrerer betydningen av kjøps- og salgsgebyrer gjennom et tenkt eksempel. I dette eksempelet kan personkunden investere i enten indeksfond eller aktive fond. Indeksfond har kjøps- og salgsgebyr på 0,13 %, mens aktive fond har kjøps- og salgsgebyr på henholdsvis 0,66 % og 0,24 %. Disse gebyrene er gjennomsnitt for fondene i undersøkelsen, som presentert i tabell 24 (neste side). I eksempelet legges det også til grunn en årlig avkastning på 6 % og et engangsinnskudd på kr 100 000. Vi ser her bort ifra forvaltningsgebyr, ettersom vi kun ønsker å måle betydningen av kjøps- og salgsgebyr.

Investeringsbeløp	100 000			
Forventet avkastning	6 %			
	Indeksfond	Aktive fond		
Kjøpsgebyr	0,13 %	0,66 %		
Salgsgebyr	0,13 %	0,24 %		
	År			
Indeksfond	1	5	10	20
Forventet sluttverdi	105 725	133 475	178 619	319 880
Årlig avkastning	5,72 %	5,94 %	5,97 %	5,99 %
Gebyr i prosent av avkastning	4,59 %	0,92 %	0,46 %	0,23 %
	År			
Aktive fond	1	5	10	20
Forventet sluttverdi	105 048	132 620	177 476	317 832
Årlig avkastning	5,05 %	5,81 %	5,90 %	5,95 %
Gebyr i prosent av avkastning	15,87 %	3,19 %	1,59 %	0,80 %
	År			
Differanse	1	5	10	20
Sluttverdi	677	855	1 144	2 048
Årlig avkastning	0,68 %	0,14 %	0,07 %	0,03 %

Tabell 23: Tabellen viser forventet sluttverdi, årlig avkastning og gebyr i prosent av avkastning for indekssfond og aktive fond. Løpende kostnader er ikke inkludert.

Eksempelet viser at personkunden, med en sparehorisont på ett år, vil betale et gebyr tilsvarende hele 15,87 % av avkastningen dersom den investerer i et aktivt fond, mens den kun betaler 4,59 % ved investering i indekssfond. Videre ser vi at denne forskjellen er avtakende ved økende investeringshorisont. Dette illustrerer at kjøps- og salgsgebyrer kan være av betydning for en personkundes valg mellom indekssfond og aktive fond. Dersom personkunden har en kortere investeringshorisont, er betydningen vesentlig. Dersom personkunden har en lengre investeringshorisont, er betydningen mindre vesentlig.

Kjøps- og salgsgebyrer			
	Indeksfond (I)	Aktive fond (A)	Differanse (I-A)
Kjøpsgebyr	0,13 %	0,66 %	-0,53 %
Salgsgebyr	0,13 %	0,24 %	-0,11 %

Tabell 24: Tabellen viser gjennomsnittlige kjøps- og salgsgebyrer for fondene i undersøkelsen. Oversikten gjelder for 43 fond, hvorav 6 er indekssfond og 37 er aktivt forvaltede fond.

Tabell 24 viser oss at undersøkelsens aktive fond i snitt har henholdsvis 0,53 og 0,11 prosentpoeng høyere kjøps- og salgsgebyrer enn indeksfondene. En annen bemerkning er at kjøpsgebyrene virker å være større enn salgsgebyrene hos de aktive fondene. En intuitiv forklaring på dette kan ligge i pengenes tidsverdi. Før man tar hensyn til pengenes tidsverdi, får man lik sluttverdi uansett om man har 0,66 i kjøpsgebyr og 0,24 i salgsgebyr, eller motsatt, 0,24 i kjøpsgebyr og 0,66 i salgsgebyr. Det er nærliggende å tenke seg at fondstilbyderne priser tidsverdien av penger til mer enn null. I så tilfelle det være av høyere verdi for dem å få pengene ved tegning enn ved innløsning, noe som kan forklare at kjøpsgebyrene er høyere enn salgsgebyrene.

5. Avslutning

5.1 Konklusjon

Innledningsvis i oppgaven så vi at 81 % av forvaltningskapitalen til norske personkunder er plassert i aktivt forvaltede fond, mens kun 19 % er plassert i indeksfond. Vi valgte derfor å ta stilling til om den norske personkunden bør plassere sine penger i aktivt forvaltede Norgefond, eller heller investere dem i indeksfond som har en lavere gjennomsnittskostnad. For å konkretisere problemstillingen, har vi gjennom analysen forsøkt å svare på tre forskningsspørsmål.

5.1.1 Forskningsspørsmål 1

Leverer aktivt forvaltede fond risikjustert meravkastning?

I punkt 4.1 så vi at aktive fond som gruppe oppnår høyere differanseavkastning enn indeksfond, målt i enkel differanseavkastning. Vi noterte oss også at de fleste indeksfondene ligger rundt 0 % i differanseavkastning, mens det er stor spredning blant aktive fond.

Videre så vi på risikjustert differanseavkastning, alfa, i punkt 4.2. Dette fordi vi ønsket å undersøke om eventuell meravkastning skyldes fondsforvalterens evne til aksjeplukking, eller markedseksposering. I kapitalverdimodellen (CAPM) så vi at det kun var 2 av 51 aktive fond som leverte signifikante alfaestimer. Disse to fondene, *Forte Trønder* og *Landkreditt Utbytte A*, oppnådde begge signifikant positiv alfa, noe som tilsier at de har bedrevet aksjeplukking til fordel for fondseierne. Når det gjelder indeksfond, kom vi frem til at det var 2 av 7 som leverte signifikant negativ alfa. Disse fondene var *Carnegie Norge Indeks* og *PLUSS Indeks*.

