

Eidmante Gudeleviciute  
Andreas Gjertsen

# **Prestasjonsanalyse av norske aksjefond**

Performance evaluation of Norwegian mutual funds

Masteroppgave i Økonomi og administrasjon  
Veileder: Michael Kisser  
Trondheim, mai 2016

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet  
Handelshøyskolen i Trondheim  
HHIT Fakultetsadministrasjon



## Forord

Denne masteroppgaven utgjør den avsluttende delen av mastergradsstudiet i økonomi og administrasjon ved Handelshøyskolen i Trondheim ved Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet (NTNU).

Formålet med oppgaven har vært å utføre en prestasjonsanalyse av norske aksjefond med vekt på risiko og risikomåling. Bakgrunn for valg av tema er at prestasjonsanalyse av fond er av stor interesse både for investorer, akademikere og småsparere. Forskning innen risikomåling og fondsforvaltning er omfattende og i stadig utvikling. Dette gjør at prosessen med oppgaveskrivingen har vært utfordrende, men også spennende. Vi har fått mye bredere kunnskap om finansmarkedet, risikomåling og fondsforvaltning.

Vi ønsker å benytte anledningen til å takke vår veileder Michael Kisser for god veiledning og konstruktive tilbakemeldinger underveis. I tillegg ønsker vi å takke Børsprosjektet NHH og Bernt Arne Ødegaard for tilgang til datamaterialet.

Innholdet i denne oppgaven står for forfatterens regning.

Trondheim, mai 2016.

---

Eidmante Gudeleviciute

---

Andreas Gjertsen



## Sammendrag

Formålet med denne utredningen er å utføre en prestasjonsanalyse av norske aksjefond som investerer i selskaper notert på Oslo Børs, samt evaluere ulike porteføljeprisingsmodeller for det norske fondsmarkedet. Fondsforvaltere prøver aktivt å slå avkastningen til markedsindeksen i bytte mot forvaltningskostnader. Denne eventuelle meravkastningen strider mot hypotesen om semi-sterk markedseffisiens (Fama, 1970), og kan være forårsaket av både høyere risiko og markedsimperfeksjoner. Resultatene for evaluering av fondsforvaltning vil være avhengige av modellene som brukes, ettersom modellene tar hensyn til eksponering mot forskjellige risikofaktorer. Denne problemstillingen vil dermed være av vesentlig interesse for både akademikere og investorer.

For å belyse problemstillingen har vi benyttet et datasett fritt for overlevelsesskjevhet for 81 aktivt forvaltede fond fra januar 1990 til juli 2015. Vi har anvendt CAPM, 3-, 4- og en egenkonstruert 6-faktormodell for å analysere en likevektsporfølje av alle fond og hvert fond for seg. 6-faktormodellen er en utvidelse av 4-faktormodellen til Carhart (1997), som inkluderer lønnsomhetseffekten (PMU) dokumentert av Novy-Marx (2013) og investeringseffekten (CMA) presentert av Fama og French (2015). Vi har konstruert lønnsomhets- og investeringsfaktoren for det norske aksjemarkedet for perioden juli 2000 til juli 2015.

Ved bruk av CAPM, 3-, 4- og 6-faktormodellen finner vi at en likevektsporfølje av aktivt forvaltede fond ikke klarer å skape risikojustert meravkastning. Resultatene for de individuelle regresjonene viser at gjennomsnittlig risikojustert avkastning er signifikant negativ ved bruk av 3-, 4- og 6-faktormodellen. Dette betyr at resultatene oppnådd av fondsforvaltere er lavere enn forventet ut i fra de valgte flerfaktormodellene. Ved testing av flerfaktormodellene finner vi at 6-faktormodellen har høyest forklaringsgrad og er signifikant bedre enn 4-faktormodellen. Av de konstruerte faktorene finner vi en signifikant positiv sammenheng mellom investeringsfaktoren og avkastningen til norske aksjefond. Vi finner derimot kun en svak sammenheng mellom lønnsomhetsfaktoren og avkastningen. Estimert ved 6-faktormodellen finner vi at kun 2 av totalt 75 fond gir signifikant høyere avkastning enn forventet ut i fra risiko. 9 av 75 fond viser signifikant negativ risikojustert avkastning. Resultatene støtter teorien om semi-sterk markedseffisiens (Fama, 1970), og vi finner ikke bevis som kan rettferdiggjøre de høye forvaltningskostnadene knyttet til investering i aktivt forvaltede fond.

## **Abstract**

The main objectives of this thesis are to examine the performance of Norwegian mutual funds investing primarily in Norwegian equities, and to test different asset pricing models for the Norwegian fund market. Portfolio managers actively try to outperform the market in return for managing costs. The existence of managerial skills would support a rejection of the semi-strong form of the efficient market hypothesis, as defined by (Fama, 1970). The excess return can either be caused by taking higher risks or by market imperfections. The results of the analysis depend heavily on the choice of asset pricing model since they take into account the exposure to different risk factors. Our attention on this topic is thus justified, considering the importance of the results for both academics and investors.

Using a dataset free of survival ship bias, we investigate the performance of 81 Norwegian mutual funds between 1990 and 2015. To evaluate mutual fund performance we use CAPM, 3-, 4-, and a self-constructed 6-factor model to obtain Jensen's alpha. The regressions are run on an equal-weighted portfolio of all mutual funds and each individual fund. The six-factor model is an extension of Carhart's (1997) 4-factor model, including the profitability factor (PMU) originally posted by Novy-Marx (2013) and the investment factor (CMA) presented by Fama and French (2015). We have constructed the profitability and investment factors for the Norwegian market between July 2000 and July 2015.

Controlling for the risk factors in the CAPM, 3-, 4-, and 6-factor model we find no statistically significant evidence of the risk-adjusted abnormal performance for an equal-weighted portfolio of mutual funds. The average risk-adjusted return for the individual funds estimated by the 3-, 4-, and 6-factor model are all significantly negative. This means that the average fund manager is unable to outperform the market. By testing the factor models, we find that the 6-factor model has the highest explanatory power and provides a significantly better fit for the cross-section of Norwegian fund returns compared to the 4-factor model. Among the constructed risk-factors there appears to be a positive relationship between the investment factor and Norwegian mutual fund returns. However, we find only a weak profitability effect. Estimated by the 6-factor model, only 2 out of 75 mutual funds realize positive risk-adjusted returns. 9 out of 75 realize negative risk-adjusted returns. The results support the theory of semi-strong market efficiency (Fama, 1970) and we find no evidence justifying the costs of actively managed mutual funds.

## Innholdsfortegnelse

1	Introduksjon .....	1
1.1	Verdipapirfond.....	3
1.2	Forvaltningsstrategier .....	3
2	Porteføljeteori.....	6
2.1	Kapitalverdimodellen .....	6
2.2	Arbitrasjeprisingsteorien .....	7
2.3	Hypotesen om markedseffisiens .....	9
3	Empiriske tester av porteføljeteori .....	13
3.1	Jensens alfa – $\alpha$ .....	13
3.2	Anomalier .....	14
3.3	Fama og French 3-faktormodell .....	15
3.4	Carharts 4-faktormodell.....	18
3.5	Q-faktormodellen.....	19
3.6	Fama og French 5-faktormodell .....	20
3.7	Tidligere forskning innen markedseffisiens og aktiv fondsforvaltning.....	23
4	Data .....	26
4.1	Risikofri rente .....	26
4.2	Tidsavgrensning.....	27
4.3	Fondsutvalg .....	27
4.4	Avkastning.....	27
4.5	Referanseindeks .....	28
4.6	Overlevelsesskjevhet .....	29
5	Metode.....	32
5.1	CAPM.....	32
5.2	3-faktormodellen .....	32
5.3	4-faktormodellen .....	34
5.4	6-faktormodellen .....	34
5.5	Hypoteser.....	37
6	Analyse.....	39
6.1	Markedsutvikling.....	39

6.2	Faktoranalyse.....	42
6.3	Faktorkorrelasjon.....	43
6.4	Likevektsporteføljen.....	44
6.5	CAPM.....	46
6.6	3-faktormodellen .....	49
6.7	4-faktormodellen .....	52
6.8	6-faktormodellen .....	54
6.9	Drøfting .....	56
7	Konklusjon .....	60
8	Videre forskning og begrensninger .....	61
	Referanseliste .....	62
	Vedlegg 1: Fondsoversikt.....	66
	Vedlegg 2: Resultatene for likevektsporteføljen ved bruk av OSEAX.....	67
	Vedlegg 3: Alfafordeling ved CAPM (OSEAX) .....	67
	Vedlegg 4: Tosidig t-test av alfa ved CAPM (OSEAX) .....	68
	Vedlegg 5: Regresjonsresultater for fond med signifikant alfa: CAPM (OSEAX).....	68
	Vedlegg 6: Alfafordeling ved 3-faktormodellen (OSEAX).....	69
	Vedlegg 7: Tosidig t-test av alfa ved 3-faktormodellen (OSEAX).....	69
	Vedlegg 8: Regresjonsresultater for fond med signifikant alfa: 3-faktormodellen (OSEAX). 70	
	Vedlegg 9: Alfafordeling ved 4-faktormodellen (OSEAX).....	71
	Vedlegg 10: Tosidig t-test av alfa ved 4-faktormodellen (OSEAX).....	71
	Vedlegg 11: Regresjonsresultater for fond med signifikant alfa: 4-faktormodellen (OSEAX)72	
	Vedlegg 12: Alfafordeling ved 6-faktormodellen (OSEAX).....	73
	Vedlegg 13: Tosidig t-test av alfa ved 6-faktormodellen (OSEAX).....	73
	Vedlegg 14: Regresjonsresultater for fond med signifikant alfa: 6-faktormodellen (OSEAX)74	
	Vedlegg 15: Resultater for individuelle regresjoner ved CAPM .....	75
	Vedlegg 16: Resultater for individuelle regresjoner ved 3-faktormodellen.....	76
	Vedlegg 17: Resultater for individuelle regresjoner ved 4-faktormodellen.....	77
	Vedlegg 18: Resultater for individuelle regresjoner ved 6-faktormodellen.....	78
	Vedlegg 19: Selskap notert på Oslo Børs per 01.02.2016.....	79
	Vedlegg 20: Anova-tabell for likevektsporteføljen.....	80

## Figurer

Figur 1: Utvikling i OSEAX og referanseindeksen .....	29
Figur 2: Utvikling i referanseindeksen .....	39
Figur 3: Alfafordeling ved CAPM .....	46
Figur 4: Alfafordeling ved 3-faktormodellen .....	49
Figur 5: Alfafordeling ved 4-faktormodellen .....	52
Figur 6: Alfafordeling ved 6-faktormodellen .....	54

## Tabeller

Tabell 1: Gjennomsnittlig avkastning til døde og levende fond .....	30
Tabell 2: Test for like gjennomsnittlig avkastning for døde og levende fond .....	31
Tabell 3: Konstruksjon av størrelses- og B/M-porteføljene .....	33
Tabell 4: Konstruksjon av investeringsporteføljene .....	35
Tabell 5: Konstruksjon av lønnsomhetsporteføljene .....	36
Tabell 6: Beskrivende statistikk for referanseindeksen og fond .....	40
Tabell 7: Beskrivende statistikk for forklaringsvariablene .....	43
Tabell 8: Korrelasjon mellom forklaringsvariablene .....	44
Tabell 9: Resultatene for likevektsporføljen .....	44
Tabell 10: Tosidig t-test av alfa ved CAPM .....	47
Tabell 11: Regresjonsresultater for de beste og dårligste fond ved CAPM .....	48
Tabell 12: Tosidig t-test av alfa ved 3-faktormodellen .....	50
Tabell 13: Regresjonsresultater for de beste og dårligste fond ved 3-faktormodellen .....	50
Tabell 14: Tosidig t-test av alfa ved 4-faktormodellen .....	52
Tabell 15: Regresjonsresultater for de beste og dårligste fond ved 4-faktormodellen .....	53
Tabell 16: Tosidig t-test av alfa ved 6-faktormodellen .....	55
Tabell 17: Regresjonsresultater for de beste og dårligste fond ved 6-faktormodellen .....	55
Tabell 18: Resultatsammenligning OSEFX og OSEAX .....	58





# 1 Introduksjon

Hvorvidt aktivt forvaltede aksjefond skaper risikojustert meravkastning og hvilke risikofaktorer som forklarer fondsavkastning, er temaer som interesserer mange, der forskere og praktikere er til dels uenige. Fokus på dette området er likevel viktig for både akademikere og investorer. For akademikere er det viktig fordi en eksistens av risikojustert meravkastning knyttet til aktiv forvaltning vil stride mot hypotesen om semi-sterk markedseffisiens (Fama, 1970). For investorer er det viktig for å avdekke underliggende risiko knyttet til investering i aktivt forvaltede fond, og om det å betale forvaltere for å plassere midler i ulike verdipapirer skaper risikojustert meravkastning. Porteføljepricingsteori handler om prising av risikofylte verdipapirer og forsøker å forklare variasjon i avkastningen. Litteraturen på dette fagområdet er svært omfattende og i stadig utvikling. En primær forutsetning for porteføljepricingmodeller er at det er en sammenheng mellom risiko og avkastning, og at verdipapirer med høyere risiko skal gi høyere avkastning. Konkurransen om å finne den modellen som forklarer markedet best hjelper vår forståelse av kapitalmarkedet, og avdekker risikomomenter som er knyttet til aksjer og verdipapirer. Den forventede aksjeavkastningen er en viktig faktor i fundamentale aksjepricingmodeller og en endring i hvordan den estimeres vil kunne endre investeringstilnærmingen. (Hou et al., 2014b)) argumenterer for at de eksisterende flerfaktormodellene ikke forklarer all risiko, noe som betyr at det fremdeles er rom for forbedringer i de empiriske modellene.

Investering i aksjefond har hatt en kraftig økning blant norske privatinvestorer, med en økning fra 4 til 12 milliarder kroner fra 2014 til 2015 (Verdipapirfondenes forening, 2015). Dette har ført til høy vekst i det norske fondsmarkedet, og skapt en debatt i media om avkastningen til aktivt forvaltede fond kan forsvare de høye forvaltningskostnadene. En annen viktig diskusjon i Norge omhandler forvaltning av Oljefondet som består av 60 % aksjer. Oljefondet er aktivt forvaltet og har bred eksponering mot de internasjonale markedene (NBIM, 2015). En nyere rapport fremlagt av Oljefondet viser en årlig realavkastning etter fradrag for forvaltningskostnader, på 3,7 %. Rapporten viser til at Oljefondet har slått indeksen med 0,26 prosentpoeng årlig siden oppstarten. Denne risikojusterte meravkastningen er ikke statistisk signifikant, men benyttes til å forsvare aktiv forvaltning av Oljefondet (NBIM, 2016).

I denne oppgaven har vi utført en prestasjonsanalyse av norske aksjefond som primært investerer i aksjer notert på Oslo Børs. Formålet med oppgaven er å utforske avkastningen til

aktivt forvaltede fond, samt evaluere validiteten til ulike porteføljeprisingsmodeller. I denne oppgaven undersøkes to hovedspørsmål:

- i) Skaper norske aktivt forvaltede fond risikojustert meravkastning?
- ii) Hvilken porteføljeprisingsmodell forklarer best avkastningen til norske aktivt forvaltede fond?

For å belyse problemstillingen benytter vi et datasett fritt for overlevelsesskjevhet som inneholder 81 aktivt forvaltede fond med månedlige nettoavkastning for perioden januar 1990 til juli 2015. Prestasjonsvurdering skal gjøres basert på regresjonsanalyse med utgangspunkt i CAPM utviklet av Sharpe (1964), Lintner (1965) og Mossin (1966), 3-faktormodellen av Fama og French (1993), 4-faktormodellen av Carhart (1997) og en egenkonstruert 6-faktormodell. Sistnevnte bygger videre på 4-faktormodellen av Carhart (1997), og inkluderer lønnsomhetseffekten (PMU) dokumentert av Novy-Marx (2013) og investeringseffekten (CMA) presentert av Fama og French (2015). Forskning knyttet til disse faktorene er relativt ny og har ikke blitt etterprøvd på det norske markedet. Vi vil derfor konstruere faktorene selv, og vil med dette være blant de første til å bruke disse i en analyse av norske aksjefond.

Vi finner ved bruk av empiriske modeller for porteføljeprising at norske aksjefond i gjennomsnitt gir en negativ risikojustert avkastning. Resultatene viser at kun 2 fond gir signifikant høyere avkastning enn forventet ut i fra risiko. Dette er ikke mer enn vi kan forvente ved ren tilfeldighet ved bruk av 5 % signifikansnivå. Av porteføljeprisingsmodellene viser 6-faktormodellen høyest forklaringsgrad, og vi finner at den er signifikant bedre sammenlignet med 4-faktormodellen av Carhart (1997). Fondene i analysen viser svak eksponering mot verdi- og momentumeffekten, noe som stemmer med tidligere studier utført på det norske markedet (Næs et al., 2007, Sørensen, 2009). Ut i fra 6-faktormodellen finner vi at det norske fondsmarkedet har signifikant eksponering mot investeringseffekten. Dette er i tråd med resultatene til Fama og French (2015) som viser at selskaper med konservativ investeringsmønster har høyere forventet avkastning. Vi finner derimot en svak sammenheng mellom lønnsomhetsfaktoren og avkastningen til norske aksjefond.

I det neste delkapitlet presenteres relevant informasjon om aksjefond og alternative forvaltningsstrategier. I kapittel 2 og 3 presenteres relevante teorier og en litteraturgjennomgang av tidligere forskning på aktiv forvaltning. Kapittel 4 beskriver data som benyttes i oppgaven

og det gis en begrunnelse av valg som er tatt med hensyn til analysen. I kapittel 5 gis en utvidet forklaring på hvordan de ulike risikofaktorene er konstruert og hvilke metoder som er brukt. I kapittel 6 presenteres beskrivende statistikk, resultatene og drøfting av de empiriske undersøkelsene. I den siste delen av oppgaven kommer konklusjon og forslag til videre forskning.

## **1.1 Verdipapirfond**

Verdipapirfond er en samlebetegnelse for aksjefond, kombinasjonsfond og rentefond. Rentefond deles inn i obligasjonsfond og pengemarkedsfond. Et verdipapirfond er en investeringsform der mange investorer går sammen om å plassere sine midler i verdipapirmarkedet. Fondet er da en egen juridisk enhet som eies av andelseierne, og pengene forvaltes av et forvaltningsselskap med konsesjon fra myndighetene (Verdipapirfondenes forening, 2015). Aksjefond investerer minimum 80% av forvaltningskapitalen i aksjemarkedet (Verdipapirfondenes forening, 2015). Fondet må investere i minimum 16 ulike aksjeselskaper, hvor maksimalt 10% av total forvaltningskapital kan investeres i ett selskap. Aksjefond grupperes etter hvilket investeringsunivers de tilhører. Dette er som oftest basert på hvilket geografiske område eller i hvilken næring fondet investerer.