I femfaktormodellen undersøkte vi om differanseavkastningen kunne forklares av kjente risikofaktorer. Her fant vi at *Forte Trønder* og *Landkreditt Utbytte A* fortsatt oppnår signifikant positiv alfa også etter at vi kontrollerer for disse faktorene. I tillegg fikk *Nordea SMB* nå signifikant negativ alfa. For indeksfond var det nå kun ett fond, *Carnegie Norge Indeks*, som leverte signifikant alfa. Dette alfaestimatet var fortsatt signifikant negativt. Som forventet fikk vi til dels ulike resultater i femfaktormodellen og CAPM. Vi utførte deretter en t-test av de respektive alfaestimatene, i delkapittel 4.2.3, for å undersøke om det

foreligger signifikant forskjell i resultatene mellom modellene. Konklusjonen var her at det ikke foreligger signifikante forskjeller i alfaestimatene til de to modellene.

Hovedkonklusjonen for forskningsspørsmål 1 er at 2 av 51 aktivt forvaltede fond oppnår risikojustert meravkastning. Vi kan dog ikke konkludere med at de aktive fondene som gruppe oppnår risikojustert meravkastning, ettersom alfaestimatet til den konstruerte totalporteføljen, *AktivPortefølje*, ikke er signifikant.

5.1.2 Forskningsspørsmål 2

Leverer aktivt forvaltede fond høyere risikojustert meravkastning enn indeksfond?

I punkt 4.2.2 utførte vi regresjoner med femfaktormodellen for å avdekke risikojustert differanseavkastning for aktive fond og indeksfond. Som nevnt finner vi to aktive fond med positiv signifikant alfa, og ett fond med negativ signifikant alfa. For indeksfond er det ett fond som har negativ signifikant alfa. Det er ikke lett å konkludere noe ut ifra dette, ettersom vi kun får signifikante resultater for 3 av 51 aktive fond og 1 av 7 indeksfond. Derfor utførte vi en t-test mellom alfaestimatene til aktive fond og indeksfond for å undersøke om det foreligger signifikante forskjeller mellom estimatene. Fra testen i punkt 4.2.2.2, konkluderer vi med at det ikke foreligger signifikante forskjeller mellom alfaestimatene til aktive fond og indeksfond. Det betyr at vi ikke kan konkludere med at aktivt forvaltede fond leverer høyere risikojustert meravkastning enn indeksfond.

I lys av dette, kan man anse norske personkunders fordeling av forvaltningskapital i henholdsvis indeksfond og aktive fond, som noe skjev. En fordeling på hele 81 % i aktive fond, står ikke i stil til funnene våre her. Våre funn tilsier at dette er en overvekt i aktive fond.

5.1.3 Forskningsspørsmål 3

Foreligger det persistens i fondenes risikojusterte meravkastning, slik at personkunden kan velge morgendagens vinnerfond basert på historiske resultater?

For å kunne svare på problemstillingen og gi en anbefaling til den norske personkunden, undersøkte vi om det foreligger persistens i fondenes risikojusterte meravkastning. Vi så altså på om meravkastningen skyldtes flaks eller dyktighet. Ut ifra persistensanalysen konkluderer vi med at det ikke foreligger persistens i meravkastningen til Norge-fondene

som gruppe. Konklusjonen er derfor at personkunden ikke kan legge til grunn historiske prestasjoner for å velge morgendagens vinnere. Personkunden kan altså ikke ta sikte på å plukke ut individuelle aktive fond som vil gjøre det bedre enn indeksfond i fremtiden.

5.1.4 Problemstilling

Bør den norske personkunden plassere sine penger i aktivt forvaltede fond, eller heller investere dem i indeksfond som har en lavere gjennomsnittskostnad?

For å kunne komme med en konkret anbefaling til personkunden, må vi se på resultatene fra analysen i et helhetlig perspektiv. Basert på analysen er det ingen tydelig konklusjon som gjelder valget mellom aktive fond og indeksfond, og som utgangspunkt vil personkunden være indifferent mellom å velge aktive eller passive Norge-fond. Vi begrunner dette med at indeksfondene har tilnærmet samme alfaestimer som de aktivt forvaltede fondene. Videre foreligger det ikke persistens i de aktive fondenes differanseavkastning, noe som hindrer personkunden fra å kunne velge ut de få vinnerfondene. Samlet sett konkluderer vi derfor med at den norske personkunden kan være indifferent mellom å velge aktive eller passive fond fra Norge-kategorien. Vi noterer oss også at eventuelle kjøps- og salgsgebyrer vil vekke i favør passive fond dersom disse blir hensyntatt.

5.2 Perspektiver og videre forskning

Når det gjelder undersøkelser med andre konklusjoner enn oss, kan vi se til Forbrukerrådet (2018), som finner at aktive Norge-fond oppnår meravkastning. Våre resultater sammenfaller med dette når det kommer til enkel differanseavkastning i punkt 4.1. Dette resultatet er dog ikke lenger gjeldende når vi justerer for kjente risikofaktorer, hvor de aktive fondene som gruppe ikke oppnår risikojustert meravkastning. Forbrukerrådet spesifiserer i sin undersøkelse at de kun ser på enkel differanseavkastning, og at avkastningstallene ikke er justert for faktoreksponeringer. Derfor er det ikke overraskende at vi har oppnådd andre resultater og konklusjoner når vi har benyttet avkastningstall justert for faktoreksponeringer.