Investeringer i verdipapirfond innebærer kostnader som belastes investoren. Disse kostnadene er som oftest årlige forvaltningskostnader, tegningsgebyr og innløsningsgebyr. De årlige forvaltningskostnadene går til forvaltningsselskapet, og er selskapets betaling for forvaltning, markedsføring, regnskap og administrering av fondet. Tegnings- og innløsningsgebyr betales når man kjøper eller selger fondsandeler. De oppgis i prosent og trekkes fra summen man handler for. Kostnadene avhenger av hvilke forvaltningsstrategi som velges. Kostnadene knyttet til aktiv forvaltning er noe høyere siden forvaltere aktivt må vurdere forskjellige investeringsalternativer. Årlig kostnad for en investor ved å investere i passivt forvaltede fond kan være så lave som tre til fem basispunkter (0,03 % -0,05%), mens for et aktivt forvaltet fond kan kostnadene variere mellom 0,3 % til 2,5 % av investert kapital (Eckbo og Ødegaard, 2015)

## **1.2 Forvaltningsstrategier**

Fondsforvaltning handler om å sette sammen verdipapirer i porteføljer til lavest mulig kostnad. Overordnet mål for et fond er å maksimere avkastning for investorene ved strategisk utvelgelse av investeringsobjektene forutsatt eksisterende inntjeningspotensial (Eckbo og Ødegaard,

2015). Det finnes ulike fondsforvaltningsstrategier, og det er vanlig å skille mellom to typer fondsforvaltning; indeksforvaltning og aktiv forvaltning.

### ***Indeksforvaltning***

Indeksforvaltning er en forvaltningsstrategi som har som mål å oppnå den samme avkastningen som veldefinerte markedsindekser. Indeksforvaltning blir betraktet som passiv forvaltning siden innhold og sammensetning blir bestemt av markedsindeksen. En indeks er en gruppe verdipapirer som representerer et bredt marked eller deler av markedet. Den gjenspeiler verdiutviklingen i det markedet den representerer og gir en indikasjon for investorer om markedsutviklingen. Siden indeksfond skal gjenspeile risikoen i markedet, er sammensetningen vektet av markedskapitaliseringen. Et indeksfond er sammensatt av samme type verdipapirer fordelt etter markedsvekt. Vektene forblir verdiveide ved endring i aksjekursen og vi kan da si at porteføljen er selvregulerende. Forvalteren trenger ikke å handle for å opprettholde vektene. Indeksforvaltning kan sies å være "buy and hold", og med dagens teknologi kan indeksforvaltning styres maskinelt, hvilket bidrar til lave forvaltningskostnader sammenlignet med aktiv forvaltning (Eckbo og Ødegaard, 2015).

### ***Aktiv forvaltning***

Aktiv forvaltning er en forvaltningsstrategi der forvalteren bruker sine kunnskaper til å vurdere ulike investeringsalternativer uavhengig av markedsindeksen. Målet med en slik forvaltningsstrategi er å slå markedet med størst mulig margin. Denne forvaltningsstrategien krever menneskelige ressurser for å analysere og vurdere aktuelle selskaper, noe som gjør at forvaltningskostnadene øker sammenlignet med indeksforvaltning (Eckbo og Ødegaard, 2015). Innen aksjeforvaltning er det vanlig å skille mellom to forskjellige fremgangsmåter for å analysere aktuelle investeringsobjekter; teknisk analyse og fundamental analyse. Teknisk analyse baserer seg på at det eksisterer mønstre i aksjeprisene som kan utnyttes, og indikerer at det er lønnsomt å handle basert på aksjenes historisk utvikling. Fundamental analyse dreier seg om å finne feilprisinger i markedet. Målet er å identifisere egenverdien til selskapet basert på tilgjengelig informasjon om selskapet, samt annen offentlig informasjon om sammenlignbare selskaper, bransjen og markedet. Forutsatt at aksjepriser beveger seg mot egenverdien av selskapet på lengre sikt, kan forvaltere ved hjelp av fundamental analyse oppdage feilprisinger i markedet (Fama, 1995).

Prestasjonsanalysen til aktivt forvaltede fond krever at vi evaluerer avkastningen til aksjeporteføljen opp mot den risikoen den enkelte porteføljen bærer. Prestasjonen til porteføljene kan deles inn i minst to ulike dimensjoner (Jensen, 1968):

- i. Evnen porteføljeforvaltere har til å skape meravkastning gjennom å analysere og predikere utviklingen i aksjepriser.
- ii. Evnen porteføljeforvaltere har til å minimere diversifiserbar risiko.

En utfordring med prestasjonsmåling av aktivt forvaltede fond er å definere risiko og hvordan vi velger å måle denne risikoen. Finansforskning har hittil ikke funnet de "sanne" faktorene som faktisk er priset inn i aksjemarkedet og resultatene vil avhenge av faktorene vi tar hensyn til (Eckbo og Ødegaard, 2015).

## 2 Porteføljeteori

Porteføljeteori handler om å forklare prisen på finansielle aktiva i et marked bestående av usikkerhet. Den prøver å forklare hvorfor enkelte aktivum gir høyere avkastning enn andre. Markowitz (1952) argumenterer for at investorer kun skal kreve kompensasjon for systematisk risiko, altså risiko som ikke forsvinner ved å holde en vel diversifisert portefølje. Et sentralt spørsmål innen porteføljeteori handler derfor om hvilke systematiske risikofaktorer som driver prisen til et aktivum, og til hvilken grad investorer kompenseres for eksponering mot disse. Usikkerheten eller kompensasjonen for risiko er det som gjør porteføljeteori både interessant og komplisert.

### 2.1 Kapitalverdimodellen

Med bakgrunn i Markowitz porteføljeteori (1952), ble kapitalverdimodellen (CAPM) utviklet på 60-tallet av Sharpe (1964), Lintner (1965) og Mossin (1966). CAPM ble ansett som et gjennombrudd innen moderne finansiell økonomi. Modellen gir et anslag på forholdet mellom risiko og forventet avkastning på et aktivum. Dens hovedargument er at likevektsavkastningen til alle risikable aktiva er en funksjon av dens kovarians til markedsporteføljen.

CAPM bygger på forutsetninger som forenkler virkeligheten. Fra Markowitz (1952) antas det at investorene er risikoavers og velger en effisient portefølje. Med dette menes det at investorer kun investerer i porteføljer med minimum varians gitt forventet avkastning og maksimum forventet avkastning gitt varians. Sharpe (1964) og Lintner (1965) legger til antagelsene om homogene forventninger blant investorene angående risiko og avkastning, og at de kan låne eller låne ut til risikofri rente. CAPM er gitt ved:

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

Hvor  $E(r_i)$  er forventet avkastning på aktiva  $i$ ,  $r_f$  er risikofri rente,  $E(r_m)$  er forventet avkastning på markedsporteføljen og  $\beta_i = Cov(r_i, r_m) / \sigma_m^2$  er aktiva  $i$  sin grad av samvariasjon med markedsporteføljen.  $\beta$  uttrykker systematisk risiko som investorer krever en risikopremie for å holde.

CAPM kan testes ved å sette observert avkastning  $R_{i,t}$  lik forventet avkastning pluss feilledet  $\varepsilon_{i,t}$ , med følgende likning (Jensen et al., 1972):

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

Tidlige tester gjennomført av Douglas (1969), Black og Scholes (1973) og Jensen et al. (1972) finner en positiv, lineær sammenheng mellom forventet avkastning og systematisk risiko. Fama og MacBeth (1973) videreførte forskningen av Jensen et al. (1972) og finner et skjæringspunkt høyere enn risikofri rente. Videre finner de lineær sammenheng mellom forventet avkastning og beta, og at den lineære sammenhengen vedvarer når data går over en lengre tidsperiode. Senere studier av Fama og French (1992) og Miles og Timmermann (1996) finner få empiriske bevis på disse sammenhengene. Roll (1977) kritiserte testingen av CAPM og argumenterte for at den ikke kunne testes med mindre den eksakte markedsporteføljen er kjent og benyttes i testen. Han hevder at selv små avvik fra effisiens kan skape ikke-signifikante forhold mellom risiko og forventet avkastning. For å finne den eksakte markedsporteføljen må alle individuelle aktiva som finnes i populasjonen inkluderes. Roll (1977) mener at det i prinsippet er mulig å teste om markedsporteføljen er effisient, men at det i praksis ikke lar seg gjøre. Stambaugh (1982) argumenterer for at testingen av CAPM ikke avhenger av valgt markedsportefølje og hevder derfor kritikken til Roll (1977) er for sterk.

Videre forskning finner at tverrsnittsvariasjon i gjennomsnittlig avkastning ikke kan forklares kun ved samvariasjonsmålet beta, og viser til at fundamentale variabler slik som størrelse (Banz, 1981), book-to-market rate (Chan et al., 1991, Rosenberg et al., 1985), makroøkonomiske variabler og price-to-earnings rate (Basu, 1983) forklarer deler av tverrsnittsvariasjonen i gjennomsnittlig avkastning. Andre finner at selskaps gjennomsnittlige avkastning kan forklares av en reversering i langsiktig avkastning (Bondt og Thaler, 1985). De finner 3 år etter porteføljesammensetningen at selskap gruppert som lav avkastning presterer 25 % bedre enn selskap med høy avkastning. Jegadeesh og Titman (1993) argumenterer for det motsatte med at et selskaps kortsiktige avkastning har en tendens til å vedvare over de neste 3-12 månedene.

Forskningen på såkalte CAPM-anomalier (nærmere forklart i delkapittel 3.2) har gitt opphav til flerfaktormodeller som tar hensyn til empirisk motiverte faktorer som er med på å forklare tverrsnittsvariasjonen i gjennomsnittlig avkastning.

## **2.2 Arbitrasjeprikingsteorien**

Arbitrasjeprikingsteorien (APT) ble utviklet av Ross (1976) og er et ledende alternativ til CAPM. I motsetning til CAPM som kun benytter beta som risikofaktor, gir APT mulighet til å



utvide definisjonen av systematisk risiko, ved å spesifisere flere risikofaktorer. Ross (1976) argumenterer for at forventet avkastning til et aktivum er en lineær funksjon av  $k$  antall systematiske risikofaktorer. Faktorene som inkluderes i APT er også mulig å teste empirisk til forskjell fra beta i CAPM, som i følge Fama (1991) er vanskelig å teste. Utfordringen ligger i å identifisere risikofaktorene. Flerfaktormodeller er et forsøk på å identifisere empirisk testbare risikofaktorer og anvende APT i praksis.

APT bygger ifølge Ross (1976) på forutsetningene om at avkastning til et aktivum kan beskrives med en faktormodell og at det er homogene forventninger blant investorene. Ross (1976) argumenterer for at velfungerende kapitalmarkeder ikke tillater vedvarende arbitrasjemuligheter. Arbitrasjeargumentet sier at to aktiva med samme kontantstrøm skal ha samme markedspris. Når det oppstår situasjoner hvor dette ikke stemmer, vil oppmerksomme investorer oppdage feilprisingen og korrigere markedet. Det er betingelsen om fravær av arbitrasjemuligheter over tid som skaper likevekt i APT. Faktisk avkastning for aktivum  $i$  er gitt ved følgende modell (Ross, 1976):

$$r_i = E(r_i) + \beta_{i,1}F_1 + \beta_{i,2}F_2 + \dots + \beta_{i,k}F_k + \varepsilon_i$$

Hvor  $r_i$  er faktisk avkastning på aktivum  $i$ ,  $E(r_i)$  er forventet avkastning på aktivum  $i$ ,  $\beta_{i,k}$  er endring i avkastning til aktivum  $i$  forårsaket av uventet endring i risikofaktor  $k$ ,  $F_k$  er uventet endring i risikofaktor  $k$ , og  $\varepsilon_i$  er unik effekt på aktivum  $i$  sin avkastning.

Både  $F_k$  og  $\varepsilon_i$  har forventet verdi 0 siden de måler uventet endring i en risikofaktor, ikke nivået på variabelen. Den faktiske avkastningen blir derfor lik forventet avkastning, dersom det ikke inntreffer noen uventede økonomiske eller bedriftsspesifikke hendelser.

Den generelle modellen identifiserer ikke hvor mange eller hvilke faktorer som skal inkluderes i modellen. Det er derfor gjennomført studier som forsøker å klargjøre dette. Ved bruk av faktoranalyse gjennomførte Gehr (1975) en empirisk analyse av APT og konkluderte med at minst to eller tre faktorer forklarer store deler av variansen i den underliggende aksjeporteføljen. Roll og Ross (1980) utvidet analysen ved hjelp av et større datasett og hevder at minst tre faktorer har forklaringskraft. En klar tolkning av disse risikofaktorene er ikke tilgjengelig. Et av problemene med Roll og Ross (1980) sin analyse er at de ikke skiller på om disse faktorene er de samme for alle de 42 porteføljene de analyserer eller om de er unike for hver portefølje. Dhrymes et al. (1984) retter kritikk mot Roll og Ross (1980) hvor de hevder at det finnes en positiv sammenheng mellom størrelsen på porteføljene i analysen og antall forklarende faktorer.

Chen et al. (1986) finner signifikante resultater på makroøkonomiske variabler som har systematisk påvirkning på avkastningen i aksjemarkedet. De valgte ut a priori makrovariabler som kunne representere systematisk risiko i aksjemarkedet og testet variablenes signifikans. De fant at industriell produksjon, endring i risikopremien, endringer i yield-kurven og endringer i inflasjon hadde signifikant påvirkning på avkastningen. Berry et al. (1988) hevder at det ikke er et ”korrekt” sett av faktorer som skal inkluderes i APT. De hevder en ”korrekt” faktor intuitivt må forklare avkastningen til et aktivum og bestå nødvendige statistiske tester for å kunne klassifiseres som en APT-faktor. Videre må avkastningen til aktiva vise sensitivitet ovenfor faktoren.

### **2.3 Hypotesen om markedseffisiens**

Kapitalmarkeder har to viktige funksjoner i økonomien, de bidrar til effektiv allokering av ressurser og omfordeler risiko. Ideelt sett vil vi ha markeder hvor prisene er tilstrekkelig informasjonskilde for kjøp og salg av finansielle aktiva. Prisene i finansmarkedet er styrt av tilbud og etterspørsel, og representerer den gjeldende markedslivekten. Det er likevel mange som spekulerer i om denne likevektsprisen er «korrekt» ut i fra tilgjengelig informasjon i markedet, og eventuelt om det finnes profittmuligheter som følge av informasjonsasymmetri (Malkiel og Fama, 1970).

Spekulasjoner om markedseffisiens kan spores tilbake til 1900-tallet til den franske matematikeren Lous Bacheliers doktoravhandling, «Theory of speculation». Han argumenterte for at hvis markedet er i likevekt, så vil dagens pris være det beste estimatet for fremtidige priser. Investorer i markedet er villig til å betale ut i fra forventninger om fremtiden, og endringer i pris bare kan være forårsaket av ny informasjon. Siden ny informasjon er uforutsigbar, er også prisene i kapitalmarkeder uforutsigbare (Bachelier, 2011). Cowles 3rd (1933) publiserte artikkelen «Can Stock Market Forecasters Forecast», hvor han kritiserte analytikernes evner til å predikere priser. Han mente at aksjeprisene ikke kunne predikeres, og at tilfeldig plukking kunne være like lønnsomt som investering med bakgrunn i profesjonelle analyser (Cowles 3rd, 1933). Kendall og Hill (1953) var blant de første finansteoretikerne som forsøkte å finne et mønster i aksjemarkedsbevegelser med bakgrunn i større mengder data. Ved hjelp av nye statistiske verktøy kunne de underbygge sine funn med sterke statistiske bevis i motsetning til tidligere forskning. Deres studie viste at aksjeprisene beveget seg vilkårlig (random walk). Sannsynlighetene for opp- og nedgang viste seg å være uavhengige av

historiske hendelser (Jegadeesh, 1990, Kendall og Hill, 1953). Fama (1965) videreførte arbeidet av Kendall og Hill (1953), og utga artikkelen «Random Walks in Stock Market Price» som konkluderte med samme resultater om tilfeldige fluktuasjoner i aksjeprisene.

Hypotesen om effisiente markeder (EMH) ble definert og utviklet av Fama (1965), og er grunnlag for store deler av dagens finanst teori. Denne teorien bygger på forutsetning om «random walk», og indikerer at prisene i markedet til en hver tid vil reflektere all tilgjengelig informasjon. Fama (1965) innså at kapitalmarkeder i bunn og grunn er markeder for informasjon. Priser i markedet vil endre seg kun hvis ny informasjon blir oppdaget, og siden informasjon er uforutsigbar vil også priser i markedet variere tilfeldig. I et effisient marked vil det ikke være mulig for en investor å oppnå høyere avkastning enn markedet uten å påta seg høyere risiko, da prisene inneholder all tilgjengelig informasjon om fremtidsutvikling. Sendes det er et signal i markedet om at et selskap vil oppnå høyere avkastning i fremtiden, vil forvaltere/investorene handle inntil prisen reflekterer den forventede avkastningen i fremtiden. Hypotesen om markedseffisiens er bygd på følgende forutsetninger (Fama, 1970):

- i. Det er ingen transaksjonskostnader i forbindelse med salg og kjøp av verdipapirer.
- ii. Det er ingen informasjonskostnader i forbindelse med innhenting av informasjon og informasjon er tilgjengelig for alle markedsaktører.
- iii. Alle aktører handler rasjonelt og har samme oppfatning om hvordan tilgjengelig informasjon vil påvirke både spotpriser og priser i fremtiden for alle verdipapirer.

Disse forutsetningene er vanskelig å oppfylle i realiteten, men i følge Fama (1970) kan markedet være effisient til og med i de tilfellene der forutsetningene ikke er oppfylt. Disse forutsetningene er tilstrekkelige, men ikke nødvendige, for markedseffisiens.

I 1970 reviderte Fama markedseffisiensteorien, og den modifiserte versjonen hevder at markeder er nære effisiens mesteparten av tiden, men at aktiv forvaltning er nødvendig for å unngå feilprising og for å oppnå mer effisiente markeder. I tillegg blir det introdusert et skille mellom tre effisiensformer; svak, semi-sterk og sterk. Fama ønsker å presisere definisjon av «all tilgjengelig informasjon» for å gjøre det mulig å teste modellen empirisk. De ulike formene av markedseffisiens er knyttet til informasjonsmengden tilgjengelig i markedet (Fama, 1970).

### ***Svak effisiens***

Svak effisiens hevder at prisen reflekterer all informasjon knyttet til aksjens tidligere utvikling. Historiske priser sier ingenting om fremtidige priser og er lett tilgjengelig for alle markedsaktører. Dersom investorer kunne forutse kursutviklingen ved å analysere historiske priser ville alle aktører benyttet seg av dette og en slik effekt ville blitt eliminert. Svak effisiens hevder at teknisk analyse er unyttig siden all informasjon allerede er priset inn. Dette kan kobles tilbake til «random walk» som et bevis på at historisk data ikke er nyttig for prediksjonen av fremtiden. En kan derfor ikke forvente høyere profitt ved å benytte seg av teknisk analyse.

### ***Semi-sterk effisiens***

Semi-sterk effisiens indikerer at prisen reflekterer all offentlig tilgjengelig informasjon, som for eksempel historisk aksjeprisutvikling, regnskap, produktlinje, lederstil og lignende. Når ny informasjon blir offentlig kjent vil prisen raskt justere seg og vi får ny pris som reflekterer informasjon tilgjengelig i markedet. I dette markedet vil både teknisk- og fundamental analyse være lite verdifullt. Dette vil også bety at aktiv fondsforvaltning ikke er lønnsomt under forutsetning om semi-sterk effisiens, siden det ikke er mulig å forutsi om aksjer er overpriset eller underpriset.

### ***Sterk effisiens***

Sterk effisiens indikerer at prisen reflekterer all informasjon, både offentlig- og innsideinformasjon. Dette betyr at selv ikke de som har innsideinformasjon har muligheten til å utnytte sin kunnskap som ikke er offentlig kjent, og oppnå høyere profitt. Tanken bak et slikt markedssyn er at markedet evner å forutse fremtidig utvikling, og derfor vil også aksjeprisutvikling reflektere den private informasjonen. Følgelig kan vi konkludere med at under sterk effisiens vil det ikke være mulig med profitt ved bruk av informasjon. Både innside- og offentlig informasjon er reflektert i markedet og ingen kan tilegne seg profitt utover det normale.