Vi har også kommet over nye problemstillinger gjennom arbeidet. Her kan vi blant annet peke på fordelingen av norske personkunders investeringer per fondskategori, hvor vi så at forvaltningskapitalen er uforholdsmessig fordelt over de ulike regionene. Til eksempel står Norge-kategorien for hele 19 % av forvaltningskapitalen til norske personkunder, mens det

norske fondsmarkedet utgjør mindre enn 1 % av verdens totale aksjemarked. Her kan man stille seg spørsmål ved om dette gir en optimal spredning av risiko, eller om norske personkunder heller burde ha fordelt investeringene sine mer proporsjonalt til verdens totale aksjemarked. Videre har vi sett at 81 % av forvaltningskapitalen til norske personkunder er plassert i aktivt forvaltede fond, mens kun 19 % er plassert i indeksfond. Våre funn tyder på at dette muligens er en skjev fordeling. Hvis dette er riktig, kan det være interessant å undersøke hvorfor fordelingen er slik.

Når det kommer til forslag til videre forskning, er det flere elementer man kan peke på. I konklusjonen kom vi for eksempel frem til at den norske personkunden i utgangspunktet er indifferent mellom å velge aktive eller passive fond i Norge-kategorien. Her finnes det dog flere elementer vi ikke har tatt hensyn til i selve analysen som kan være med å påvirke personkundens beslutning. Ett av disse elementene er kjøps- og salgsgebyr. Med tilnærmet like alfaestimer, vil forskjeller i kjøps- og salgsgebyrer kunne være med å påvirke anbefalingen. Vi ser fra delkapittel 4.4, tabell 24, at aktive fond har gjennomsnittlig høyere kjøps- og salgsgebyrer enn indeksfond. I samme delkapittel viser vi et tenkt talleksempel for å vise hvilken innvirkning disse gebyrene har på personkunders investeringer. Vi ser at betydningen av kjøps- og salgsgebyrer er relativt stor ved kort tidshorison, og avtakende ved lenger tidshorison. Dette betyr at personkundens valg avhenger av individets investeringshorison, når det kommer til fond med kjøps- og salgsgebyr. I lys av dette hadde det vært interessant å utføre en mer omfattende analyse som hensyntar kjøps- og salgsgebyr.

Et annet element er at det foreligger stor spredning i differanseavkastningen til aktive fond sammenlignet med indeksfond, noe som reflekteres i standardavvikene i tabell 9. Crane & Crotty (2018) skriver at ingen risikoavers investor bør velge et tilfeldig aktivt fond over et tilfeldig indeksfond. Dette sammenfaller med det vi ser i punkt 4.1, figur 8. Det kan derfor tenkes at dette utsagnet også er gjeldende for Norge-fond. Indeksfondenes enkle årlige differanseavkastning ligger rundt 0 %, mens aktive fonds årlige differanseavkastning strekker seg fra 6,97 % til -10,52 %. Det er derfor nærliggende å anta at grad av risikovillighet hos personkunden er en medvirkende faktor for valget mellom aktive fond og indeksfond. Tidligere studier viser at nordmenn har relativ risikoaversjon på mer enn null (Aarbu & Schroyen, 2018, s. 846), og et nytt forslag til videre forskning er derfor en undersøkelse som hensyntar denne risikoaversjonen.

Et tredje element er at de resultatene vi har kommet frem til, kun er gjeldende for fondskategorien Norge-fond, og ikke uten videre er generaliserbare for fondsmarkedet som helhet. Som vi så innledningsvis i 1.3.2, står Norge-kategorien kun for 17 % av antall fond tilgjengelige i det norske personkundemarkedet. Et tredje forslag til videre forskning er derfor å utvide undersøkelsen til også å gjelde de øvrige fondskategoriene.

Litteraturliste

Aarbu, K., & Schroyen, F. (2018). Attitudes Towards Large Income Risk in Welfare States: An International Comparison. *Economica*, 85(340), 846–872. <https://doi-org.ezproxy.nhh.no/10.1111/ecca.12267>

Angelidis, Giamouridis & Tessaromatis. (2013). Revisiting mutual fund performance evaluation. *Journal of Banking & Finance*, 37(5), 1759-1776. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.01.006>

Amihud, Yakov. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets (Amsterdam, Nederland)*, 5(1), 31-56. [https://doi.org/10.1016/S1386-4181\(01\)00024-6](https://doi.org/10.1016/S1386-4181(01)00024-6)

Ang A., W.N. Goetzmann & S.M. Schaefer. (2009). *Evaluation of Active Management of the Norwegian Government Pension Fund – Global*. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/globalassets/upload/fin/statens-pensjonsfond/eksterne-rapporter-og-brev/ags-report.pdf>

Bjerksund, P., & Døskeland, T. (2016). Grad av aktiv forvaltning for fond i DNB Norge-familien. Hentet fra: <https://fil.forbrukerradet.no/wp-content/uploads/2016/06/NHH-rapport-DNB.pdf>

Blitz, D., Huij, J., & Swinkels, L. (2012). The Performance of European Index Funds and Exchange-Traded Funds. *European Financial Management*, 18(4), 649–662. <https://doi-org.ezproxy.nhh.no/10.1111/j.1468-036X.2010.00550.x>

Boynton, W., Blosick, G., & Rainish, R. F. (2015). The principal – agent problem, tracking error, and the optimal investment portfolio. *Applied Economics Letters*, 22(3), 239–246. <https://doi-org.ezproxy.nhh.no/10.1080/13504851.2014.934429>

Bø, E. (2010). Om rentens effekt på konsum og sparing. *Økonomiske analyser*: 29(2), 6–10. Hentet fra https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/oa_201002/oa2010-2.pdf

Carhart, M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance (New York)*, 52(1), 57-82. <https://doi.org/10.2307/2329556>

Connor, G. (2000). *The Review of Financial Studies*, 13(4), 1153-1156. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/2646064>

Crane, A. D., & Crotty, K. (2018). Passive versus Active Fund Performance: Do Index Funds Have Skill? *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 53(1), 33–64. <https://doi.org/10.1017/S0022109017000904>

Cremers, K., & Petajisto, A. (2009). How Active Is Your Fund Manager? A New Measure That Predicts Performance. *The Review of Financial Studies*, 22(9), 3329-3365. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/40247664>

Cremers, M., Petajisto, A., Zitzewitz, E. (2013). Should Benchmark Indices Have Alpha? Revisiting Performance Evaluation. *Critical Finance Review*, 2(1), 1-48. <http://dx.doi.org/10.1561/104.000000007>

Dahlquist, M., Engström, S., & Söderlind, P. (2000). Performance and Characteristics of Swedish Mutual Funds. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(3), 409-423. <https://doi.org/10.2307/2676211>

Danske Invest (2021, 18. mars). Nøkkelinformasjon. Hentet fra https://www.danskeinvest.no/web/show_download.kid?isin=DK0060608461&lang=no

Darolles, S., Dudek, J. & Le Fol, G. (2016). Gauging Liquidity Risk in Emerging Market Bond Index Funds. *Annals of Economics and Statistics*, (123/124), 247-269. <https://doi.org/10.15609/annaeconstat2009.123-124.0247>

de Mingo-López, D. V., & Matallín-Sáez, J. C. (2018). The investor's choice between active and index funds 1. *UCJC Business and Society Review*, (59), 18-39. <http://dx.doi.org.ezproxy.nhh.no/10.3232/UBR.2018.V15.N3.01>

DFA (2019, 31. desember). Why Should You Diversify? Hentet fra <https://www.dimensional.com/us-en/insights/why-should-you-diversify#:~:text=Diversification%20means%20an%20investor%20is,associated%20with%20investing%20in%20just>

D'Agostino, R., & Belanger, A. (1990). A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality. *The American Statistician*, 44(4), 316-321. <https://doi.org/10.2307/2684359>

Elton, E., Gruber, M., & Blake, C. (1996). Survivorship Bias and Mutual Fund Performance. *The Review of Financial Studies*, 9(4), 1097-1120. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/2962224>

Elton, E., Gruber, M., & Busse, J. (2004). Are Investors Rational? Choices among Index Funds. *The Journal of Finance*, 59(1), 261-288. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/3694896>

Euronext (2021, 31. mars). Oslo Børs Benchmark index Factsheet. Hentet fra <https://live.euronext.com/nb/product/indices/NO0007035327-XOSL/market-information>

Euronext (2021, 31. mars). Oslo Børs Mutual Fund index Factsheet. Hentet fra <https://live.euronext.com/nb/product/indices/NO0007035335-XOSL/market-information>

Fama, E. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417. <https://doi.org/10.2307/2325486>

Fama, E., & French, K. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427-465. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x>

Fama, E., & French, K. (2010). Luck versus Skill in the Cross-Section of Mutual Fund Returns. *The Journal of Finance*, 65(5), 1915-1947. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/40864991>

Fama, E, French, K. (2015). International Tests of a Five-Factor Asset Pricing Model, FamaMiller Working Paper, Tuck School of Business Working Paper no. 2622782, <http://ssrn.com/abstract=2622782>

Forbrukerrådet v/Ormseth, G. (2018). Velge aktive aksjefond eller indeksfond? – 20 års analyse. *Forbrukerrådet*. Hentet fra <https://fil.forbrukerradet.no/wp-content/uploads/2018/04/velge-aktive-aksjefond-eller-indeksfond-analyse.pdf>

Forte Fondsforvaltning. (2021, 28. januar). Nøkkelinformasjon for investorer. Hentet fra <https://doc.morningstar.com/document/0962aceedd94b9d6402027ab0abf01e2.msdoc/?clientid=forte&key=a182220dfa2b4886>

Fortin, R., & Michelson, S. (2002). Indexing versus active mutual fund management. *Journal of Financial Planning*, 15(9), 82-94. Hentet fra <https://search-proquest-com.ezproxy.nhh.no/trade-journals/indexing-versus-active-mutual-fund-management/docview/217571409/se-2?accountid=37265>

Fortin, R., & Michelson, S. (2005). Active international mutual fund management; can managers beat the index? *Managerial Finance*, 31(1), 41-51. Hentet fra <https://www-proquest-com.ezproxy.nhh.no/scholarly-journals/active-international-mutual-fund-management-can/docview/212687227/se-2?accountid=37265>

Frino, A., & Gallagher, D. R. (2001). Tracking S&P 500 index funds. *Journal of Portfolio Management*, 28(1), 44-55. Hentet fra <https://www-proquest-com.ezproxy.nhh.no/scholarly-journals/tracking-s-amp-p-500-index-funds/docview/195580862/se-2?accountid=37265>

Gârleanu, N., & Pedersen, L. H. (2018). Efficiently Inefficient Markets for Assets and Asset Management. *The Journal of Finance (New York)*, 73(4), 1663-1712. <https://doi.org.ezproxy.nhh.no/10.1111/jofi.12696>

Gjerde, Ø., & Sættem, F. (1991). Performance evaluation of Norwegian mutual funds. *Scandinavian Journal of Management*, 7(4), 297-307. [https://doi.org/10.1016/0956-5221\(91\)90005-L](https://doi.org/10.1016/0956-5221(91)90005-L)

Goetzmann, W. N., & Ibbotson, R. G. (1994). Do winners repeat? *Journal of Portfolio Management*, 20(2), 9. Hentet fra <https://search-proquest-com.ezproxy.nhh.no/scholarly-journals/do-winners-repeat/docview/195577934/se-2?accountid=37265>

Grossman, S., & Stiglitz, J. (1980). On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*, 70(3), 393-408. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/1805228>

Handelsbanken Fonder AB. (2021, 2. februar). Basfakta för investerare. Hentet fra https://www.skagenfondene.no/globalassets/fundfile/norway/kiid/external/se0009696750_kiid_nb-no.pdf

Hendricks, D., Patel, J., & Zeckhauser, R. (1993). Hot Hands in Mutual Funds: Short-Run Persistence of Relative Performance, 1974-1988. *The Journal of Finance*, 48(1), 93-130.