Grossman og Stiglitz (1980) argumenterer for at det er kostnader i forbindelse med innhenting og behandling av informasjon, og dersom markedet hadde vært effisient ville det ikke vært noen insentiver for forvaltere å søke og behandle informasjon. Dette kan føre til at ny informasjon ikke blir oppdaget og dermed ikke reflektert i prisen (Grossman og Stiglitz, 1980). Rozeff og Kinney (1976) dokumenterte at det eksisterer sesongbaserte variasjoner i avkastning. De finner at avkastning i januar er signifikant høyere enn andre måneder. Gibbons og Hess (1981)

undersøkte om avkastning er lik for alle ukedager. Deres studie viser at priser er signifikant lavere på mandager. Tidligere forskning av Fama (1965) viser 20% høyere varians på mandager sammenlignet med andre ukedager.

I følge Eckbo og Ødegaard (2015) innebærer markedseffisiens at prisene er gjennomsnittlig feilfrie og at helt feilfrie priser er en ren umulighet i en verden med usikker fremtid. Videre argumenterer de at det er handlekostnader som forhindrer arbitrasje og driver feilprising til null. Dette stemmer med funnene av Grossman og Stiglitz (1980). Hvis dette er riktig kan ingen forvaltere forvente å slå markedet, med mindre de har tilgang til prissensitiv informasjon som ikke er bakt i prisen. Investorene har ulik oppfatning av informasjon og prisen i markedet vil aggregere investorenes individuelle informasjon, og på denne måten inneholde mer informasjon enn noen individuell investor besitter. Investorer vil kjøpe eller selge verdipapirer inntil de tror at prisene er «riktige» i henhold til den informasjonen som de besitter. Effisiens i markedet skapes ved at investorer konkurrerer med hverandre og at det er profittmuligheter for de som oppdager ineffisiens på kort sikt. Det må alltid være investorer som er på jakt etter informasjon og feilprisinger i et effisient marked (Fama, 1965, Fama, 1970).

### 3 Empiriske tester av porteføljeteori

#### 3.1 Jensens alfa – $\alpha$

Jensens alfa er et verktøy utviklet av Michael Jensen i 1968 som baserer seg på CAPM og som ser på forholdet mellom risiko og avkastning. Jensens alfa er et risikojustert mål som representerer den gjennomsnittlige avkastningen for en portefølje som ikke kan forklares med CAPM, gitt porteføljens beta og gjennomsnittlig markedsavkastning. Jensen (1968) argumenterer for at en viktig utfordring innen finans er evaluering av porteføljerisiko. I tillegg mener han at prestasjonsmåling av porteføljene kan deles inn i to dimensjoner; meravkastning som følge av forvalterens evner til å identifisere feilprisinger i markedet, og minimering av risiko ved hjelp av diversifisering. Å måle disse to dimensjonene har tidligere vært utfordrende på grunn av manglende forståelse og måleinstrumenter for risiko. Jensen ønsket å finne ut hvor mye av avkastningen som kan forklares av markedet og hvor mye av avkastningen som eventuelt skyldes forvalterens ferdigheter (Jensen, 1968). Denne modellen kan også ses på som et forsøk på å teste EMH. Positiv alfa kan tyde på at modellen enten er feilspesifisert eller at porteføljen har en meravkastning utover markedsavkastningen, noe som ville vært et bevis mot EMH. Forutsatt at modellen er riktig spesifisert kan man si at den ekstra porteføljeavkastningen som skapes av forvaltere/investorer er oppnådd ved å slå markedet.

For å finne alfa kan vi først sette opp kapitalverdimodellen på regresjonsform hvor vi observerer avkastningen på et aktivum og avkastningen på totalmarkedet. Da vil kapitalverdimodellen kunne presenteres som:

$$r_{i,t} = \hat{\alpha}_i + r_{f,t} + \hat{\beta}_i(r_{m,t} - r_{f,t})$$

Vi kan få et uttrykk for  $\alpha$  ved å snu om på uttrykket ovenfor:

$$\hat{\alpha}_i = (r_{i,t} - r_{f,t}) - (\hat{\beta}_i(r_{m,t} - r_{f,t}))$$

Ved bruk av denne ligningen kan vi teste om porteføljen gir risikojustert meravkastning, utover det som predikeres av CAPM. Resultatet vil likevel være avhengig av om selve modellen er riktig spesifisert. Jensens alfa har fått kritikk for dens enkelhet i og med at den baserer seg på samme antagelsene som CAPM, og at den ikke fanger opp anomalier i markedet (Carhart, 1997). Modellen er ikke tilstrekkelig for å teste markedseffisiens og meravkastning over tid. Den danner likevel et grunnlag for videre forskning og mer virkelighetsnære modeller som tar hensyn til flere faktorer.

## 3.2 Anomalier

Mønster i gjennomsnittsavkastning som ikke blir forklart av CAPM kaller vi anomalier (Fama og French, 1996). Anomaliene som blir fanget opp, kan enten tolkes som at markeder ikke er effisiente og det finnes profittmuligheter i markedet, eller at disse anomaliene gjenspeiler risiko som ikke har blitt tatt hensyn til i tidligere prisingsmodeller.

Studiet til Banz (1981) viser at CAPM er feilspesifisert og at små selskaper i gjennomsnitt oppnår høyere risikojustert avkastning enn store selskaper. Han finner at effekten på avkastningen er størst for de aller minste selskapene og at sammenhengen mellom størrelse og avkastning ikke er lineær (Banz, 1981). Bhandari (1988) undersøker sammenhengen mellom gjeld og gjennomsnittsavkastning. Han finner en positiv sammenheng mellom avkastning og gjeld som ikke blir forklart av  $\beta$  (Bhandari, 1988). En annen studie til Basu (1983) tester sammenhengen mellom earning-price (E/P), selskapsstørrelse og avkastning. Resultatene viser at aksjer i selskaper med høy E/P har høyere risikojustert gjennomsnittsavkastning enn aksjer i selskaper med lav E/P. Denne effekten er også signifikant ved justering for variasjon i selskapsstørrelse. Studien viser at små selskaper gir høyere risikojustert gjennomsnittsavkastning enn store selskaper, men kontrollert for avkastningen for variasjon i markedsrisiko og E/P ser effekten ut til å forsvinne (Basu, 1983). Studiene til Chan, Hamao og Lekonishok (1991) viste sterk positiv sammenheng mellom book-to-market-rate og risikojustert avkastning. Chan et al. (1991) finner at book-to-market-rate har høy forklaringsgrad på tverrsnittsvariasjonen i gjennomsnittsavkastningen i aksjemarkedet i Japan. Forskere finner at størrelse, E/P, gjeld og book-to-market-rate bidrar å øke forklaringsgraden for forventet avkastning.

Generelt, rater som inneholder aksjepriser har gjerne informasjon om forventet avkastning som ikke er tatt hensyn til i markedsbetaer. Dette er fordi aksjeprisen avhenger av både den forventede kontantstrømmen, og forventet avkastning som er neddiskontert med ønsket neddiskonteringsrente til dagens verdi. Vi kan tolke det dithen at tverrsnittsvariasjonen i prisene inneholder informasjon om tverrsnittsvariasjonen i forventet avkastning (Fama og French, 2004).

Investorer i et perfekt marked er risikoaverse pristakere og vil holde en portefølje som maksimerer nytten. En optimal portefølje kan beskrives som en portefølje der ingen andre

porteføljer har samme eller høyere avkastning med lavere risiko (Fama og MacBeth, 1973). På generell basis kan vi si at investorer vil ha kompensasjon for høyere risiko, og vil kreve høyere avkastning. Videre er det naturlig å se på de tilfellene der en investor klarer å oppnå høyere avkastning, og se om det skyldes en kompensasjon for høyere risiko eller om det er en feilprising i markedet. Analysen og resultatene vil være avhengig av modellen vi velger å bruke for å beregne forventet avkastning. I følge forskning beskrevet ovenfor er det empirisk belegg for at ulike multipler og effekter kan bidra til å predikere forventet avkastning.

### **3.3 Fama og French 3-faktormodell**

3-faktormodellen er en faktormodell utviklet av Fama og French (1993) som kan ses på som en utvidelse av CAPM. CAPM bruker kun en faktor for å predikere et aktivas forventede avkastning. Studiene til Fama og French (1992), viser at risiko knyttet til en aksje er flerdimensjonal. 3-faktormodellen er komponert til å fange opp anomaliene som ikke blir fanget opp av CAPM. Det kan sies at CAPM er en teoretisk modell, mens 3-faktormodellen er en modell som baseres på empiriske funn. Fama og French (1992) tok utgangspunkt i anomaliene beskrevet i kapitlet ovenfor og observerte aksjeavkastningen i markedet og konstruerte en modell basert på data fra markedet.

I deres artikkel i 1992 «The cross-section of expected stock returns» tester Fama og French en rekke faktorer som tidligere har vist signifikant sammenheng med avkastning, samt sammenhengen mellom avkastning og  $\beta$ . De startet med å se på sammenhengen mellom gjennomsnittsavkastning, størrelse og  $\beta$ . Resultatene viste sterk positiv sammenheng mellom gjennomsnittlig avkastning og  $\beta$ , og en sterk negativ sammenheng mellom størrelse og gjennomsnittlig avkastning. Størrelse og  $\beta$  hadde korrelasjon på -0,98 noe som gjorde det vanskelig å identifisere virkning av disse faktorene hver for seg.

Videre rangerte de aksjene notert på NYSE, AMEX og Nasdaq etter størrelse og delte dem inn i 10 porteføljer fra minst til størst (ME-porteføljer). For å se på variasjonen i avkastning uavhengig av størrelse, rangerte de selskapene innen disse ME-porteføljene ut i fra historisk  $\beta$ . Denne rangeringen fremhever en sterk sammenheng mellom gjennomsnittlig avkastning og størrelse. I tillegg viser resultatene at sammenhengen mellom  $\beta$  og gjennomsnittlig avkastning er veldig svak når vi tillater variasjon i  $\beta$  som ikke er relatert til størrelse. Dette kan også tyde på at størrelseseffekten ikke er uttrykt ved  $\beta$ .



I en senere rapport viste Fama og French (1993) at ved å kombinere størrelse og market-to-book rate kunne man fange opp tverrsnittsvariasjonen i gjennomsnittlig avkastning forbundet med markedsrisiko ( $\beta$ ), størrelse, gjeld, book-to-market rate og earning-price-rater (Fama og French, 1992, Fama og French, 1993, Fama og French, 1996).

Fama og French (1992) presenterte bevis for at aksjer i små selskaper gir høyere forventet avkastning enn aksjer i store selskaper og at aksjer med høy book-to-market-rate har høyere forventet avkastning enn aksjer med lav book-to-market-rate. I henhold til 3-faktorsmodellen blir forventet porteføljeavkastning bestemt av porteføljens følsomhet til følgende variabler (Fama og French, 1993):

- i.  $(r_{m,t} - r_{f,t})$  Differansen mellom meravkastning til en diversifisert markedsportefølje og risikofri rente.
- ii. SMB (small minus big) - Størrelseseffekt: Differansen mellom avkastningen til en portefølje av aksjer i små selskaper, og avkastningen til en portefølje med aksjer i store selskaper.
- iii. HML (high minus low) - Verdieffekt: Differansen mellom avkastningen til en portefølje av aksjer med høy bokført verdi opp mot markedsverdi (B/M), og avkastningen til en portefølje av aksjer med lav bokført verdi opp mot markedsverdi (B/M).

Dette gir oss følgende uttrykk for forventet avkastning:

$$r_{i,t} = r_{f,t} + \beta_{i,(r_{m,t}-r_{f,t})}(r_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_{i,SMB}(SMB) + \beta_{i,HML}(HML) + \alpha_i$$

Første delen av uttrykket er tatt i fra CAPM i kombinasjon med Jensen alfa, og i tillegg brukes SML- og HML-faktorene som et justeringsledd. Dersom aksjer er priset rasjonelt, vil systematiske forskjeller i gjennomsnittlig avkastning skyldes forskjeller i risiko. Indirekte vil dette si at dersom aksjer er priset rasjonelt vil faktorene SMB og HML uttrykke risiko knyttet til selskapenes størrelse og market-to-book-rate.

### ***SMB - Størrelseseffekten***

Størrelsen til selskaper beregnes ut i fra aksjeprisen multiplisert med antall aksjer. Aksjene som er større enn medianen til en utvalgt børs/market blir kalt for big (B) og de som er mindre enn medianen blir kalt for small (S). Faktoren SMB settes sammen ved å bruke differansen mellom gjennomsnittlig avkastning til «small-aksjene» og «big-aksjene». Denne faktoren er designet for å måle meravkastningen en investor historisk sett har mottatt ved å investere i aksjer med relativt lav markedsverdi. Denne meravkastning blir ofte kalt for «størrelsespremien» (Fama og

French 1992). Størrelsespremien kan komme av at mindre selskaper er mer sensitive til en rekke risikofaktorer som påvirker investorer:

i. Likviditet

Mindre selskaper er gjerne mindre likvide enn store selskaper og investorer vil kreve ekstra avkastning som en kompensasjon for dårligere likviditet. Arbel and Strebel (1983) hevder at små selskaper er vanskelige investeringsobjekter på grunn av lite tilgjengelig informasjon.

ii. Sensitive til lavkonjunkturer - konkurrisiko

Mindre selskaper er relativt udiversifiserte og har gjerne større sannsynlighet for gå konkurs ved nedgangskonjunkturer (Næs et al., 2007).

iii. Usikker inntjening

Mindre selskaper er ofte også selskaper som ikke har vært i markedet like lenge som større selskaper og har gjerne større usikkerhet knyttet til fremtidige inntekter.

### ***HML -Verdieffekten***

Graden av verdi blir beregnet ved bruk av bokført verdi delt på markedsverdi og fordelt i tre grupper. De laveste 30 % - low (L)- vekstselskaper, de høyeste 30 % - high (H) – verdiselskaper, og de resterende 40 % blir kalt for nøytral (M). Faktoren HML er uttrykt ved differansen mellom gjennomsnittlig avkastning til verdiselskaper og vekstselskaper (Fama og French, 1992). Fama og French (1995) bekreftet funnene om sammenhengen mellom avkastning og book-to-market-rate ved å se på sammenhengen mellom lønnsomheten og book-to-market-rate. De presenterte bevis for at selskaper med vedvarende høy lønnsomhet gjerne har lav book-to-market-rate og at selskaper med lav lønnsomhet gjerne har høy book-to-market-rate (Fama og French, 1995). HML-faktoren uttrykker verdipremien som en investor får ved å investere kapital i selskaper med høy B/M verdi. Disse selskapene har lav markedsverdi sammenlignet med deres bokførte verdi. Dette kan være en indikasjon på at markedet tviler på deres inntjeningspotensial, eller at disse selskapene har vært i en dårlig periode. I begge tilfeller er det et risikoelement som øker sannsynligheten for konkurs og som investorer vil kreve ekstra kompensasjon for (Pätäri og Leivo, 2015).

MacKinlay (1995) argumenterer for at verdipremien er irrasjonelt høy. Porta et al. (1997) underbygger tidligere forskning om unormalt høy avkastning på verdiaksjer er forårsaket av irrasjonelle investorer. Videre viser han at mye av denne meravkastningen skyldes resultatvarslere som konsekvent slår mer positivt ut i verdiaksjer enn vekstaksjer. I følge Fama

og French (1996) kan denne meravkastning på kort sikt skyldes enten manglende risikofaktorer i modellen eller irrasjonell prising i markedet.

### 3.4 Carharts 4-faktormodell

Jegadeesh (1990) dokumenterte at det på kort sikt er momentum i aksjeavkastning. Aksjene som hadde gitt god/dårlig avkastning de siste månedene vedvarte en høy/lav avkastning også den neste måneden. Forskningen av Jegadeesh og Titman (1993) bekrefter disse resultatene, og viser at momentumeffekten varer i hele 3-12 måneder. De fant signifikant positiv autokorrelasjon. Anomalien la grunnlaget for Carhart (1997) modell. Carhart (1997) konstruerte 4-faktormodellen ved bruk av 3-faktormodellen til Fama og French (1993) hvor han la til Jegadeesh og Titman (1993) ett års momentumanomalie. Momentumeffekten (PR1YR) ble inkludert for å bedre forklare variasjonen i avkastningen. 4-faktormodellen uttrykkes ved (Carhart, 1997):

$$r_{i,t} = r_{i,t} + \beta_{i,(r_{m,t}-r_{f,t})}(r_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_{i,SMB}(SMB) + \beta_{i,HML}(HML) + \beta_{i,PR1YR}(PR1YR) + \alpha_i$$

PR1YR er konstruert på den måten at man kjøper seg inn i porteføljer med aktivum som har prestert bra i foregående år og selger seg ut av porteføljer med aktivum som har gjort det dårlig.

De underliggende mekanismene som forklarer momentumeffekten er fortsatt uklar (Daniel og Moskowitz, 2012). Flere teorier baseres på trekk ved menneskelig adferd. Daniel et al. (1998, 2001) utledet en modell hvor momentumeffekten forklares ved overdreven selvtillit hos investorer. Barberis et al. (1998) argumenterer for at representativitet påvirker både pris og avkastning på et aktivum. Hong og Stein (1999) presenterer teoretiske modeller som prøver å forklare momentumeffekter som et resultat av irrasjonelle handlinger fra investorer. Grinblatt og Han (2005) argumenterer for at investorer er påvirket av en disposisjonseffekt som fører til en uvillighet mot å realisere tap og for rask med å selge et aktiva med gevinst. George og Hwang (2004) viser til at «52-week high» prisen på en aksje påvirker investeringsbeslutningen til en investor. De argumenterer også for at det finnes en ankereffekt blant investorer hvor det blir lagt for mye vekt på tidligere priser.

Lakonishok et al. (1991) og Lakonishok et al. (1992) så på pensjonsfonds handlingsstrategier og undersøkte i denne sammenhengen effekten av «window dressing». Det er en strategi hvor forvaltere ved slutten av kvartalet/året beholder vinnere og selger tapere for å fremstå bedre ovenfor sine interessenter. Lakonishok et al. (1991) finner bevis på at pensjonsfond hvert

kvartal selger aksjer som har prestert dårlig for å kvitte seg med «feilkjøpene» og fremstå bedre. Fondsforvaltere som nylig har prestert bra kan få større oppmerksomhet fra interessentene og tiltrekke nye kunder og kapital. Strategier som «window dressing» vil være med på å øke momentumeffekten.

Tidligere litteratur finner at en momentumstrategi virker bedre på små selskaper og selskaper med lav grad av finansiell analyse (Hong et al., 2000), vekstselskaper (Daniel og Titman, 1999), selskaper med unormalt høyt handelsvolum (Lee og Swaminathan, 2000) og spredning i analytiske prognoser (Zhang, 2006). Zhang (2006) hevder disse karakteristikene går under informasjonsusikkerhet og er årsaken til profitt ved bruk av en momentumstrategi.

### 3.5 Q-faktormodellen

Hou, Xue og Zhang utviklet i 2014 en empirisk q-faktormodell som tar utgangspunkt i investeringsbasert kapitalprising, som igjen er basert på den neoklassiske q-teorien. Den neoklassiske økonomien forutsetter rasjonelle forventninger, profitt- og nyttemaksimerende individer og markedslivevekt (Lin og Zhang, 2013). Investeringsbasert kapitalprising viser sterk motivasjon for inkludering av en investeringsfaktor og en lønnsomhetsfaktor som igjen er utgangspunktet til den empiriske q-faktormodellen.