<https://doi.org/10.2307/2328883>

Holmes, M. (2007). Improved Study Finds Index Management Usually Outperforms Active Management. *Journal Of Financial Planning*, 20(1), 48-58. Hentet fra <https://search-proquest-com.ezproxy.nhh.no/docview/217550843?pq-origsite=primo>

ISIN.net (2021). Fund ISIN Code. Hentet fra <https://www.isin.net/fund-isin-code/>

Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), 65-91.

<https://doi.org/10.2307/2328882>

Lai, T., & Stohs, M. H. (2015). Yes, CAPM is dead. *International Journal of Business*, 20(2), 144-158. Hentet fra <https://search-proquest-com.ezproxy.nhh.no/scholarly-journals/yes-capm-is-dead/docview/1681111133/se-2?accountid=37265>

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.

<https://doi.org/10.2307/1924119>

Malkiel, B. (2003). The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *The Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 59-82. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/3216840>

Morningstar v/Furuset, T. (2016, 13. april). Luxemburgs fondindustri. Hentet fra <https://www.morningstar.no/no/news/148810/luxemburgs-fondindustri.aspx>

Morningstar v/Myhrvold, K. (2001, 27.november). www.morningstar.no har bursdag! Hentet fra <https://www.morningstar.no/no/news/84192/wwwmorningstarno-har-bursdag!.aspx>

Norges Bank. (2019, 10. april). Hvordan påvirker renten økonomien og inflasjonen? Hentet fra <https://www.norges-bank.no/kunnskapsbanken/styringsrenten/hvordan-pavirker-renten-okonomien/>

Norges Bank. (2021, 10. april). Endringer i styringsrenten. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/tema/pengepolitikk/Styringsrenten/Styringsrenten-Oversikt-over-rentemoter-og-endringer-i-styringsrenten-/>

Nilssen, C. (2005, 28. april). Referanseindekser. Hentet fra <https://www.morningstar.no/no/news/85491/referanseindekser.aspx>

Næs, Skjeltorp & Ødegaard. (2008). Hvilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs? *Norsk Økonomisk Tidsskrift* 123(8), 36-81. Hentet fra http://www6.uis.no/ansatt/odegaard/publications/2008_not_faktorer_oslo_bors/faktorer_oslo_bors_des_2008_fra_journal.pdf

Öhman Fonder (2021, 11. februar). Nøkkelinformasjon for investorer. Hentet fra <https://doc.morningstar.com/document/b46c11fcd5c0aa44ee4071422cf08dba.msdoc/?clientid=nordnet&key=b3a3825282b90bac>

Pástor, L, & Stambaugh, R. (2003). Liquidity Risk and Expected Stock Returns. *Journal of Political Economy*, 111(3), 642-685. <https://doi.org/10.1086/374184>

Perold, A. F. (2004). The capital asset pricing model. *The Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 3-24. Hentet fra <https://search-proquest-com.ezproxy.nhh.no/scholarly-journals/capital-asset-pricing-model/docview/212070448/se-2?accountid=37265>

Rohleder, M., Scholz, H. & Wilkens, M. (2010). Survivorship Bias and Mutual Fund Performance: Relevance, Significance, and Methodical Differences. *Review of Finance*, 2011 (vol 15): 441–474. <https://doi.org/10.1093/rof/rfq023>

Royston, P. (1991c). sg3.5: Comment on sg3.4 and an improved D’Agostino test. *Stata Technical Bulletin* 3: 23–24. Reprinted in *Stata Technical Bulletin Reprints*, 1(2), 110–112. Hentet fra <https://www.stata.com/products/stb/journals/stb3.pdf>

Savin, N. E., & K. J. White. (1977), “The Durbin-Watson Test for Serial Correlation with Extreme Sample Sizes or Many Regressors,” *Econometrica* 45(8), 1989–1996.

Sharpe, W. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance (New York)*, 19(3), 425–442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>

Sharpe, W. (1991). The Arithmetic of Active Management. *Financial Analysts Journal*, 47(1), 7-9. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/4479386>

Sialm, C., Sun, Z. & Zheng, L. (2020). Home Bias and Local Contagion: Evidence from Funds of Hedge Funds, *The Review of Financial Studies*, 33(10), 4771-4810. <https://doi-org.ezproxy.nhh.no/10.1093/rfs/hhz138>

Sørensen, Q. L. (2010). Norske aksjefonds prestasjoner. *Praktisk økonomi & finans*, 26(4), 79-91. Hentet fra <https://www-idunn-no.ezproxy.nhh.no/pof/2010/02/art21>

Verdipapirfondenes Forening. (2021, 31. januar). Markedsstatistikk siste måned. Hentet fra <https://www.vff.no/siste-m%c3%a5ned>

Verdipapirfondenes Forening. (2021, 25. mars). Fondshåndboken: Ordliste. Hentet fra <https://www.vff.no/siste-m%c3%a5ned>

Wooldridge, J. (2020). *Introductory Econometrics: A modern approach* (Seventh ed.). Boston, MA: Cengage Learning

Ødegaard, B.A. (2019) Norges Banks aktive forvaltning av Statens Pensjonsfond Utland (Oljefondet), *Samfunnsøkonomen*. 133(1), 16-27. Hentet fra <https://samfunnsokonomene.no/wp-content/uploads/2020/01/Samfunns%C3%B8konomen-nr-1-2019.pdf>