Q-faktormodellen sier at forventet avkastning for en aksje minus risikofri rente, er beskrevet av avkastningens sensitivitet mot de fire faktorene, marked, størrelse, investering og lønnsomhet. Nærmere forklart er de fire faktorene i modellen (Hou et al., 2014b):

1. Avkastningen til markedet minus risikofri rente (MKT)
2. Forskjellen mellom avkastningen til en portefølje med små selskaper og avkastningen til en portefølje med store selskaper
3. Forskjellen mellom avkastningen til en portefølje med selskaper med lave investeringer og avkastningen til en portefølje med selskaper med høye investeringer
4. Forskjellen mellom avkastningen til en portefølje med selskaper med høy egenkapitalavkastning (ROE) og en portefølje av selskaper med lav egenkapitalavkastning (ROE).

Modellen er gitt ved (Hou et al., 2014b):

$$E[r_i] - r_f = \beta_{i,MKT}E[MKT] + \beta_{i,r_{ME}}E[r_{ME}] + \beta_{i,r_{I/A}}E[r_{I/A}] + \beta_{i,r_{ROE}}E[r_{ROE}]$$

Der  $E[MKT]$ ,  $E[r_{ME}]$ ,  $E[r_{I/A}]$  og  $E[r_{ROE}]$  er forventede faktorpremier og  $\beta_{i,MKT}$ ,  $\beta_{i,r_{ME}}$ ,  $\beta_{i,r_{I/A}}$  og  $\beta_{i,r_{ROE}}$  er koeffisientene til sine respektive faktorpremier.

Det som er nytt med denne modellen er faktorene for investeringsbehovet og lønnsomheten til en aksje. Investering forklarer forventet avkastning fordi gitt forventet inntjening, vil en høy kapitalkostnad føre til lav netto nåverdi av prosjekter noe som begrenser nye investeringer og motsatt for lave kapitalkostnader. ROE forklarer avkastning fordi høy egenkapitalavkastning relativt til lave investeringer indikerer høye diskonteringsrenter. Det betyr at hvis de høye diskonteringsrentene ikke oppveier den høye forventede avkastningen på egenkapitalen vil det føre til lav netto nåverdi på alternative investeringer (Hou et al., 2014b).

Hou et al. (2014b) evaluerte hvordan modellen forklarte ulike anomalier som er utviklet i lignende studier ved å teste modellen på om lag 80 variabler som dekker de fleste kjente anomaliene. Testen ble utført med bruk av desilporteføljer på NYSE og beregnet verdivektet desilavkastninger. Et av hovedfunnene ved testingen var at omtrent halvparten av anomaliene ga ubetydelig avkastning for «høy-minus-lav» desilene.

Novy-Marx (2015) kritiserer q-faktormodellen til Hou et al. (2014b) for å prise momentum med fundamental momentum i stedet for lønnsomhet. Novy-Marx (2015) mener at deres ROE-faktor samvarierer like mye med selskap som har hatt jevnt høy lønnsomhet som med selskap som nettopp opplevde en brå økning i lønnsomheten.

### 3.6 Fama og French 5-faktormodell

3-faktormodellen av Fama og French (1993) var konstruert for å fange opp forholdet mellom avkastning og størrelse, og avkastning og prisrater (B/M). På det tidspunktet de lanserte 3-faktormodellen var det flere forskere som hadde presentert bevis på at størrelse og B/M var vesentlige faktorer for risiko. Nyere forskning av Fama og French (2014) viser at det er flere faktorer som kan være vesentlige å trekke inn siden 3-faktormodellen ikke fanger opp all variasjon i gjennomsnittsavkastning. I deres siste artikkel «A Five-Factor Asset Pricing Model» reviderer de 3-faktormodellen og tar med lønnsomhet og investering i tillegg til de eksisterende faktorene. Modellen uttrykkes ved (Fama og French, 2015):

$$r_{i,t} = r_{f,t} + \beta_{i,(R_{Mt}-R_{Ft})}(r_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_{i,SMB}(SMB) + \beta_{i,HML}(HML) \\ + \beta_{i,RMW}(RMW) + \beta_{i,CMA}(CMA) + \alpha_i$$

- i. RMW (robust minus weak profitability): Differansen mellom avkastningen til en portefølje av aksjer i selskaper med lav lønnsomhet, og avkastningen til en portefølje med aksjer i selskaper med høy lønnsomhet.
- ii. CMA (conservative minus aggressive investments): Differansen mellom avkastningen til en portefølje av aksjer med høye investeringsbehov, og avkastningen til en portefølje av aksjer med lavt investeringsbehov. Det kalles ofte for aggressiv og konservativ investering.
- iii. Hvis koeffisientene  $\beta_{i,(R_{Mt}-R_{Ft})}$ ,  $\beta_{i,SMB}$ ,  $\beta_{i,HML}$ ,  $\beta_{i,RMW}$  og  $\beta_{i,CMA}$  fanger opp all variasjon vil vi se at  $\alpha_i$  er lik null for alle verdipapir og porteføljer  $i$ .

Fama og French (2014a) måler lønnsomhet (RMW) ved å bruke inntekt fratrukket varekostnad, salgs- og administrasjonskostnader og rentekostnader. Resultatet deles på bokført egenkapital ved utløp av  $t-1$ .

For finne faktoren for investering (CMA) bruker Fama og French (2015) endring i kapital ved slutten av regnskapsåret  $t-2$  til slutten av regnskapsåret  $t-1$ , dividert med totale eiendeler ved slutten regnskapsåret  $t-1$ . Dette kan skrives i en formel slik:  $(TA_{t-1} - TA_{t-2}) / TA_{t-1}$ .

Fama og French (2015) argumenterer for at lønnsomhetsfaktoren og investeringsfaktoren påvirker avkastningen til en aksje med bakgrunn i dividendemodellen. Modellen sier at markedsverdien av en aksje er nåverdien av forventet dividende per aksje, gitt ved ligningen (Fama French, 2015):

$$m_t = \sum_{r=1}^{\infty} E(d_{t+r}) / (1+r)^r$$

Hvor  $m_t$  er aksjepris ved tidspunkt  $t$ ,  $E(d_{t+r})$  er forventet dividendeutbetaling per aksje i perioden  $t+r$ , og  $r$  er omtrent langsiktig forventet avkastning til aksjen, eller mer presist internrenten av forventet dividendeutbetalinger. Ligningen sier at hvis to aksjer har samme dividendeutbetaling, men forskjellig pris, skal aksjene med lavest pris ha høyest forventet avkastning. Hvis prisingen er rasjonell tilsier dette at dividenden til aksjen med lavest pris inneholder mest risiko. Miller og Modigliani (1961) viser at markedsverdien til en aksje gitt dividendemodellen for tidspunkt  $t$  er gitt ved formelen:

$$M_t = \sum_{r=1}^{\infty} E(Y_{t+r} - dB_{t+r}) / (1+r)^r$$

Hvor  $Y_{t+r}$  er totale egenkapitalinntjeninger for periode  $t + r$  og  $dB_{t+r} = B_{t+r} - B_{t+r-1}$  er endring i bokførte eiendeler. Deles dette på bokførte eiendeler tidspunkt  $t$  får vi formelen (Fama og French, 2015):

$$\frac{M_t}{B_t} = \frac{\sum_{r=1}^{\infty} E(Y_{t+r} - dB_{t+r}) / (1+r)^r}{B_t}$$

Likningen gir tre argumenter angående forventet aksjepris. Først, alt annet likt, lavere  $M_t$ , eller tilsvarende høyere book-to-market rate,  $B_t/M_t$ , gir høyere forventet avkastning. Videre, alt annet likt, høyere fremtidige inntekter (lønnsomhet),  $Y_{t+r}$ , gir høyere forventet avkastning. Til slutt, alt annet likt, høyere forventet vekst i bokførte eiendeler (investeringer),  $dB_{t+r}$ , gir lavere forventet avkastning.

Titman et al. (2004) argumenter for at det negative forholdet mellom investering og forventet avkastning ikke er knyttet opp mot risiko eller kjennetegn ved selskapet. De hevder det kan være knyttet til at investorer ikke alltid tolker nye investeringer som gunstig for selskapet. Det kan være tilfellet når ledelsen handler ut i fra egne interesser eller virker tilbakeholdende med informasjon. De hevder også at investorer ofte reagerer negativt når selskaper innhenter ny egenkapital til investeringer. Aharoni et al. (2013) finner noe svakere resultat enn Fama og French (2015), men fortsatt et signifikant negativt forhold mellom investering og forventet avkastning.

Hou et al. (2014a) sammenligner q-faktormodellen av Hou et al. (2014b) og 5-faktormodellen av Fama og French (2015). De argumenterer for at q-modellen gir bedre uttrykk for momentum knyttet til pris og lønnsomhet samt at de kritiserer at investeringsfaktor ikke gir tilstrekkelig bilde av fremtidige investeringer. Hou et al. (2014a) beskriver 5-faktormodellen som en støyete versjon av q-faktormodellen.

Novy-Marx (2013) konstruerte en lønnsomhetsfaktor (PMU) som er et alternativ til lønnsomhetsfaktoren (CMA) i 5-faktormodellen. Han viser i sin studie at lønnsomhetsfaktoren (PMU) har like høy forklaringsgrad som HML-faktoren. På lik linje med Fama og French (2015) viser han at selskaper med høyere lønnsomhet har høyere avkastning enn selskaper med lavere lønnsomhet. Lønnsomhetsfaktoren til Novy-Marx (PMU) er uttrykt ved driftsinntekt fratrukket varekostnad dividert på bedriftens eiendeler:

$$\text{Lønnsomhet} = \frac{\text{Driftsinntekt} - \text{Varekostnad}}{\text{Eiendeler}}$$

I følge Novy- Marx er denne lønnsomhetseffekten vanskelig å forklare med samme tankegang som SMB- og HML-faktorene siden lønnsomhetsfaktoren ikke reflekterer risikopremie. En studie utført av Kisser (2014) ved NHH viser at lønnsomhetsfaktoren er drevet av driftsrelaterte ulikheter ved de lønnsomme og de mindre lønnsomme selskapene. Han argumenterer for at selskaper med høy operasjonell lønnsomhet gjerne har høyere andel faste kostnader. Denne studien viser at meravkastningen oppnådd av selskaper med høy lønnsomhet kan være en kompensasjon for risiko knyttet til høyere grad av faste kostnader.

### **3.7 Tidligere forskning innen markedseffisiens og aktiv fondsforvaltning**

Når vi ser på aktiv forvaltning vil et viktig spørsmål være om priser i markedet er korrekt eller om det finnes profittmuligheter i markedet. Empiriske studier av markedseffisiens tester om det er mulig å skape meravkastning ved å handle basert på tilgjengelig informasjon. I den modifiserte versjonen av markedseffisiens definerer Fama og French (1991) tre grader av markedseffisiens som avhenger av hvor tilgjengelig informasjonen er. For å kunne teste hypotesen om markedseffisiens må det undersøkes hvorvidt meravkastning er knyttet til mer risiko eller ikke. Resultatene vil til dels være avhengig av modellen som brukes til å beregne forventet avkastning til selskapet. Dersom en gitt investeringsstrategi synes å skape risikjustert meravkastning, kan dette være fordi markedet faktisk er ineffisient, eller fordi prisingsmodellen er feilspesifisert. Siden realiteten er kompleks kan det bli sett på som umulig å definere en modell som tar hensyn til alle risikoaspekter. Så fremt vi ikke har en modell som tar hensyn til alle risikoaspekter kan vi heller ikke forkaste hypotesen om markedseffisiens.

Det er mange forskningsrapporter omkring lønnsomheten av aktiv forvaltning som har blitt gjennomført med utgangspunkt i amerikanske verdipapirfond, der dataene har god kvalitet og er lett tilgjengelig. En av de første studiene som tester lønnsomheten til aktive fond ser på 115 amerikanske fond i perioden fra 1945 til 1964 (Jensen, 1968). Resultatene viste at aktivt forvaltede fond leverte lavere gjennomsnittsavkastning enn markedet både før og etter kostnader. De kunne ikke finne bevis for at noen av fondene var i stand til å oppnå signifikant bedre resultater enn det man kunne forvente av naturlig variasjon i resultater i denne perioden. En annen gruppe av forskere tok utgangspunkt i den faktiske akseptporteføljen til hvert enkelt fond, og sammenlignet avkastning til aksjeporteføljen med fondets referanseindeks. På denne måten får de frem resultatene om forvalternes dyktighet med tanke på aksjeplukking. En vil da



kunne få et mer presist bilde av hvorvidt de aktive aksjevalgene har bidratt til mer- eller mindreavkastning (Daniel et al., 1997).

I en nyere studie bruker Wermers (2000) en ny database og sammenligner de to alternative tilnærmingene ved å dekomponere meravkastningen i tre deler. Den første viser forvalterens dyktighet til å velge aksjer, den andre viser kostnadene, og den tredje viser avkastningen til den delen av fondet som ikke er i aksjer (Wermers, 2000). Resultatene viser at fondene holder aksjer som slår markedet med 1,3 % per år der 0,6 % av den samlede meravkastning kan tilskrives de tradisjonelle risikofaktorene, og de resterende 0,7 % kan tilskrives forvalternes evner til å plukke aksjer. Deres avkastning etter kostnader 1% lavere enn indeksen. 0,7 % av denne differansen skyldes at fondenes obligasjoner og kontanter har hatt lavere avkastning enn aksjemarkedet. Resterende 1,6 % skyldes transaksjonskostnader og honorarer. Til tross for bevis om forvalternes dyktighet til å plukke akser, blir risikojustert nettoavkastning negativ og statistisk signifikant innenfor en 4-faktormodell av Carhart (1997). Disse resultatene støttes av Fama og French (2010), som også finner at fond i USA har lyktes i å skape meravkastning før kostnader med denne modellen.

I denne studien til Fama og French (2010) har de gjort en grundig undersøkelse av aksjefond i USA der de undersøker om det finnes noen fond som kan levere meravkastning utover markedsavkastning på lengre sikt, og om det skyldes tilfeldigheter eller dyktighet. Resultatene viste at fondene klarte å oppnå høyere avkastning enn markedet før kostnader, men nettoavkastning oppnådd av fondene er lavere enn forventningsverdier beregnet ved hjelp av CAPM, 3-faktormodellen og 4-faktormodellen. Fama og French (2010) utelukker ikke muligheten for at det eksisterer forvaltere som oppnår risikojustert avkastning høyere enn markedet, men disse forsvinner i mengden av forvaltere som gjør det dårlig.

Det er langt flere studier som har blitt gjennomført for det amerikanske markedet enn det vi kan finne her i Norge. De studiene som vi har sett på av master- og doktoravhandlinger bekrefter imidlertid resultatene til studiene gjennomført i USA.

Lars Qvigstad Sørensen (2009) har analysert avkastningen til aktivt forvaltede norske fond mellom 1982 og 2008, og finner ingen statistisk signifikante bevis for risikojustert meravkastning oppnådd av aktivt forvaltede fond i Norge. Han sier også «hos de aksjefondene som har gjort det best, kan meravkastning de har oppnådd like gjerne skyldes flaks som dyktighet» (Holte, 2010). I motsetning til forskning fra USA av blant annet Fama og French

(2010) viser studien til Sørensen (2009) svakere tendenser til persistens. Det vil si at fond som oppnår meravkastning i en periode, ikke har større sjanse for å oppnå meravkastning i neste periode. Dersom vi antar at risikojustert meravkastning skyldes evner til en forvalter, ville vi også forvente å se at et fond som gjør det bra i en periode også vil gjøre det bra i neste periode. Forskningen til Sørensen (2009) tyder på at risikojustert meravkastning blant norske fond skyldes mer flaks enn dyktighet.

## 4 Data

Dette kapitlet beskriver data som benyttes i oppgaven og det gis en begrunnelse av valgene som er gjort med tanke på analysen og problemstillingen.

Vi har benyttet månedlig avkastningstall til norske aksjefond hentet fra Børsprosjektet ved Norges Handelshøyskole. Børsprosjektet henter sine data fra Oslo Børs og avkastningen beregnes som månedlig forandring i Net Asset Value (NAV) til hvert fond. De månedlige data er nettoavkastning som betyr at forvaltningskostnader er trukket fra. Tegnings- og innløsningsgebyrer er ikke trukket fra siden dette ikke påvirker NAV.

Datagrunnlaget til SMB-, HML- og PR1YR-faktoren for det norske markedet er hentet fra hjemmesiden til Bernt Arne Ødegaard. Han har konstruert faktorene på samme måte som Fama og French (1993) for SMB og HML, og Carhart (1997) for PR1YR. Datamaterialet som er nødvendig for konstruksjonen av Investeringsfaktoren (CMA) til (Fama og French, 2015) og lønnsomhetsfaktoren (PMU) til Novy-Marx (2013) er hentet fra Datastream.

### 4.1 Risikofri rente

Porteføljepriseringsmodeller krever et estimat på risikofri rente. Det er et viktig element siden forventet avkastning til en investering måles i forhold til en risikofri investering. Risiko knyttet til investering danner grunnlag for forventninger til risikopremie. I følge Damodaran (2008) stilles det to krav for at et aktivum skal kunne defineres som risikofritt; sikker kontantstrøm og ingen reinvesteringsrisiko. Det er hensiktsmessig å velge en risikofri rente tilpasset ut i fra investeringshorisonten til en investor. Siden vi ser på hele markedet over en lengre periode vil det være vanskelig i praksis å velge et risikofritt alternativ for alle investorer i markedet. Vi har valgt å bruke risikofri rente konstruert av Bernt Arne Ødegaard (2016) som er en kombinasjon av månedlig NIBOR og statsobligasjoner. NIBOR er en samlebetegnelse på norske pengemarkedsrenter som gjenspeiler rentenivået lånegiver krever for et usikret utlån i norske kroner (Finans Norge, 2016). NIBOR er mye brukt som et alternativ til risikofri rente i den norske litteraturen til tross for svakheter ved at bankene selv styrer denne renten og mistanker om manipulasjon (Finansdepartementet, 2012). Vi bruker risikofri rente konstruert av Bernt A. Ødegaard for å redusere usikkerheten knyttet til NIBOR.

## 4.2 Tidsavgrensning

Undersøkelsen omfatter perioden 1990 til 2015. Perioden på 25 år ble valgt for å få med flest mulig fond, også fond som har startet og avsluttet i perioden. Denne perioden vil kunne skape et bilde av hvordan aksjefondene har prestert over tid, både i perioder med opp- og nedturer.

## 4.3 Fondsutvalg

Opgaven tar for seg norske aksjefond og alle fondene er aktivt forvaltet. Passivt forvaltede fond er utelatt fra undersøkelsen siden disse har som mål å replikere avkastningen til en referanseindeks. Datasettet som går fra januar 1990 til juli 2015 inneholder totalt 81 fond og 13 568 månedsavkastninger. Det gir i snitt 167,5 månedsobservasjoner per fond med en gjennomsnittsalder per fond på 13,9 år. Oversikt over alle fondene i undersøkelsen finnes i vedlegg 1.

## 4.4 Avkastning

Avkastningen i datamaterialet fra Børsprosjektet, SMB, HML og PR1YR er beregnet som aritmetisk avkastning. Vi velger å bruke dette videre i analysen av fondene. Aritmetisk avkastning er gitt ved formelen:

$$r_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

Hvor  $r_t$  er avkastning ved tidspunkt  $t$  og  $P_t$  er kurs ved tidspunkt  $t$ .

Verdien av en andel i et verdipapirfond kalles NAV (Net asset value). NAV er fratrukket forvaltningskostnader og beregnes daglig. NAV beregnes ved formelen:

$$NAV = \frac{\text{Markedsverdien av eiendeler} - \text{gjeld}}{\text{Utestående andeler}}$$

Den månedlige avkastning til fondene beregnes ved følgende formel (Sørensen, 2009):

$$R(t_0 \rightarrow t_1) = \frac{NAV(t_1)}{NAV(t_0)} \left( 1 + \frac{D(t_d)}{NAV(t_d - 1) - D(t_d)} \right) - 1$$

Hvor  $D(t_d)$  er dividende betaling dag  $t_d \in (t_0, t_1)$ . I perioder uten dividendebetalinger beregnes avkastningen ved:

$$R(t_0 \rightarrow t_1) = \frac{NAV(t_1)}{NAV(t_0)} - 1$$

Denne måten samsvarer med hvordan Oslo Børs beregner avkastning på og det er tatt en antagelse om at månedlig dividende reinvesteres i fondet.

## 4.5 Referanseindeks

For å kunne måle et fonds relative prestasjon er det nødvendig med en referanseindeks som fondet skal måles opp mot. Aksjefond bruker en referanseindeks som retningslinje for sine investeringer og også for å sammenligne seg med. Valg av markedsindeks har betydning for de resultatene en oppnår. Fondene vi analyserer i oppgaven bruker i hovedsak Oslo Børs Mutual Fund Index (OSEFX) som deres benchmark. OSEFX er en vektjustert versjon av Hovedindeksen (OSEBX). OSEFX er på lik linje med fond regulert med krav om diversifisering og risiko. Total tillatt vekt for et verdipapir er 10 % av total markedsverdi i indeksen og verdipapirer som overstiger 5 % må ikke samlet sett overstige 40 %. OSEFX er justert for utbytte. Et alternativ til OSEFX vil være Oslo Børs All Share Indeks (OSEAX). Denne indeksen inneholder alle selskaper på Oslo Børs og er justert for dividende (Oslo Børs, 2016).

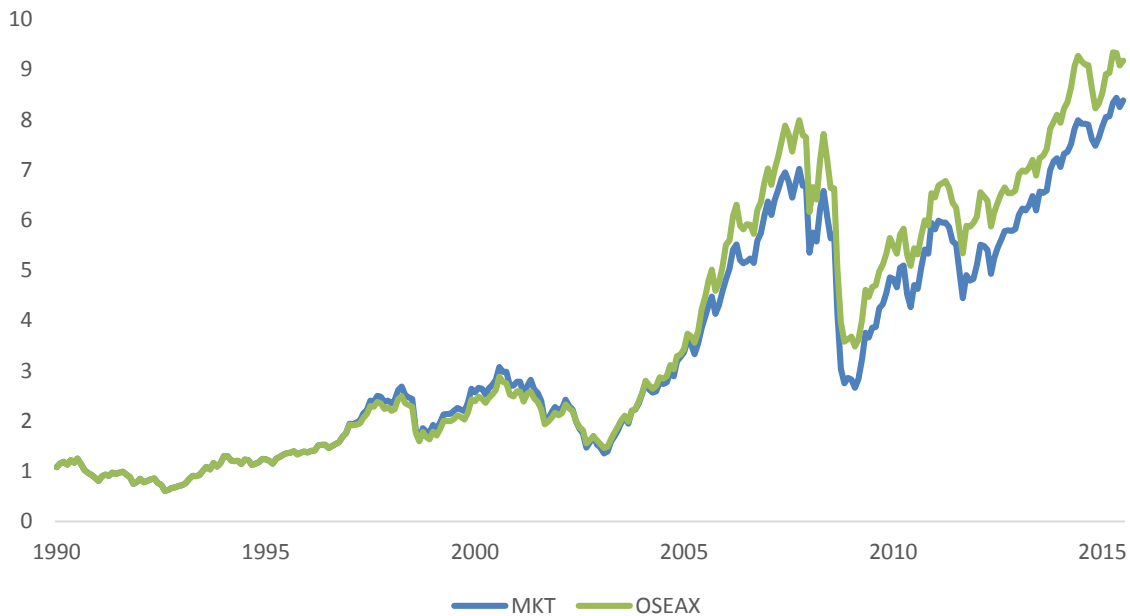
En replikering av OSEAX vil bety handel i flere ulikvide aksjer som ikke lar seg gjøre uten høye transaksjonskostnader. Utviklingen i OSEAX vil på grunn av dette virke som en uoppnåelig benchmark på grunn av at indeksverdiene er brutto før transaksjonskostnader mens avkastningen i NAV beregnes netto for transaksjonskostnader (Sørensen, 2009).

OSEFX ble startet i 2001 og data for indeksen har blitt regnet tilbake til 1997. Vi har derfor benyttet Oslo Børs All Share Indeks (OSEAX) i perioden fra januar 1990 til desember 1996. OSEAX og OSEFX har hatt nokså lik utvikling tidlig i perioden vi undersøker og er et godt substitutt. Vi har benyttet OSEFX som referanseindeks fra januar 1997 til juli 2015. Sørensen (2009) brukte et sammenlignbart datasett og benyttet en sammensetning av OSEAX og OSEFX i sin analyse.

Fondsforvaltning er regulert med krav om risiko og diversifisering, som gjenspeiles i OSEFX. For en investor som ønsker å investere i hele markedet vil likevel ikke OSEFX være representativ for hvilken avkastning han kan forvente dersom han investere i hele markedet. Et annet alternativ for markedsindeks er All Share indeks for Oslo Børs. For å teste hvordan valg av markedsindeks påvirker resultatene kommer vi til replikere regresjonsanalysen med OSEAX indeks for Oslo Børs.

### Figur 1: Utvikling i OSEAX og referanseindeksen

Figuren viser utvikling i OSEAX og referanseindeksen benyttet i oppgaven. Det er tatt utgangspunkt i at det investeres 1 kr i januar 1990 og investeringen følger indeksutviklingen.



Figur 1 viser utvikling i vår referanseindeks sammenlignet med OSEAX indeks for Oslo Børs som inkluderer alle selskaper. Det er tatt utgangspunkt i at det investeres 1 kr i januar 1990 og investeringen følger indeksutviklingen. Figuren viser at OSEAX har noe høyere avkastning enn OSEFX. Et viktig spørsmål vil derfor være om OSEFX bør benyttes i vurdering av fondsprestasjoner.

I denne oppgaven vil vi i all hovedsak benytte OSEFX siden den tar hensyn til reguleringer knyttet til risiko og diversifisering. Dersom aktivt forvaltede fond ikke klarer å skape risikojustert meravkastning sammenlignet med vår referanseindeks vil de ikke kunne slå noen andre benchmarks. Vi vil derfor anse vår konstruerte referanseindeks som et minimumskrav for avkastning.

## 4.6 Overlevelsesskjevhet

Overlevelsesskjevhet oppstår når vi unngår å ta med fond som har avsluttet eller fusjonert med et annet fond i løpet av analyseperioden. På grunn av at avsluttede fond ofte har prestert dårlig, vil det å unnlate disse fra analysen skape en kunstig høy avkastning på gjenværende fond. Brown et al. (1992) undersøker det amerikanske fondsmarkedet og argumenterer for at overlevelsesskjevhet skaper et misvisende forhold mellom volatilitet og avkastning. Brown et al. (1992) påpeker viktigheten av overlevelsesskjevhet ved videre studier av

kapitalprisingsmodeller og anomalier. Brown og Goetzmann (1995) finner signifikant overlevelsesskjevhet for det amerikanske fondsmarkedet og hevder at dårlige prestasjoner er den viktigste faktorene som fører til nedleggelse av fond. Sørensen (2009) påviser at det finnes signifikant overlevelsesskjevhet for det norske fondsmarkedet i perioden mellom 1982 og 2008. Sørensen (2009) finner en årlig forskjell mellom alle fond og overlevende fond på 0,84 %. For å få et best mulig bilde på hvordan norske aktivt forvaltede fond har prestert i perioden har vi valgt å inkludere både overlevende fond (41) og avsluttede fond (43). Tabell 1 viser at avkastningen på fond som avsluttet i perioden mellom 1990 og 2015 gir klart lavere avkastning sammenlignet med gruppen som også inkluderer overlevende fond.

**Tabell 1: Gjennomsnittlig avkastning til døde og levende fond**

Tabellen viser gjennomsnittlig avkastning for referanseindeksen benyttet i oppgaven, en likevektsportefølje av norske aktivt forvaltede fond som har eksistert fra januar 1990 til juli 2015 og de som har blitt avsluttet i løpet av perioden.

Gjennomsnittlig avkastning	
1990:01 - 2015:07	
Referanseindeks	11,53
EW (Alle)	11,68
EW (døde)	9,10

Vi gjennomfører en test for to uavhengige utvalg og ser om det er signifikant forskjell mellom gjennomsnittlig avkastning på døde og overlevende fond i perioden mellom 1990 og 2015. Nullhypotesen blir her at gjennomsnittlig avkastning er lik for begge utvalgene. T-statistikken for like gjennomsnitt er gitt ved:

$$t = \frac{\overline{R^D} - \overline{R^L}}{s^p \sqrt{\frac{1}{n^D} + \frac{1}{n^L}}} \sim t(n^D + n^L - 2)$$

Hvor  $\overline{R^D} - \overline{R^L}$  er differansen i gjennomsnittlig avkastning mellom døde og levende fond,  $s^p$  er det samlede standardavviket for de to utvalgene og  $n^D$  og  $n^L$  er antall observasjoner i hvert utvalg. Den samlede variansen er gitt ved

$$(s^p)^2 = \frac{(s^D)^2(n^D - 1) + (s^A)^2(n^A - 1)}{(n^D + n^A - 2)}$$

Hvor  $s^D$  og  $s^A$  er standardavviket til døde og levende fond. Tabell 2 viser at vi forkaster nullhypotesen om at gjennomsnittlig avkastning er lik på 1 % nivå. Testen viser at døde fond har signifikant lavere avkastning enn levende fond i perioden. Det viser seg at fond ikke

avsluttes på bakgrunn av tilfeldighet, og det er derfor avgjørende å analysere et datasett fritt for overlevelsesskjevhet når man ser på aktivt forvaltede fond.

**Tabell 2: Test for like gjennomsnittlig avkastning for døde og levende fond**

Tabellen viser resultatet av en T-test for to uavhengige utvalg. Modellen tester om norske aktivt forvaltede fond som har eksistert fra januar 1990 til juli 2015 har hatt signifikant ulik avkastning enn de som har blitt avsluttet i løpet av perioden.

Test: $\bar{L} = \bar{D}$		
Fond	Levende	Døde
N	8681	5082
Gjennomsnitt	0,01030	0,00722
Standardavvik	0,06449	0,06794
T-verdi	-2,650	
P-verdi	0,008	



## 5 Metode

I denne delen av oppgaven kommer vi til å definere metodene som blir benyttet til å teste om aksjefond i Norge klarer å skape risikojustert meravkastning. Vi kommer til å utføre en OLS-regresjonsanalyse på avkastning til en likevektet fondsportefølje og de ulike fondene hver for seg. Vi vil ved bruk av modellene estimere fondenes gjennomsnittlige alfa som skal brukes for å belyse problemstillingen. Vi kommer til å anvende CAPM utviklet av Sharpe (1964), Lintner (1965) og Mossin (1966), 3-faktormodellen av Fama og French (1993), 4-faktormodell av (Carhart, 1997) samt konstruere vår egen 6-faktormodell.

### 5.1 CAPM

CAPM er en grunnleggende modell utviklet av Sharpe (1964), Lintner (1965) og Mossin (1966) for å forklare variasjonen i avkastning for et gitt aktiva. Regresjonsmodellen for CAPM kan uttrykkes ved (Fama og French, 2004):

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

Der  $r_{i,t}$  uttrykker fondsavkastning  $i$  for periode  $t$ ,  $r_{f,t}$  er risikofri rente for periode  $t$ ,  $r_{m,t}$  er markedsavkastning for perioden  $t$  og  $\epsilon_{i,t}$  er feilleddet i regresjonen. Markedsavkastning utover risikofri rente uttrykker risikopremie og  $\beta_i$  uttrykker risikoeksponering for fond  $i$ . Vi vil bruke CAPM som benchmarkmodell. Modellen ansees som korrekt hvis skjæringspunktet  $\alpha$ , er lik null og stigningstallet til markedsbetaen representerer den forventede samvariasjonen med markedsavkastningen. Hvis CAPM beskriver forventet avkastning og valget av markedsindeks er korrekt, skal skjæringspunktet  $\alpha$ , for alle fondene være lik null. En  $\alpha$  signifikant ulik null vil derfor indikere at modellen er feilspesifisert.

### 5.2 3-faktormodellen

I en empirisk undersøkelse presenterte Fama og French (1993) bevis for at to andre faktorer, i tillegg til markedsrisiko, gir økt forklaringsgrad for den faktiske avkastningen. Disse faktorene er størrelse (SMB) og forholdet mellom bokførte selskapsverdier og markedsverdi (HML). Denne 3-faktormodellen er en av de mest brukte modellene i finansforskning og er definert ved (Fama og French, 1993):

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_{i,SMB}SMB_t + \beta_{i,HML}HML_t + \epsilon_{i,t}$$

$SMB_t$  uttrykker tverrsnittsvariasjonen i avkastning knyttet til størrelse,  $HML_t$  uttrykker tverrsnittsvariasjonen i avkastning knyttet til book-market-rate og  $\beta_{i,SMB}, \beta_{i,HML}$  er porteføljens

eksponering mot disse faktorene. Verdiene  $r_{i,t}$ ,  $r_{f,t}$ ,  $r_{m,t}$ ,  $\epsilon_{i,t}$  og  $\beta_i$  er definert på samme måte som i CAPM.

SMB er størrelsesfaktoren som uttrykker størrelsespremie for risiko knyttet til mindre selskaper. Størrelsen til selskaper blir målt ut i fra egenkapitalens markedsverdi. En positiv SMB i en periode betyr at små selskaper hadde høyere avkastning enn store selskaper i denne perioden. HML-faktoren er laget for å estimere verdipremien som investorer har oppnådd ved å kjøpe aksjer i selskaper med høy bokført verdi sammenlignet med markedsverdi. Aksjer med høy bokført verdi i forhold til markedsverdi kalles for verdiaksjer, og aksjer med lav bokført verdi i forhold til markedsverdi kalles for vekstaksjer. SMB-faktoren kan også ses på som en portefølje av lange posisjoner i små selskaper og korte posisjoner i store selskaper. På tilsvarende måte er HML en portefølje som består av lange posisjoner i selskaper med høy B/M, og korte posisjoner i selskaper med lav B/M. Disse faktorene tar ikke høyde for investeringskostnader og er konstruert ex-ante basert på informasjon tilgjengelig i markedet. Vi har benyttet SMB og HML-faktoren konstruert av Bernt Arne Ødegaard for Oslo Børs (Ødegaard, 2012). Disse faktorene ble konstruert på samme måte som Fama og French (1993) konstruerte faktorene for det amerikanske og europeiske markedet.

Konstruksjon av faktorene starter med at alle selskaper på en utvalgt børs sorteres ut i fra størrelse og book-to-market-rate. Videre deles selskapene i to porteføljer, store og små. Selskaper som er større enn medianen blir definert som store (B) og selskaper mindre enn medianen blir betegnet som små (S). Selskapene sorteres videre ut i fra market-to-book-rate og deles i tre porteføljer, verdiselskaper, nøytrale og vekstselskaper. 30% høyest blir kalt for verdiselskaper (H), 30% lavest kalles vekstselskaper (L) og resterende 40% nøytrale (M). Størrelseporteføljer kombinert med book-to-market-porteføljer danner seks porteføljer:

**Tabell 3: Konstruksjon av størrelses- og B/M-porteføljene**

Tabellen viser konstruksjonen av de seks porteføljer sortert ut i fra markedsverdi og book-to-market (B/M).

	Små (S) - mindre enn median	Store (B) – større enn median
Vekstselskaper (L) - top 30 % B/M	SL	BL
Nøytrale (M) – midten 40 % B/M	SM	BM
Verdiselskaper (H) – bunn 30 % B/M	SH	BH

Faktoren SMB (small minus big) er lik differansen i gjennomsnittlig avkastning for de tre små porteføljene og de tre store porteføljene:

$$SMB = \frac{1}{3}(SL + SM + SH) - \frac{1}{3}(BL + BM + BH)$$

Faktoren HML (high minus low) er lik differansen i gjennomsnittlig avkastning for de to verdi- og de to vekstporteføljene:

$$HML = \frac{1}{2}(SL + BL) - \frac{1}{2}(SH + BH)$$

### 5.3 4-faktormodellen

3-faktormodellen forklarer ikke funnene til Jegadeesh og Titman (1993) om positiv avkastning ved kjøp av kortsiktige vinnere. 4-faktormodell av Carhart (1997) er en utvidelse av 3-faktormodellen som inkluderer en faktor til som forklarer tverrsnittsvariasjonen i avkastning knyttet til en momentumeffekt. 4-faktormodellen i regresjonsform kan uttrykkes som:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_{i,SMB}SMB_t + \beta_{i,HML}HML_t + \beta_{i,PR1YR}PR1YR_t + \epsilon_{i,t}$$

$PR1YR_t$  uttrykker tverrsnittsvariasjonen i avkastning knyttet til et års momentumeffekt og  $\beta_{i,PR1YR}$  er porteføljens eksponering mot PR1YR.

Vi har anvendt momentumfaktor hentet fra nettsidene til Bernt Arne Ødegaard (2012) der han konstruerte PR1YR for Oslo Børs. Konstruksjonen av denne faktoren baserer seg på gjennomsnittlig 11-måneders avkastning til selskapene notert på Oslo Børs. Selskapene blir delt i 3 porteføljer (30% low, 40% medium, 30% high) på samme måte som ved konstruksjon av HML-faktoren. PR1YR finnes ved differansen mellom de selskapene med høyest avkastning (30% high) og selskapene med lavest avkastning (30% low). Disse porteføljene blir rebalansert hver måned ved bruk av avkastning for de siste 11 månedene. Det tilsvarer en lang posisjon i aksjer med høy historisk avkastning, og en kort posisjon i aksjer med lav historisk avkastning.

### 5.4 6-faktormodellen

Videre i oppgaven har vi konstruert en 6-faktormodell som er en kombinasjon av 4-faktormodellen til Carhart (1997), lønnsomhetsfaktoren presentert av Novy-Marx (2013) og investeringsfaktoren presentert i 5-faktormodellen av Fama og French (2015). Forskning knyttet til investerings- og lønnsomhetsfaktoren er relativt ny og det finnes ikke noen faktorestimater for det norske markedet. Vi vil derfor konstruere disse selv for det norske markedet ved bruk av data hentet fra Datastream. Vi har konstruert CMA- og PMU-faktoren for perioden mellom 2000 og 2015. Denne perioden er valg på grunn av data- og tidsbegrensning. 15 år vil være tilstrekkelig for å kunne utføre prestasjonsanalyse på det norske

fondsmarkedet, samt teste de nye forklaringsvariablene. Vi har tatt utgangspunkt i selskaper notert på Oslo Børs i 2016 og ekskludert selskaper som har aksjepris lavere enn 10 NOK (penny stocks) da disse har store aksjeprissvingninger og skaper mye støy (fullstendig selskapsoversikt i vedlegg 19).