Ødegaard, B.A. (2020). Asset pricing data at OSE. Hentet fra https://ba-odegaard.no/financial_data/ose_asset_pricing_data/index.html

Appendiks

1 - Deskriptiv statistikk for datasettet

Under følger en tabell med oversikt over datasettets observerte verdier. For å hindre forvirring, vil vi poengtere at gjennomsnittet som oppgis her er fondenes gjennomsnittlige *observerte verdier*, og må ikke forveksles med gjennomsnittlig *avkastning*. Gjennomsnittlig avkastning regner vi ut ved å dele fondenes sluttverdi på fondenes startverdi, før vi opphøyer i én delt på antall år. Derfor vil gjennomsnittsobservasjonene i tabellen under, avvike fra gjennomsnittsavkastningene vi fant i undersøkelsen. Til eksempel så ser vi at OBX har en gjennomsnittlig observasjon på 11,31 %, mens vi finner OBX' gjennomsnittlige avkastning til å være 8,96 % i punkt 3.1.4. Tilsvarende vil standardavvikene i denne tabellen avvike fra standardavvikene til fondenes avkastning i selve oppgaven.

Aktivt forvaltede fond	Obs	Gj.snitt	St.avvik	Min	Maks
Total AktivPortefølje	228	11,44 %	20,11 %	-25,76 %	15,81 %
Alfred Berg Aktiv	228	8,71 %	21,09 %	-27,69 %	17,12 %
Alfred Berg Aktiv II	141	6,81 %	25,85 %	-28,01 %	17,34 %
Alfred Berg Gambak	228	10,61 %	22,72 %	-28,02 %	16,23 %
Alfred Berg Humanfond	228	8,83 %	20,26 %	-26,52 %	15,95 %
Alfred Berg Norge C	228	9,48 %	20,55 %	-27,65 %	16,93 %
Alfred Berg Norge Etisk	144	9,15 %	24,29 %	-28,49 %	16,47 %
C WorldWide Norge	228	8,56 %	20,72 %	-28,16 %	15,75 %
Danske Invest Norge I	228	8,11 %	19,92 %	-24,50 %	14,65 %
Danske Invest Norge II	228	9,00 %	19,82 %	-23,93 %	14,74 %
Danske Invest Norge Vekst	228	7,70 %	19,90 %	-26,32 %	15,72 %
Delphi Norge A	228	9,40 %	22,69 %	-25,53 %	16,21 %
Delphi Vekst	153	4,46 %	25,19 %	-23,68 %	15,28 %
DNB Norge (Avanse I)	158	6,34 %	24,12 %	-26,93 %	15,79 %
DNB Norge (I)	158	7,11 %	23,32 %	-24,80 %	15,63 %
DNB Norge A	228	6,77 %	20,35 %	-24,77 %	15,64 %
DNB Norge Selektiv	224	7,47 %	21,64 %	-24,70 %	16,64 %
DNB SMB A	225	11,99 %	23,94 %	-27,14 %	17,27 %
Eika Norge	195	13,55 %	19,32 %	-25,58 %	18,19 %
Eika SMB	153	5,24 %	23,83 %	-22,91 %	16,85 %
FIRST Generator S	111	12,11 %	19,64 %	-18,99 %	15,44 %
FIRST Norge Verdi	122	10,82 %	20,17 %	-25,06 %	17,56 %
FIRST Norway	13	11,30 %	10,39 %	-6,18 %	5,14 %
Fondsfinans Norge	204	15,58 %	20,29 %	-26,38 %	16,11 %
Formue Diversifiserte Norske Aksjer	103	7,97 %	24,57 %	-26,79 %	14,07 %

FORTE Norge	105	9,55 %	14,59 %	-11,76 %	14,26 %
FORTE Trønder	83	15,56 %	11,90 %	-8,87 %	9,38 %
Globus Norge II Acc	68	-0,19 %	31,54 %	-23,50 %	22,69 %
Handelsbanken Norge (A1 NOK)	228	8,73 %	21,56 %	-29,46 %	17,58 %
Holberg Norge A	228	9,47 %	19,98 %	-24,54 %	15,70 %
KLP AksjeNorge	228	8,47 %	20,85 %	-30,41 %	17,41 %
Landkreditt Norge	120	4,59 %	20,61 %	-21,22 %	16,93 %
Landkreditt Utbytte A	82	13,59 %	7,34 %	-4,78 %	4,55 %
NB Aksjefond	153	5,37 %	23,59 %	-25,42 %	18,04 %
Nordea Avkastning	228	7,67 %	20,96 %	-26,82 %	16,47 %
Nordea Norge Pluss	104	9,06 %	13,40 %	-11,25 %	11,87 %
Nordea Norge Verdi	228	8,11 %	18,77 %	-25,10 %	15,00 %
Nordea SMB	169	2,13 %	23,65 %	-23,87 %	15,11 %
Nordea Vekst	169	5,42 %	23,46 %	-26,86 %	16,63 %
ODIN Norge C	228	7,13 %	19,78 %	-24,73 %	13,25 %
Pareto Investment Fund A	228	9,16 %	22,06 %	-29,49 %	18,57 %
PLUSS Aksje	228	7,17 %	19,72 %	-23,52 %	14,25 %
PLUSS Markedsverdi	228	8,36 %	19,84 %	-25,67 %	15,78 %
RF Aksjefond Acc	74	10,05 %	21,56 %	-17,03 %	13,06 %
RF Plussfond Acc	52	16,31 %	25,34 %	-17,65 %	14,28 %
Sbanken Framgang Sammen	47	12,25 %	9,45 %	-7,28 %	6,64 %
Storebrand Norge A	228	8,22 %	21,05 %	-29,47 %	15,34 %
Storebrand Norge Fossilfri A	32	11,17 %	7,07 %	-5,43 %	4,43 %
Storebrand Optima Norge B	219	9,23 %	21,18 %	-29,94 %	14,42 %
Storebrand Vekst A	228	9,12 %	22,57 %	-30,70 %	21,93 %
Storebrand Verdi A	228	8,73 %	19,70 %	-27,17 %	13,33 %
Terra Norge	153	5,88 %	24,92 %	-26,85 %	18,60 %
Indeksfond	Obs	Gj.snitt	St.avvik	Min	Maks
Total IndeksPortefølje	228	10,59 %	19,98 %	-24,96 %	16,55 %
Carnegie Norge Indeks	190	9,66 %	21,61 %	-25,04 %	16,88 %
DIX Norway Restr NOK W	56	9,16 %	10,73 %	-8,69 %	6,99 %
DNB Norge Indeks A	112	11,45 %	12,57 %	-9,35 %	10,85 %
KLP AksjeNorge Indeks II	135	11,38 %	16,32 %	-22,99 %	15,79 %
Nordnet Indeksfond Norge	66	8,08 %	11,00 %	-7,35 %	7,65 %
PLUSS Indeks	228	10,61 %	20,03 %	-24,87 %	16,98 %
Storebrand Indeks - Norge A	69	9,68 %	10,48 %	-8,09 %	6,81 %
Referanseindekser	Obs	Gj.snitt	St.avvik	Min	Maks
OBX	228	11,31 %	20,42 %	-25,35 %	17,23 %
OSEBX	228	10,83 %	20,88 %	-27,17 %	16,52 %
OSEFX	228	10,81 %	20,01 %	-25,22 %	15,83 %