6-faktormodellen på regresjonsform kan uttrykkes ved:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_{i,SMB}SMB_t + \beta_{i,HML}HML_t + \beta_{i,PR1YR}PR1YR_t + \beta_{i,CMA}CMA_t + \beta_{i,PMU}PMU_t + \epsilon_{i,t}$$

Vi har utvidet regresjonsmodellen for 4-faktormodellen med en investeringsfaktor og en lønnsomhetsfaktor.  $CMA_t$  indikerer tverrsnittsvariasjonen i avkastning knyttet til tidligere investeringsmønster, og  $PMU_t$  er en faktor som reflekterer variasjon i avkastning knyttet til selskapenes lønnsomhet.  $\beta_{i,CMA}$ ,  $\beta_{i,PMU}$  er porteføljens eksponering mot de tilhørende faktorene. Investeringsfaktoren (CMA) uttrykker variasjonen i avkastning knyttet til selskapets investeringsmønster. CMA for Oslo Børs er konstruert på samme måte som investeringsfaktoren i 5-faktormodellen av Fama og French (2015).

Vi samlet inn markedsverdi og totale eiendeler fra Datastream for alle selskaper notert på Oslo Børs. Vi har sett på endring i eiendeler for å få frem investeringsraten

$$inv_{t-1} = (a_{t-1} - a_{t-2})/a_{t-2}$$

Vi delte selskapene i tre deler ut i fra investeringsraten. 30 % med lavest investeringsrate ble definert som konservative (C), mens 30 % med høyest investeringsrate ble kalt for aggressive (A). I tillegg rangerte vi selskapene ut i fra markedsverdi ved slutten av juni hvert år og regnet ut medianen. Deretter delte vi selskapene i to porteføljer; selskaper større enn medianen (B) og selskaper mindre enn medianen (S). Ut i fra rangeringen på både investering og størrelse, formet vi fire porteføljer (SC, SA, BC, BA) som vi rebalanserte for hvert år i juli.

**Tabell 4: Konstruksjon av investeringsporteføljene**

Tabellen viser konstruksjonen av de seks porteføljer sortert ut i fra markedsverdi og investering (Inv).

	Små (S) – mindre enn median	Store (B)- Større enn median
Konservative (C) – top 30 % Inv	SC	BC
Aggressive (A) – bunn 30 % Inv	SA	BA

Videre regnet vi ut gjennomsnittsavkastning for disse fire porteføljene for hver måned. Vi danner porteføljer med bakgrunn i investeringsraten for år t-1 der avkastning til disse porteføljene blir beregnet fra og med juli år t. Dette er for å ta hensyn til at informasjon nødvendig for beregningene skal være tilgjengelig i markedet. Markedsverdi benyttet i analysen er hentet ved slutten av juni i samme år da denne er tilgjengelig for alle markedsaktører. Vi ender opp med en investeringsfaktor (CMA) som uttrykker differansen i gjennomsnittlig avkastning mellom de to konservative og de to aggressive porteføljene.

$$CMA = \frac{1}{2}(SC + BC) - \frac{1}{2}(SA + BA)$$

Denne faktoren er forventet til å være positiv da det er premietillegg for selskaper med konservative investeringsstrategi. I tillegg til investeringsfaktoren vil vi benytte lønnsomhetsfaktoren utformet av Novy-Marx (2013). Vi erstatter lønnsomhetsfaktoren til Fama og French (2015) med denne faktoren siden lønnsomhetsfaktoren av Novy-Marx (2013) er noe enklere å konstruere og har dokumentert krysskorrelasjon med avkastning. Kisser (2014) viser at lønnsomhetsfaktoren til Fama og French (2015) gir lite signifikante resultater dersom vi tar hensyn til momentumeffekten, mens Novy-Marx (2013) lønnsomhetsfaktor ikke blir påvirket av momentumeffekt. Ut i fra studiene utført av Novy-Marx (2013) har lønnsomhetsfaktoren like høy krysskorrelasjon med avkastning som HML-faktoren og viser at lønnsomme selskaper generer betydelig høyere avkastning. Vi vil konstruere denne faktoren ved å dele selskaper i markedet i 3 grupper (30/40/30) ut i fra lønnsomhetsrate gitt ved:

$$Lønnsomhet = \frac{\text{Driftsinntekt} - \text{Varekostnad}}{\text{Eiendeler}}$$

Videre vil vi beregne differansen mellom de selskapene som har høyest lønnsomhet (30 %) og de som har lavest lønnsomhet (30 %). Fremgangsmåten for konstruksjonen er lik fremgangsmåten ved beregning av investeringsfaktoren (CMA). Vi former seks porteføljer:

**Tabell 5: Konstruksjon av lønnsomhetsporteføljene**

Tabellen viser konstruksjonen av de seks porteføljer sortert ut i fra markedsverdi og lønnsomhet.

	Små (S) – mindre enn median	Store (B) – større enn median
Høy lønnsomhet (H) – top 30%	SH	BH
Lav lønnsomhet (L) – bunn 30%	SL	BL

Vi danner porteføljer ut i fra lønnsomheten for år t-1 der avkastningen til disse porteføljene blir beregnet fra og med juli år t. Markedsverdi benyttet i konstruksjonen er hentet ved slutten av juni i samme år. Vi regner ut gjennomsnittsavkastning til porteføljene for hver måned som skal benyttes videre i beregning av lønnsomhetsfaktoren. PMU er gitt ved:

$$PMU = \frac{1}{2}(SH + BH) - \frac{1}{2}(SL + BL)$$

Denne faktoren er forventet positiv siden tidligere studier viser at de mest lønnsomme selskapene har høyere forventet avkastning.

## 5.5 Hypoteser

Vi skal i denne oppgaven teste om aktivt forvaltede fond klarer å skape risikojustert meravkastning etter at det er trukket fra forvaltningskostnader. Ved bruk av porteføljeteori og regresjonsanalyse kan vi teste dette ved bruk av alfa-estimat hentet fra regresjonsanalysen. Dersom skjæringspunktet,  $\alpha$ , er ulik null vil vi kunne konkludere med at oppnådd avkastning avviker fra forventet avkastning gitt at modellene er riktig spesifisert. Hvis en gitt modell beskriver relevant risiko og forventet avkastning skal skjæringspunktet,  $\alpha$ , for alle fondene være lik null. En  $\alpha$  signifikant ulik null vil derfor indikere at modellen er feilspesifisert eller at fondsavkastningen avviker fra forventet avkastning gitt modellens spesifikasjoner.

Med bakgrunn i dette kan vi formulere nullhypotese på følgende måte:

$$H_0: \alpha = 0$$

$$H_1: \alpha \neq 0$$

Nullhypotesen skal teste om et fond genererer alfa gitt realisert avkastning og forklaringsvariabler. Vi kommer til å benytte tosidig t-test for å teste om alfa er signifikant forskjellig fra 0. T-testen vil hjelpe oss å avgjøre om vi skal akseptere nullhypotesen eller forkaste den til fordel for alternativhypotesen basert på utvalget i undersøkelsen. Hvis man ikke kan forkaste nullhypotesen betyr det imidlertid ikke at den riktig. Statistisk testing resulterer i at vi enten kan forkaste nullhypotesen eller at vi mislykkes med å forkaste nullhypotesen. Vi kan forkaste nullhypotesen dersom testverdi er større enn kritisk verdi eller p-verdi mindre enn signifikansnivå. I denne oppgaven kommer vi til å benytte 5 % signifikansnivå og det blir oppgitt p-verdi som en indikator om variablene/resultatene er signifikante. Ved p-verdi lavere enn 0,05 vil vi kunne si at vi kan forkaste nullhypotesen.

Et annet sentralt spørsmål i oppgaven vil være å undersøke modellenes validitet i det norske markedet. Forventet avkastning beregnes i forhold til risikonivå og usikkerhet knyttet til et

aktivum. Risikomåling har lenge vært et sentralt forskningsspørsmål sammen med kriterier som påvirker avkastning og hvordan vi måler disse. Vi ønsker å se nærmere på de nyere modellene som har blitt utviklet samt teste disse for det norske markedet. Vi kommer til å benytte F-test til å teste om 6-faktormodellen er bedre enn 4-faktormodellen. Vi formulerer nullhypotesen på følgende måte:

$$H_0: \beta_{CMA} = \beta_{PMU} = 0$$

$$F = \frac{(RSS_M - RSS)/M}{RSS/(N-k-1)}$$

Der M er differansen i antall uavhengige variabler mellom modellene og k er antall uavhengige variabler i modellen vi tester. RSS er residual for den største modellen og  $RSS_M$  er RSS for den minste modellen. Dersom  $F_{0,05}^{w1=k,w2=N-1} < F$  kan vi forkaste nullhypotesen.

## 6 Analyse

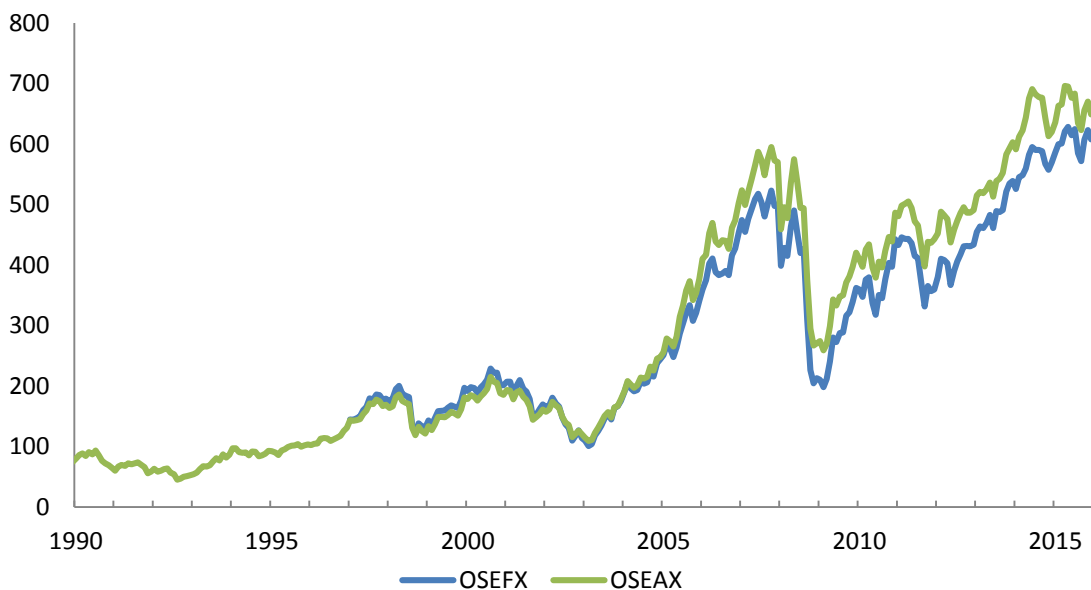
I denne delen presenteres de viktigste resultatene fra empiriske undersøkelser utført for det norske fondsmarkedet. Innledningsvis vil det bli presentert beskrivende statistikk for markedsutvikling og fondsavkastning, samt forklaringsvariablene som ble brukt i analysen og sammenhengen mellom disse.

I analysen av fondsavkastningen har det blitt kjørt en tidsserieregresjon for en likevektsportefølje som inkluderer alle fond i datasettet. Dette er gjort for å kunne danne et bilde av markedet samt sammenligne modellene. I tillegg har det blitt utført 81 individuelle regresjoner for de ulike modellene for å kunne analysere de generelle trendene i alfaverdiene. For å gjennomføre regresjonene er det benyttet IBM SPSS. Til slutt sammenlignes resultatene av de enkelte modellene for å kunne belyse problemstillingen.

### 6.1 Markedsutvikling

**Figur 2: Utvikling i referanseindeksen**

Figuren viser utvikling fra januar 1990 til juli 2015 for OSEFX og OSEAX.



Figur 2 illustrerer utvikling i OSEFX og OSEAX, der indeksen OSEAX har steget fra 80,19 poeng i starten av 1990 til 624,53 poeng i juli 2015. Det er en markant nedgang i markedet i starten av 1999 som skyldes Dot Com-boblen. Langtidseffekten av denne ble forsterket av terrorangrepene 11. september 2001. I denne perioden var markedet preget av svak vekst og markedet nådde bunnen i 2003. Ved hjelp av offentlige tiltak har markedet styrket seg og hadde høy vekst i perioden etter 2003. Markedet opplevde en ny og enda større tilbakeslag i 2008.



Finanskrisen i 2008 førte til drastisk fall i de fleste av verdens børser inkludert Oslo Børs. Perioden etter finanskrisen har blitt etterfulgt av en høy og nokså volatil vekst i det norske markedet.

I tabell 6 oppsummeres gjennomsnittlig avkastning til fond og referanseindeksene for de representative tidsrommene. Som referanseindeks har det blitt benyttet OSEAX for perioden fra januar 1990 til desember 1996 (Panel B) og OSEFX fra januar 1997 til juli 2015 (Panel A). Standardavvik og avkastning er oppgitt i årlig tall mens maksimum, minimum, skjevhet og kurtose er basert på månedlige data.

**Tabell 6: Beskrivende statistikk for referanseindeksen og fond**

Tabellen viser gjennomsnitt, standardavvik, maksimum, minimum, skjevhet og kurtose for avkastning til indekser og fond. Gjennomsnitt og standardavvik er oppgitt i årlige tall og resten av verdiene er oppgitt månedlig.

	Gjennomsnittlig avkastning	Standardavvik	Maks	Min	Skjevhet	Kurtose
Panel A: 1990:01 - 2015:07						
Referanseindeks	11,53	22,43	16,52	-27,17	-0,97	2,60
EW (Alle)	11,68	22,78	41,78	-30,06	-0,70	2,14
EW (døde)	9,10	23,61	25,54	-28,42	-0,64	1,42
Panel B: 1990:01 - 1996:12						
OSEAX	10,78	20,99	12,69	-16,77	-0,47	0,11
EW (Alle)	20,02	18,27	22,76	-21,69	-0,47	1,47
EW (døde)	17,06	19,01	17,75	-20,33	-0,56	0,85
Panel C: 1997:01 - 2015:07						
OSEFX	11,81	23,00	16,52	-27,17	-1,12	3,25
EW (Alle)	10,71	23,26	41,78	-30,06	-0,70	2,08
EW (døde)	7,75	24,31	25,54	-28,42	-0,63	1,34

For hele analyseperioden fra januar 1990 til juli 2015 har avkastningen for referanseindeksen vært 11,53 % mens årlig likevektet gjennomsnittsavkastning for fond har vært 11,68 %. Det er viktig å legge merke til at de fondene som har blitt avsluttet i perioden har hatt en likevektet gjennomsnittsavkastning på 9,10 %. Det er 2,58 prosentpoeng lavere enn gjennomsnittsavkastning for alle fond som har eksistert i perioden og 2,43 prosentpoeng lavere enn avkastning til referanseindeksen i perioden. Det er et viktig poeng siden det kan tyde på at fond som ikke klarer å skape høyere avkastning enn markedet ofte blir fusjonert eller avsluttet. Døde fond bør derfor inkluderes i analysen sammen med overlevende fond for å unngå overlevelsesskjevhet.

Panel B oppsummerer avkastning for perioden der vi brukte OSEAX som referanseindeks. I denne perioden viser data at fondsavkastning var 9,24 prosentpoeng høyere enn avkastning til OSEAX. Dette kan være forårsaket av at avkastningen til fondene er likevektet og de mindre fondene får større vekt enn deres markedsverdi skulle tilsi. I tillegg er ikke denne avkastningen risikostjustert noe som kan føre til at meravkastning skyldes forvaltere som har investert i mer risikofylte selskaper. I denne perioden har døde fond gitt høyere avkastning enn referanseindeksen, men lavere sammenlignet med alle fond sett under ett. I denne 6-årsperioden har det blitt opprettet mange nye fond som hadde relativt høy avkastning i starten. En stor andel av disse fondene har prestert noe dårligere senere i perioden og har blitt avsluttet. Et eksempel kan være Alfred Berg Vekst som ble startet i januar 1996 og hadde en månedlig gjennomsnittsavkastning på 4,22 % det første året. Dette fondet ble avsluttet i november 2001 og hadde en månedlig gjennomsnittsavkastning for hele perioden på kun 0,189 %.

Panel C viser resultater for perioden fra januar 1997 til juli 2015 der vi anvendte OSEFX som referanseindeks. I denne perioden har likevektet gjennomsnittsavkastning for fond vært lavere enn referanseindeksen med 1,1 prosentpoeng. Avkastningen som er oppnådd av de fondene som har blitt avsluttet eller fusjonert er 2,96 prosentpoeng lavere enn gjennomsnittet for alle fond og 4,06 prosentpoeng lavere enn referanseindeksen.

Panel B har noe lavere standardavvik enn panel A. Vi ser at i perioden fra januar 1990 til desember 1996 hadde referanseindeksen noe høyere standardavvik enn fondene sett under ett. Det motsatte gjelder for perioden i fra januar 1997 til juli 2015 der markedsindeksen hadde lavest standardavvik. Sett under ett for hele analyseperioden er standardavviket til referanseindeksen og fondene tilnærmet like.

Negativ skjevhet for hele analyseperioden tyder på at det er lengre hale mot lavere verdier (venstre). Det vil si at datasettet har flere ekstremverdier som er lavere enn gjennomsnittet. Hele datasett har positiv kurtose noe som indikerer at fordelingen er spissere enn ved en normalfordeling og at utvalget har fete haler. Dette tyder på at vi har flere ekstremverdier og spissere fordeling enn forutsatt ved normalfordeling. Tradisjonelle risiko- og prisingsmodeller forutsetter normalfordelte data og kan som følge av dette undervurdere risiko knyttet til aktiva.

Dette vil ikke hindre regresjonsanalysen da det er tilstrekkelig med observasjoner og resultatene vil bli sentralisert.

Minimumsverdien for både fond og referanseindeks er observert under finanskrisen i september 2008. Referanseindeksen hadde en nedgang på 27,17 %. Tilsvarende tall for Storebrand Vekst denne måneden var - 30,06 %. Observert maksimumsverdi blant fondene finner vi i desember 1999 der Danske Bank Norge Vekst hadde en oppgang på 41,78 %. Høyeste avkastning oppnådd av referanseindeksen er observert i mai 2009 der avkastning gikk opp 16,52 % på en måned. Dette var i en oppgangsperiode etter finanskrisen der sammenlagt endring i referanseindeksen for april og mai var på 30 %.

## 6.2 Faktoranalyse

Faktormodellene skal forklare risiko og usikkerhet knyttet til ulike aktiva. Både SMB- og HML-faktoren er forventet å være positive da de uttrykker risikopremie knyttet til ulike selskaper. Positiv SMB-faktor indikerer at det er størrelsespremie i markedet. Tilsvarende gjelder for HML-faktoren der positiv verdi betyr at det eksisterer verdipremie i markedet knyttet til selskaper med bokført verdi høyere enn markedsverdi. En positiv PR1YR- faktor for en måned indikerer at aksjer som har hatt god historisk avkastning de 11 siste månedene gjør det bedre enn aksjer med lav historisk avkastning de samme månedene. CMA og PMU er forventet til å være positive. Positiv CMA indikerer at selskaper som har et konservativt investeringsmønster har historisk sett gitt høyere avkastning og tilsvarende for positiv PMU der positiv faktor betyr at lønnsomme selskaper har historisk sett gitt høyere avkastning. Det er noe mer usikkerhet knyttet til om de sistnevnte faktorene uttrykker risiko eller om det er en markedsirasjonalitet (Novy-Marx, 2013). Kisser (2014) argumenterer for at lønnsomme selskaper har større andel faste kostnader og PMU uttrykker en kompensasjon for det.

**Tabell 7: Beskrivende statistikk for forklaringsvariablene**

Tabellen viser gjennomsnitt, standardavvik, skjevhet og kurtose for forklaringsvariablene. Beskrivende statistikk for faktorene MKT-Rf, SMB, HML og PR1YR er for perioden fra januar 1990 til juli 2015. CMA og PMU er bregnet for perioden fra juli 2000 til juli 2015.

	MKT-Rf	SMB	HML	PR1YR	CMA	PMU
N	307	307	307	307	181	181
Gjennomsnitt	0,0050	0,0078	0,0009	0,0055	0,0070	0,0031
Standardavvik	0,0652	0,0426	0,0495	0,0489	0,0486	0,0505
Skjevhet	-0,9910	0,2517	-0,2524	-0,3773	0,6037	-0,0572
Kurtose	2,6164	3,1641	1,0878	1,2651	1,7020	0,6157

MKT-Rf uttrykker markedets risikopremie og er beregnet ved bruk av avkastningen til referanseindeksen fratrukket risikofri rente. Gjennomsnittlig markedsrisikopremie i perioden har vært 0,5 % per måned, noe som tilsvarer 6,17 % i årlig markedspremie. Negativ skjevhet tyder på at det er flere månedlige observasjoner som er lavere enn gjennomsnittsavkastningen. Dette kan knyttes til variasjoner diskutert ovenfor. Gjennomsnittlig størrelsespremie i perioden har vært 0,78 % per måned, årlig tilsvarer dette 9,77 %. Tabell 7 viser at standardavviket er lavest for SMB-faktoren (4,26 %), og PMU (4,05 %) som nest høyest av de forklarende faktorene. Gjennomsnittlig momentumeffekt er 0,55 % per måned. Det høyeste standardavviket har blitt observert i markedsfaktoren MKT-Rf (6,52 %). Dette kan være forårsaket av perioder med noe mer usikkerhet som blant annet finanskrisen i 2008 og Dot Com-boblen i perioden fra 1995 til 2001. Gjennomsnittlig verdipremie er noe lavere enn for de andre faktorer og utgjør kun 0,09 % i måneden (1,1 % årlig).

Gjennomsnittlig premie for selskaper med konservative investeringsstrategi er 0,7 % månedlig. Dette stemmer med resultatene presentert av Titman et al. (2004), Fama og French (2015). Sammenlignet med andre faktorer er denne ganske høy og det er kun størrelsespremie som er større. Det er viktig å poengtere at CMA og PMU representerer en egen tidsperiode, og faktorene er derfor ikke direkte sammenlignbare. PMU har gjennomsnittspremie på 0,31 % i måneden, noe som er det nest laveste av alle faktorene. Det er kun verdipremien som er målt lavere, noe som stemmer med forventningene om faktor fortegn.

### 6.3 Faktorkorrelasjon

Høy korrelasjon mellom forklaringsvariabler kan føre til ustabile koeffisienter og tilsvarende høye  $p$ -verdier fordi det da blir vanskelig å påvise hvilke variabler som har forklaringskraft.

**Tabell 8: Korrelasjon mellom forklaringsvariablene**

	MKT- Rf	SMB	HML	PR1YR	CMA	PMU
Panel A: 1990:01 - 2015:07						
MKT- Rf	1					
SMB	-0,441	1				
HML	0,009	-0,142	1			
PR1YR	-0,248	0,152	-0,138	1		
Panel B: 2000:01- 2015:07						
CMA	0,240	0,143	-0,068	-0,075	1	
PMU	-0,239	-0,022	-0,135	0,148	-0,066	1

I tabell 8 oppsummeres data om kryss-korrelasjon mellom forklaringsvariablene. Det er relativt lave kryss-korrelasjoner mellom faktorene noe som tyder på at faktorhelningene ikke er påvirket av multikollinearitet. Høyest korrelasjon finner vi mellom markedspremien og SMB-faktoren. Dette kan komme av at en økning i avkastningen for store selskaper gir positivt utslag i referanseindeksen og negativt utslag i SMB-faktoren og motsatt.

## 6.4 Likevektsporføljen

Videre i analysen sammenlignes modellene for å se om vi kan danne oss et bilde av hvilken metode som gir oss det beste bildet av fondsmarkedet og forholdet mellom risiko og avkastning. For å kunne sammenligne modellene vil vi kombinere en likevektsporfølje som inkluderer avkastningen til alle fondene. Denne porteføljen vil bli benyttet i regresjonsanalysen for de ulike modellene.

**Tabell 9: Resultatene for likevektsporføljen**

Tabellen viser alfa, faktorkoeffisientene og justert forklaringsgrad for likevektsporføljen. Panel A viser regresjonsmodellene utført på hele analyseperioden og Panel B viser resultatene for 6-faktormodellen utført i tidsrommet juli 2000 til juli 2015. P-verdi i parentesen under koeffisientene.

Panel A: 1990:01 - 2015:07								
Modell	$\alpha_i$	$\beta_{MKT}$	$\beta_{SMB}$	$\beta_{HML}$	$\beta_{PR1YR}$		$R_{adj}^2$	
CAPM	0,0001 (0,90)	0,935 (0,00)					0,966	
3-faktormodellen	-0,0010 (0,10)	0,970 (0,00)	0,122 (0,00)	-0,027 (0,03)			0,972	
4-faktormodellen	-0,0010 (0,09)	0,971 (0,00)	0,122 (0,00)	-0,026 (0,03)	0,005 (0,71)		0,972	
Panel B: 2000:07 - 2015:07								
Modell	$\alpha_i$	$\beta_{MKT}$	$\beta_{SMB}$	$\beta_{HML}$	$\beta_{PR1YR}$	$\beta_{CMA}$	$\beta_{PMU}$	$R_{adj}^2$
6-faktormodellen	-0,0008 (0,24)	0,966 (0,00)	0,102 (0,00)	-0,035 (0,03)	-0,005 (0,74)	0,034 (0,02)	-0,022 (0,12)	0,981

Tabell 9 oppsummerer resultatene fra regresjonsanalysene for en likevektet fondsportefølje. Regresjonsanalysen for CAPM finner en svakt positiv, men ikke signifikant alfa. Gitt at CAPM er riktig spesifisert vil dette indikere at fondsporteføljen ikke skaper noen risikojustert avkastning for sine investorer sett under ett. Alfa reduseres fra 0,01 % til -0,1 % per måned når vi går fra CAPM til 3- og 4-faktormodellen. Nedgangen fra CAPM til 3-faktormodellen kan skyldes signifikant eksponering mot størrelseeffekten og B/M effekten som ikke har blitt tatt hensyn til i CAPM. SMB-faktoren er signifikant positiv med en koeffisient på 0,122 og dette kan indikere at fondsporteføljen er eksponert mot mer risiko knyttet til mindre selskaper enn markedet. HML-faktoren viser signifikant negativ effekt på avkastning med koeffisient på -0,027 for 3-faktormodellen og -0,026 for 4-faktormodellen. Siden fondsporteføljen har en negativ eksponering mot HML-faktoren kan dette tyde på at fondsporteføljen inneholder flere vekstselskaper enn verdiselskaper sammenlignet med markedet. Koeffisienten for HML-faktoren er lav sammenlignet med markedsbeta og SMB som tyder på at en endring i HML-faktoren har lav påvirkning på avkastningen til likevektsporføljen. Likevektsporføljen har ikke signifikant sammenheng med PR1YR-faktoren. Dette kan enten bety at fondsforvaltere ikke benytter seg av momentumstrategi eller at denne effekten forsvinner i en likevektsporfølje.

6-faktormodellen viser en ikke signifikant alfa på -0.08% per måned. CMA-faktoren har en positiv koeffisient på 0,034 som er signifikant på 5% nivå. Det tyder på at likevektsporføljen er mer eksponert mot risiko knyttet til selskaper med konservativ investeringsstrategi. Likevektsporføljen viser ingen signifikant eksponering mot PMU-faktoren. Dette betyr at avkastningen til likevektsporføljen er lite påvirket av endringer i lønnsomhetsfaktoren.

Alle fire modellene har høy forklaringsgrad,  $R_{adj}^2$ , på rundt 0,97. CAPM har lavest forklaringsgrad, den er lik for 3- og 4-faktormodellen og høyest for 6-faktormodellen. Siden momentumeffekten ikke er signifikant for 4-faktormodellen øker ikke forklaringsgraden til avkastningen på fondsporteføljen med denne modellen. Ut i fra resultatene for likevektsporføljen i Panel A ser det ut som 3-faktormodellen er mest egnet i forklaringen av avkastningen til fondene. Vi ønsker likevel å benytte oss av 4-faktormodellen i de individuelle regresjonene, da det kan tenkes at det er noen fond som har eksponering mot denne faktoren. Resultatene fra de individuelle regresjonene vil bli presentert i stigende rekkefølge fra CAPM til 6-faktormodellen.

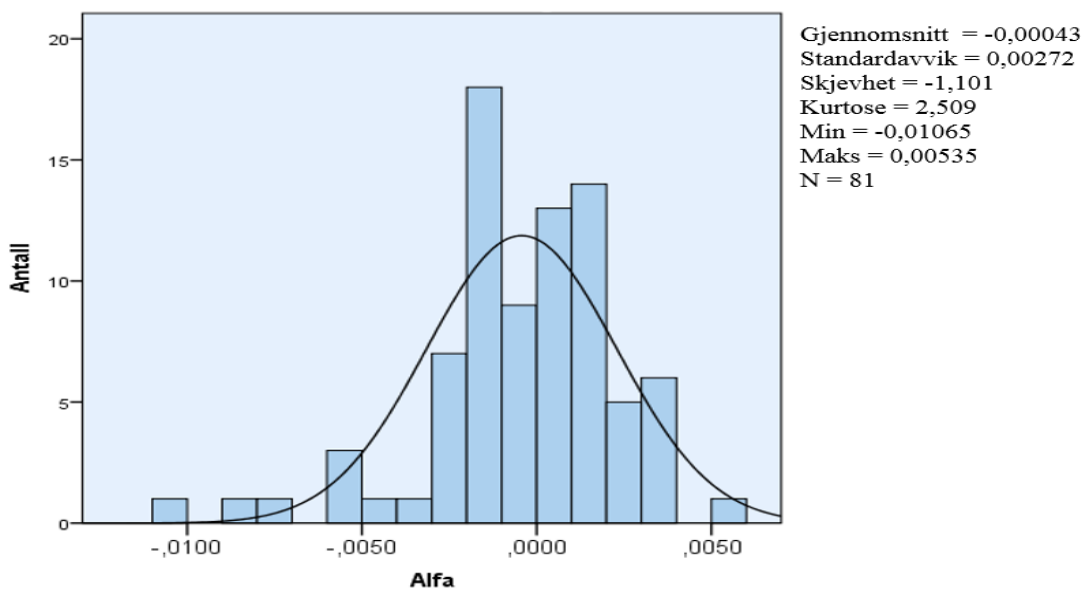
For å teste valg av referanseindeks har det blitt utført en regresjonsanalyse ved bruk av indeksen som inkluderer alle selskaper notert på Oslo Børs, OSEAX (se vedlegg 2). Resultatene av regresjonsanalysen for en likevektsporfølje samsvarer med resultatene ved bruk OSEFX og viser ingen signifikant alfa. Resultatene for likevektsporføljen representerer hvordan fond presterer i gjennomsnitt og vil ikke være et bilde av hele fondsmarkedet. Et alternativ for likevektsporføljen er å kombinere en verdiveid portefølje. En verdiveid portefølje reflekterer avkastning på totalt investert kapital. Dette vil ikke bli gjort i oppgaven da en likevektet portefølje er tilstrekkelig for oppgavens formål.

## 6.5 CAPM

Vi starter med å presentere resultatene fra CAPM. For denne modellen har vi kjørt 81 individuelle regresjoner hvor den avhengige variabelen er månedlig avkastning utover risikofri rente, og hvor den uavhengige variabelen er markedsavkastningen (OSEAX/OSEFX) utover risikofri rente.

**Figur 3: Alfafordeling ved CAPM**

Figuren viser alfafordeling sammenlignet med normalfordelingskurven samt beskrivende statistikk for regresjonsresultatene. Verdiene er beregnet ut i fra månedlige data og figuren viser verdier basert på 81 individuelle regresjoner.



Regresjonsanalysen viser at gjennomsnittlig alfa er ca. -0,04 % per måned, noe som tyder på at fondene i perioden har gitt negativ risikojustert avkastning. De gjennomsnittlige alfaverdiene har en negativ skjevhet på -1,101 som betyr at distribusjonen av verdiene har en lengre venstre hale med flere høye negative verdier. Dette kan også sees i histogram for alfafordelingen

ovenfor. Alfafordelingen har en kurtose på 2,508 som betyr at fordelingen av alfa blant fondene er samlet mer rundt gjennomsnittet enn normalfordelt. Fokus Barnespar er det fondet med laveste estimerte alfa på ca. -1,1 % per måned og K-IPA Aksjefond har høyeste estimerte alfa med ca. 0,5 % per måned. Ingen av disse er signifikante på 5 % nivå. Vi gjennomfører en tosidig t-test som tester om estimerte alfa er signifikant forskjellig fra 0.

**Tabell 10: Tosidig t-test av alfa ved CAPM**

Tabellen viser resultatene for en tosidig t-test som tester om gjennomsnittlig alfa ved CAPM er signifikant forskjellig fra 0.

Test verdi = 0	
N	81
Gjennomsnitt	-0,00043
Standardavvik	0,00272
T-verdi	-1,419
P-verdi	0,16

T-testen viser at alfaverdiene for CAPM ikke er signifikant forskjellig fra 0 med en p-verdi på 0,16. På grunn av variasjonen i estimert alfa gir ikke CAPM et klart svar på om fondene har prestert bedre eller dårligere enn markedet. Siden mange av alfaverdiene ikke er signifikante ønsker vi å analysere nærmere de som er signifikant på 5 % nivå.

Vi sorterer selskapene ut i fra p-verdiene til alfaverdiene og utelukker verdiene som ikke er signifikant på 5 % nivå. Vi har totalt 8 fond som gir alfa signifikant forskjellig fra 0, derav 4 som har negativ alfa og 4 som har positiv alfa (fullstendig oversikt i vedlegg 15).



**Tabell 11: Regresjonsresultater for de beste og dårligste fond ved CAPM**

Tabellen viser de tre fondene med høyeste og laveste signifikante alfaverdier samt gjennomsnittlig alfa, beta og justert forklaringsgrad basert på fond med signifikant alfa. P-verdi i parenteser under koeffisientene.

Fond	$\alpha_i$	$\beta_{MKT}$	$R_{adj}^2$
<b>Panel A: Vinnere</b>			
ODIN Norge	0,0038 (0,04)	0,882 (0,00)	0,770
Danske Fund Norge Aksj. Inst 2	0,0031 (0,01)	0,915 (0,00)	0,966
Carnegie Aksje Norge	0,0027 (0,01)	0,951 (0,00)	0,932
<b>Panel B: Tapere</b>			
Globus Norge II	-0,0074 (0,04)	1,240 (0,00)	0,836
DnB NOR Norge (I)	-0,0015 (0,02)	0,927 (0,00)	0,967
Avanse Norge (I)	-0,0014 (0,03)	0,941 (0,00)	0,972
Gjennomsnitt signifikante	0,00004	0,965	0,923

Panel A viser de tre fondene med høyest signifikant alfa ved bruk av CAPM. Vi ser at ODIN Norge har gitt høyest månedlige meravkastning på ca. 0,4 % per måned som tilsvarer ca. 4,7 % per år. Panel B viser fond med lavest estimert alfa. Globus Norge II kommer dårligst ut med en avkastning på ca. -0,7 % per måned som tilsvarer -8,5 % per år. Dette kan vi også se ut i fra alfafordelingen figur 3 som viser flere ekstremt lave alfaverdier i forhold til positive verdier. Gjennomsnittlig alfa for alle signifikante fond er 0,004 % per måned.

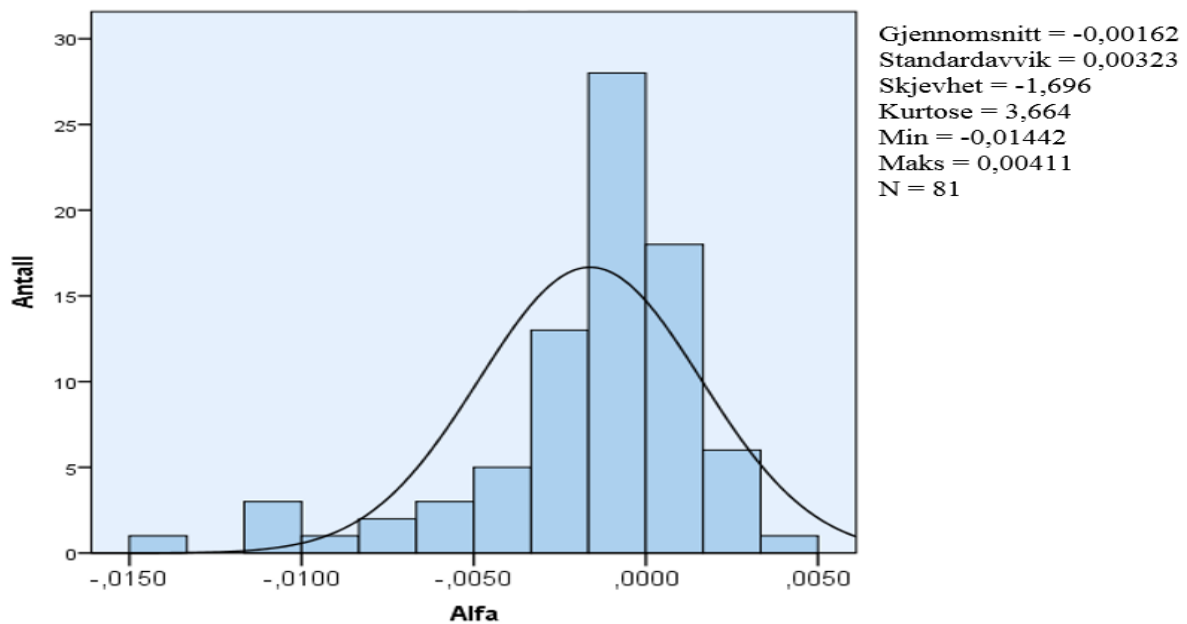
Alle fond unntatt ett har en signifikant markedsbeta som er lavere enn 1. Globus Norge II har samvariasjon med markedet på 1,2 som indikerer at fondet svinger mer enn markedet. Vi ser at forklaringsgraden til regresjonene er jevnt høy, men at Odin Norge og Globus Norge II har noe lavere forklaringsgrad enn resten av fondene. Dette kan tyde på at modellen ikke forklarer avkastning til alle fond like godt, og at det er flere faktorer som burde vært inkludert i regresjonsanalysen.

## 6.6 3-faktormodellen

Videre presenteres resultatene fra 3-faktormodellen. Vi benytter samme fremgangsmåte som i regresjonsanalysen for CAPM hvor det i tillegg til markedets meravkastning inkluderes avkastningen til faktorporteføljene SMB og HML som de uavhengige variablene.

**Figur 4: Alfafordeling ved 3-faktormodellen**

Figuren viser alfafordeling sammenlignet med normalfordelingskurven samt beskrivende statistikk for regresjonsresultatene. Verdiene er beregnet ut i fra månedlige data og figuren viser verdier basert på 81 individuelle regresjoner.