Tabell A.1: Deskriptiv statistikk. Tabellen viser antall observasjoner, gjennomsnitt og standardavvik til fondene i populasjonen. Gjennomsnitt og standardavvik er annualisert. Min og Maks er månedlige observasjoner.

Stata-skript

Vi legger her ved Stata-kodene vi har brukt i denne undersøkelsen. Dette innebærer alle koder og steg vi har foretatt, bortsett fra noen repetitive steg. I disse tilfellene har vi lagt ved noen eksempler og spesifisert at vi har utelatt resten av stegene. Dette gjelder for eksempel ved regresjonene for de aktive fondene. Her utføres det regresjoner for alle 51 fond i tillegg til totalporteføljen, men vi viser bare et par eksempler.

```
//Ulikheter mellom CAPM og femfaktormodellen, alfa
```

```
//Aktive fond
```

```
clear
```

```
cd "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges  
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA\Output"
```

```
adopath + "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges  
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA"
```

```
sysuse alfa
```

```
estimates clear
```

```
ttest CAPM == Femfaktor, unpaired
```

```
//Indeksfond
```

```
clear
```

```
cd "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges  
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA\Output"
```

```
adopath + "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges  
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA"
```

```
sysuse alfaindeks
```

```
estimates clear
```

```
ttest CAPM == Femfaktor, unpaired
```

```
//Kombinert
```

```
clear
```

```
cd "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges  
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA\Output"
```

```
adopath + "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges  
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA"  
  
sysuse alfakombinert  
  
estimates clear  
  
ttest AktivFemfaktor == IndeksFemfaktor, unpaired
```

// 2013-2019 - Justert undersøkelsesperiode

Her utføres det regresjoner for alle de aktive fondene i undersøkelsen, samt en egen test for RM-Rf-koeffisienten for hver regresjon. Vi har bare lagt ved to av regresjonene her for å illustrere. I realiteten er det gjort for alle fondene i undersøkelsen.

```
clear  
  
cd "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges  
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA\Output"  
  
adopath + "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges  
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA"  
  
sysuse 2013  
  
estimates clear  
  
eststo: reg Rprf RmrfOSEFX SMB HML UMD LIQ  
  
test RmrfOSEFX=1  
  
eststo: reg NordeaNorgePluss RmrfOSEFX SMB HML UMD LIQ  
  
test RmrfOSEFX=1  
  
esttab using r2.rtf, replace r2 ar2 ci
```

//Carharts persistensanalyse

```
clear  
  
cd "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges  
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA\Output"  
  
adopath + "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges  
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA"  
  
sysuse carhart  
  
estimates clear  
  
eststo: reg Porteføljel1 RmrfOSEFX SMB HML UMD LIQ  
  
test RmrfOSEFX=1
```

```
eststo: reg Portefølje2 RmrfOSEFX SMB HML UMD LIQ
test RmrfOSEFX=1

eststo: reg Portefølje3 RmrfOSEFX SMB HML UMD LIQ
test RmrfOSEFX=1

eststo: reg Portefølje4 RmrfOSEFX SMB HML UMD LIQ
test RmrfOSEFX=1

eststo: reg Portefølje5 RmrfOSEFX SMB HML UMD LIQ
test RmrfOSEFX=1

eststo: reg Portefølje15 RmrfOSEFX SMB HML UMD LIQ
test RmrfOSEFX=1

esttab using carhart.rtf, replace r2 ar2
```

//Deskriptiv statistikk

```
clear

cd "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA\Output"

adopath + "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA"

sysuse deskriptiv

estimates clear

sum

sum, detail
```

//Regresjon indeksfond

//CAPM

```
clear

cd "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA\Output"

adopath + "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA"

sysuse norgeindeks

estimates clear
```

```
eststo: reg Rpirf RmrfoSEFX
test RmrfoSEFX=1

eststo: reg PLUSIndeks RmrfoBX
test RmrfoBX=1

eststo: reg KLPaksjeNorgeIndeksII RmrfoSEBX
test RmrfoSEBX=1

eststo: reg CarnegieNorgeIndeks RmrfoBX
test RmrfoBX=1

eststo: reg NordnetIndeksfondNorge RmrfoBX
test RmrfoBX=1

eststo: reg DIXNorwayRestrNOKW RmrfoSEFX
test RmrfoSEFX=1

eststo: reg StorebrandIndeksNorgeA RmrfoSEBX
test RmrfoSEBX=1

eststo: reg DNBNorgeIndeksA RmrfoSEBX
test RmrfoSEBX=1

esttab using indeks.rtf, replace r2 ar2 ci
```

//Femfaktormodell

```
clear

cd "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA\Output"

adopath + "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA"

sysuse norgeindeks

estimates clear

eststo: reg Rpirf RmrfoSEFX SMB HML UMD LIQ
test RmrfoSEFX=1

eststo: reg PLUSIndeks RmrfoBX SMB HML UMD LIQ
test RmrfoBX=1

eststo: reg KLPaksjeNorgeIndeksII RmrfoSEBX SMB HML UMD LIQ
```

```
test RmrfOSEBX=1

eststo: reg CarnegieNorgeIndeks RmrfOBX SMB HML UMD LIQ

test RmrfOBX=1

eststo: reg NordnetIndeksfondNorge RmrfOBX SMB HML UMD LIQ

test RmrfOBX=1

eststo: reg DIXNorwayRestrNOKW RmrfOSEFX SMB HML UMD LIQ

test RmrfOSEFX=1

eststo: reg StorebrandIndeksNorgeA RmrfOSEBX SMB HML UMD LIQ

test RmrfOSEBX=1

eststo: reg DNBNorwegianIndeksA RmrfOSEBX SMB HML UMD LIQ

test RmrfOSEBX=1

esttab using indeks.rtf, replace r2 ar2 ci
```

//Regresjon aktive fond

Her utføres det regresjoner for alle de aktive fondene i undersøkelsen, samt en egen test for RM-Rf-koeffisienten for hver regresjon. Vi har bare lagt ved to av regresjonene her for å illustrere. I realiteten er det gjort for alle fondene i undersøkelsen.

//CAPM

```
clear

cd "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA\Output"

adopath + "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA"

sysuse norgereg

estimates clear

eststo: reg Rprf RmrfOSEFX

test RmrfOSEFX=1

eststo: reg NordeaNorgePluss RmrfOSEFX

test RmrfOSEFX=1

esttab using r2.rtf, replace r2 ar2 ci
```

//Femfaktormodell

```
clear

cd "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA\Output"

adopath + "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA"

sysuse norgereg

estimates clear

eststo: reg Rprf RmrfoSEFX SMB HML UMD LIQ

test RmrfoSEFX=1

eststo: reg NordeaNorgePluss RmrfoSEFX SMB HML UMD LIQ

test RmrfoSEFX=1

esttab using r2.rtf, replace r2 ar2 ci
```

//Transponering

```
matrix drop _all

mat list r(coefs)

mat rename r(coefs) Fond

mat list Fond

esttab matrix(Fond, transpose) using filename.rtf, replace
```

//Korrelasjonsmatrise

```
matrix accum R = SMB HML UMD LIQ, nocons dev

matrix R = corr(R)

esttab matrix(R) using corr.rtf, replace
```

//VIF

```
clear

cd "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA\Output"

adopath + "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA"
```

```
sysuse norge
estimates clear
reg Rprf Rmrf SMB HML UMD LIQ
vif
```

//Autokorrelasjon

```
clear

cd "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA\Output"

adopath + "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA"

sysuse norgemnd

estimates clear

tsset Months

reg Rprf Rmrf SMB HML UMD LIQ

predict u_hat, resid

predict Rprf_hat, xb

*durbin watson

estat dwatson

*lag u_hat

gen lag = u_hat[_n-1]

reg u_hat lag

predict u_hat_hat, xb

tway (scatter u_hat lag) (line u_hat_hat lag), xline(0) yline(0)

*tway (connected u_hat date), yline(0)
```

//Homoskedastisitet

```
clear

cd "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA\Output"
```

```
adopath + "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges  
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA"
```

```
sysuse norgemnd
```

```
reg Rprf Rmrf SMB HML UMD LIQ
```

```
rvfplot, yline(0)
```

//Breusch-Pagan

```
clear
```

```
cd "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges  
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA\Output"
```

```
adopath + "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges  
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA"
```

```
sysuse norgemnd
```

```
reg Rprf Rmrf SMB HML UMD LIQ
```

```
estat hetteest, fstat
```

//Normalfordeling

```
clear
```

```
cd "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges  
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA\Output"
```

```
adopath + "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges  
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA"
```

```
sysuse norgemnd
```

```
reg Rprf Rmrf SMB HML UMD LIQ
```

```
predict resid, residuals
```

//Linearitet i parameterne

```
clear
```

```
cd "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges  
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA\Output"
```

```
adopath + "C:\Users\Chris\OneDrive - Norges  
Handelshøyskole\NHH\FIETHE\STATA"
```

```
sysuse norgemnd
```

```
reg Rprf Rmrf SMB HML UMD LIQ
predict r, resid
*scatter r Rmrf
acprplot Rmrf, lowess lsopts (bwidth(1))
acprplot SMB, lowess lsopts (bwidth(1))
acprplot HML, lowess lsopts (bwidth(1))
acprplot UMD, lowess lsopts (bwidth(1))
acprplot LIQ, lowess lsopts (bwidth(1))
```