Regresjonsanalysene viser en gjennomsnittlig alfa på -0,162 % i måned. Det tilsvarer 1,9 prosentpoeng lavere risikojustert avkastning per år enn ved å investere i markedsporteføljen. I tillegg viser analysen negativ skjevhet noe som betyr at det er estimert flere ekstreme alfaverdier som er lavere enn gjennomsnittet. Lavest estimert alfa er på -1,4 % per måned for Nordea SMB II og høyest estimert alfa er for K-IPA Aksjefond på 0,412 % per måned. Sistnevnte er ikke signifikant på 5 % nivå. Vi har foretatt en tosidig t-test for å teste om alfaverdiene for disse 81 regresjonene er signifikant forskjellig fra 0, se tabell 12 under.

**Tabell 12: Tosidig t-test av alfa ved 3-faktormodellen**

Tabellen viser resultatene for en tosidig t-test som tester om gjennomsnittlig alfa ved 3-faktormodellen er signifikant forskjellig fra 0.

Test verdi = 0	
N	81
Gjennomsnitt	-0,00162
Standardavvik	0,00323
T-verdi	-4,510
P-verdi	0,000

Testen viser at alfaverdiene estimert ved bruk av 3-faktormodellen er signifikant forskjellig fra 0. Det indikerer at fondene i gjennomsnitt presterer 1,9 prosentpoeng under markedsavkastning justert for risiko. Siden det er mange av de enkelte alfaverdiene som ikke er signifikante ønsker vi å analysere nærmere de alfaverdiene som er signifikante på 5 % nivå.

Vi har sortert selskapene ut i fra p-verdiene til alfaestimaterne og utelukket verdiene som ikke er signifikant på 5 % nivå. Vi har totalt 18 fond som gir alfa signifikant forskjellig fra 0 ved bruk av 3-faktormodellen. Derav 15 som har negativ alfa og kun 3 som har positiv alfa (fullstendig oversikt i vedlegg 16).

**Tabell 13: Regresjonsresultater for de beste og dårligste fond ved 3-faktormodellen**

Tabellen viser de tre fondene med høyeste og laveste signifikante alfaverdier samt gjennomsnittlig alfa, faktorkoeffisientene og justert forklaringsgrad basert på fond med signifikant alfa. P-verdi i parenteser under koeffisientene.

Fond	$\alpha_i$	$\beta_{MKT}$	$\beta_{SMB}$	$\beta_{HML}$	$R_{adj}^2$
<b>Panel A: Vinnere</b>					
Danske Fund Norge Aksj. Inst 2	0,0030 (0,01)	0,937 (0,00)	0,045 (0,25)	0,026 (0,42)	0,966
Carnegie Aksje Norge	0,0023 (0,03)	0,945 (0,00)	0,039 (0,19)	-0,124 (0,00)	0,940
Danske Fund Norge Aksj. Inst 1	0,0021 (0,01)	0,927 (0,00)	0,007 (0,78)	0,017 (0,38)	0,970
<b>Panel B: Tapere</b>					
Nordea SMB II	-0,0144 (0,00)	0,948 (0,00)	0,563 (0,00)	-0,123 (0,18)	0,758
Skandia SMB Norge	-0,0108 (0,00)	0,999 (0,00)	0,443 (0,00)	-0,126 (0,05)	0,834
Globus Norge II	-0,0104 (0,00)	1,250 (0,00)	0,316 (0,00)	-0,120 (0,06)	0,860
Gjennomsnitt signifikante	-0,0042	1,008	0,183	-0,034	0,911

Panel A viser topp 3 fond med høyest signifikant alfa estimert ved hjelp av 3-faktormodellen.

Vi ser at Danske Fund Norge Aksje institusjon 2 har gitt høyest risikojustert avkastning i

perioden med 0,3 % per måned, det tilsvarer ca 3,7 % per år. Panel B viser fond med lavest estimert alfa. Alle 3 fond underpresterer med mer enn 1 % i risikjustert avkastning per måned. Regresjonsanalysen viser at Nordea SMB II har en risikjustert avkastning på -1,44 % per måned. Det tilsvarer 18,73 prosentpoeng lavere avkastning enn referanseindeksen i året. Gjennomsnittsavkastning til de signifikante alfaverdiene er -0,42 % per måned. Dette er 0,262 prosentpoeng lavere enn gjennomsnittet for alfaestimatene hentet fra alle 81 regresjonene. Det indikerer at blant de fondene som har alfa signifikant ulik 0, observeres en sterk negativ trend.

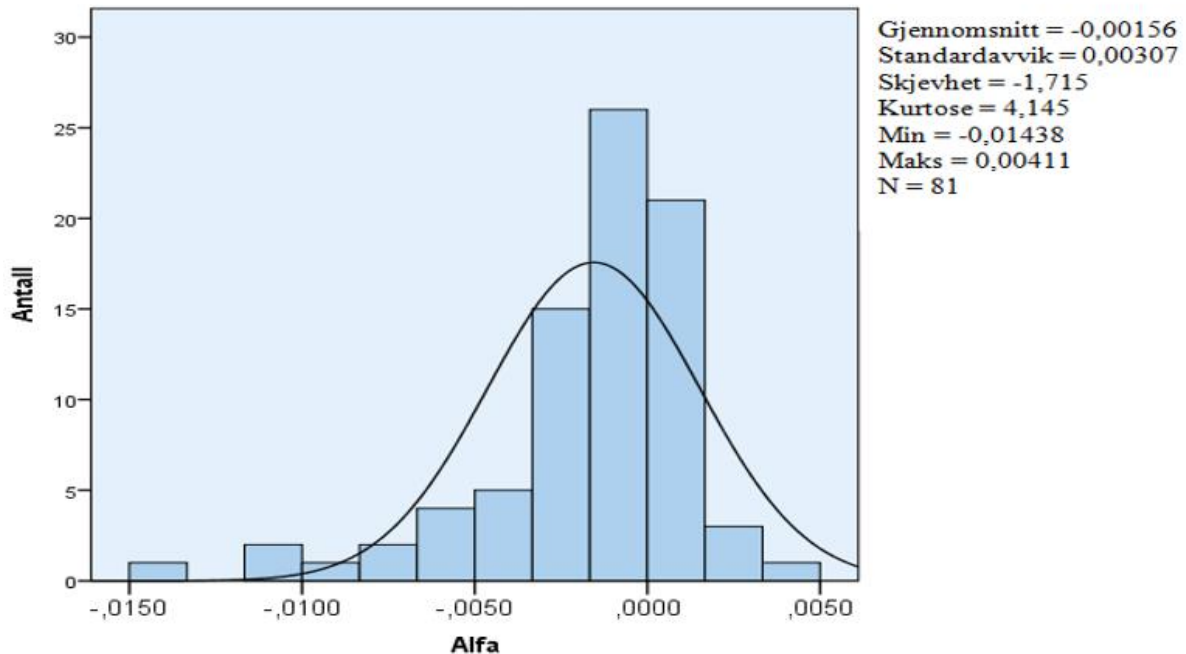
De 3 dårligste fondene har høye positive koeffisienter knyttet til SMB-faktoren som følge av at deres porteføljer inneholder en større andel småselskap enn markedet. Dette er et tegn på at disse fondene ikke klarer å kompensere for risiko knyttet til selskapsstørrelse. HML-faktoren er signifikant kun for Carnagie Aksje Norge og Skandia SMB Norge med negativt fortegn. Det kan bety at disse fondene veier tyngre i vekstselskaper sammenlignet med markedet. Lite signifikante koeffisienter for HML-faktoren samsvarer med Sørensen (2009). Forklaringsgraden er noe lavere for de fondene med lavest estimert alfa, det tyder på at det fortsatt er noe variasjon i avkastningen som ikke blir forklart med 3-faktormodellen.

## 6.7 4-faktormodellen

Fremgangsmåten i regresjonsanalysen for 4-faktormodellen er lik som for CAPM og 3-faktormodellen der vi kjører individuelle regresjoner for hvert fond. Vi vil i tillegg benytte avkastning til faktorportefølje PR1YR som uavhengig variabel.

**Figur 5: Alfafordeling ved 4-faktormodellen**

Figuren viser alfafordeling sammenlignet med normalfordelingskurven samt beskrivende statistikk for regresjonsresultatene. Verdiene er beregnet ut i fra månedlige data og figuren viser verdier basert på 81 individuelle regresjoner.



Regresjonsanalysen for 4-faktormodellen viser en gjennomsnittlig alfa på -0,155% per måned. Vi ser ut i fra fordelingskurven og den negative verdien for skjevhet at vi har flere ekstremverdier på den negative siden. Minste estimert alfa er på -1,44 % per måned mens den høyeste er 0,41 %. I tillegg har vi noe spissfordeling med mange observasjoner rundt gjennomsnittsverdien på -0,155 %. Vi har foretatt en tosidig t-test for å teste om alfaverdiene for disse 81 regresjonene er signifikant forskjellig fra 0, se tabell 14 under.

**Tabell 14: Tosidig t-test av alfa ved 4-faktormodellen**

Tabellen viser resultatene for en tosidig t-test som tester om gjennomsnittlig alfa ved 4-faktormodellen er signifikant forskjellig fra 0.

Test verdi = 0	
N	81
Gjennomsnitt	-0,00156
Standardavvik	0,00306
T-verdi	-4,569
P-verdi	0,000

Den tosidige t-testen viser at alfaverdiene estimert med 4-faktormodellen har en negativ t-verdi og er signifikant forskjellig fra 0. Det betyr at fondsporteføljen sett under ett skaper risikostjustert avkastning lavere enn referanseindeksen. Dersom vi ser på de enkelte regresjonene hver for seg så finner vi store variasjoner blant fondene. Totalt er det kun 16 fond som gir signifikant forskjellig avkastning sammenlignet med referanseindeksen. 2 fond gir positiv alfa og 14 gir negativ alfa (fullstendig oversikt i vedlegg 17).

**Tabell 15: Regresjonsresultater for de beste og dårligste fond ved 4-faktormodellen**

Tabellen viser de tre fondene med høyeste og laveste signifikante alfaverdier samt gjennomsnittlig alfa, faktorkoeffisientene og justert forklaringsgrad basert på fond med signifikant alfa. P-verdi i parenteser under koeffisientene.

Fond	$\alpha_i$	$\beta_{MKT}$	$\beta_{SMB}$	$\beta_{HML}$	$\beta_{PR1YR}$	$R_{adj}^2$
<b>Panel A: Vinnere</b>						
Danske Fund Norge Aksj. Inst 2	0,0030 (0,01)	0,938 (0,00)	0,045 (0,26)	0,026 (0,41)	0,004 (0,90)	0,966
Danske Fund Norge Aksj. Inst 1	0,0021 (0,01)	0,927 (0,00)	0,007 (0,78)	0,017 (0,38)	0,001 (0,97)	0,970
<b>Panel B: Tapere</b>						
Nordea SMB II	-0,0144 (0,00)	0,944 (0,00)	0,565 (0,00)	-0,123 (0,18)	-0,014 (0,88)	0,755
Skandia SMB Norge	-0,0104 (0,00)	0,988 (0,00)	0,459 (0,00)	-0,127 (0,05)	-0,058 (0,35)	0,834
Globus Norge II	-0,0088 (0,01)	1,199 (0,00)	0,311 (0,00)	-0,134 (0,03)	-0,202 (0,00)	0,874
Gjennomsnitt signifikante	-0,0042	0,988	0,184	-0,022	-0,033	0,916

Panel A viser fond som har estimert alfa signifikant høyere enn 0 og Panel B viser de 3 fondene som har lavest estimert alfa. Danske Fund Norge Aksje Institusjon 1 og 2 er de eneste av totalt 81 fond som gir signifikant positiv alfa ved 4-faktormodellen.

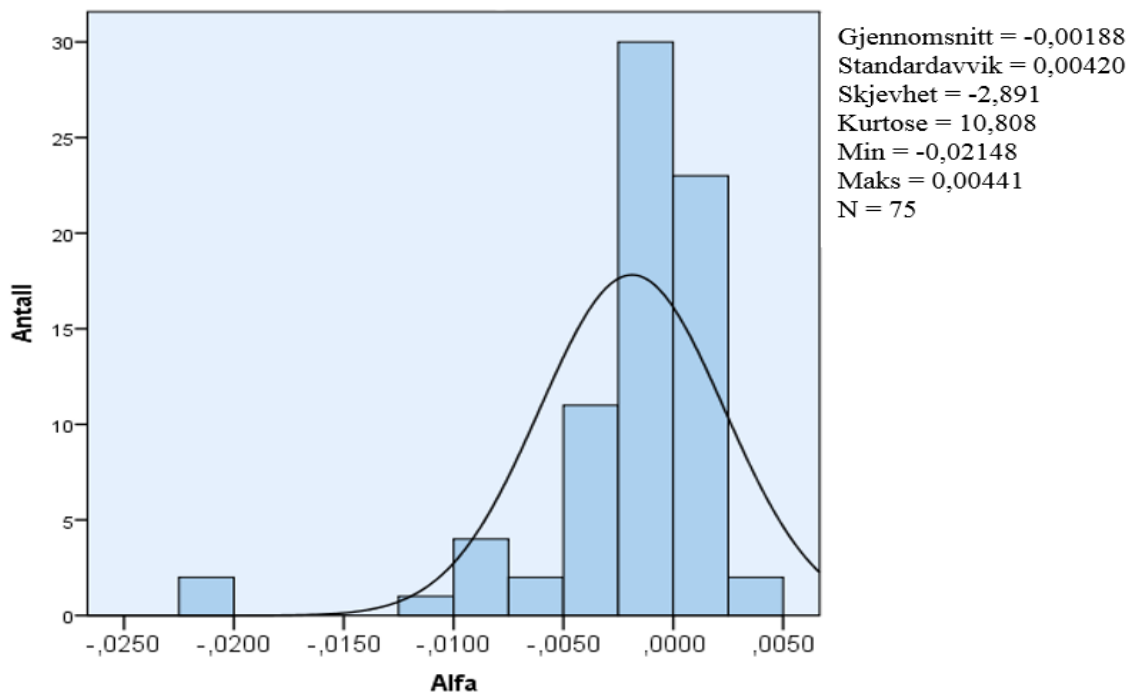
Blant vinnerne og tapere så ser vi at Globus Norge har en negativ eksponering mot PR1YR-faktoren noe som kan tyde på at de har en større andel aksjer som har prestert dårlig de foregående 11 månedene. Noe som kan forklares ved en «contrarian» handelsstrategi. Av alle de individuelle regresjonene finner vi at fondene er likt fordelt mellom negativ og positiv eksponering mot momentumeffekten som er i tråd med Carhart (1997). Han mener en slik strategi ikke lønner seg etter kostnader og at det er tilfeldig om fond er eksponert mot tidligere vinnere eller tapere.

## 6.8 6-faktormodellen

Fremgangsmåten i regresjonsanalysen for 6-faktormodellen er lik som for CAPM, 3- og 4-faktormodellen der vi kjører individuelle regresjoner for hvert fond. Analyseperioden er her juli 2000 til juli 2015. Vi vil i tillegg benytte avkastning til faktorporteføljene CMA og PMU som uavhengige variabler.

**Figur 6: Alfafordeling ved 6-faktormodellen**

Figuren viser alfafordeling sammenlignet med normalfordelingskurven samt beskrivende statistikk for regresjonsresultatene. Verdiene er beregnet ut i fra månedlige data og figuren viser verdier basert på 75 individuelle regresjoner.



Regresjonsanalysen for 6-faktormodellen viser en gjennomsnittlig alfa på -0,188 % per måned. Det tilsvarer -2,23 prosentpoeng lavere risikojustert avkastning per år enn forventet avkastning ut i fra 6-faktormodellen. Vi ser ut i fra fordelingskurven at vi har en negativ skjevhet der vi har flere ekstremverdier på den negative siden. Minste estimert alfa er på -2,15 % per måned mens den høyeste er 0,44 % per måned. I tillegg har vi en spissfordeling med mange observasjoner rundt den negative gjennomsnittsverdien. Vi har foretatt en tosidig t-test for å teste om alfaverdiene for disse 75 regresjonene er signifikant forskjellig fra 0, se tabell 16 under.

**Tabell 16: Tosidig t-test av alfa ved 6-faktormodellen**

Tabellen viser resultatene for en tosidig t-test som tester om gjennomsnittlig alfa ved 6-faktormodellen er signifikant forskjellig fra 0.

Test verdi = 0	
N	75
Gjennomsnitt	-0,00188
Standardavvik	0,00420
T-verdi	-3,873
P-verdi	0,000

Den tosidige t-testen viser at alfaverdiene estimert med 6-faktormodellen har en negativ t-verdi og er signifikant forskjellig fra 0. Dette er et viktig poeng da det betyr at fondsporteføljen sett under ett skaper risikojustert avkastning lavere enn referanseindeksen. Dersom vi ser på de enkelte regresjonene hver for seg så finner vi store variasjoner blant fondene. Totalt er det kun 11 fond som gir signifikant forskjellig avkastning sammenlignet med referanseindeksen. 2 fond gir positiv alfa og 9 gir negativ alfa (fullstendig oversikt i vedlegg 18).

**Tabell 17: Regresjonsresultater for de beste og dårligste fond ved 6-faktormodellen**

Tabellen viser de tre fondene med høyeste og laveste signifikante alfaverdier samt gjennomsnittlig alfa, faktorkoeffisientene og justert forklaringsgrad basert på fond med signifikant alfa. P-verdi i parentesen under koeffisientene.

Fond	$\alpha_i$	$\beta_{MKT}$	$\beta_{SMB}$	$\beta_{HML}$	$\beta_{PR1YR}$	$\beta_{CMA}$	$\beta_{PMU}$	$R_{adj}^2$
Panel A: Vinnere								
Danske Fund Norge Aksj. Inst 2	0,0026 (0,03)	0,948 (0,00)	0,056 (0,16)	0,042 (0,21)	-0,010 (0,73)	0,015 (0,65)	0,056 (0,06)	0,967
Danske Fund Norge Aksj. Inst 1	0,0019 (0,03)	0,929 (0,00)	0,009 (0,74)	0,018 (0,37)	0,001 (0,96)	0,011 (0,51)	0,008 (0,63)	0,970
Panel B: Tapere								
Skandia SMB Norge	-0,0215 (0,00)	0,755 (0,00)	0,314 (0,34)	-0,117 (0,39)	-0,558 (0,00)	-0,142 (0,27)	-0,183 (0,09)	0,859
Nordea SMB II	-0,0209 (0,02)	0,858 (0,00)	0,581 (0,09)	-0,125 (0,41)	0,021 (0,91)	0,016 (0,92)	-0,132 (0,30)	0,698
Globus Norge II	-0,0111 (0,01)	1,193 (0,00)	0,357 (0,01)	-0,131 (0,10)	-0,266 (0,00)	0,072 (0,26)	-0,023 (0,74)	0,874
Gjennomsnitt signifikant	-0,0070	0,979	0,216	-0,065	-0,103	0,030	-0,044	0,902

Panel A viser fond som har estimert alfa signifikant høyere enn 0 og Panel B viser de 3 fondene som har lavest signifikant alfa. Danske Fund Norge Aksje Institusjon 1 og 2 er ved 6-faktormodellen de eneste av totalt 75 fond som gir signifikant positiv alfa.

PMU er signifikant på 10% nivå for både Danske Fund Norge Aksje Institusjon 2 og Skandia SMB Norge. Danske Fund Norge Aksje Institusjon 2 som tidligere ikke har vist signifikant



eksponering mot noen av faktorporteføljene viser her positiv eksponering mot PMU-faktoren. En positiv eksponering mot PMU-faktoren betyr at fondet får høyere estimert avkastning når selskap med høy lønnsomhet utkonkurrerer selskap med lav lønnsomhet. Det kan tyde på at fondet inneholder en større andel selskap som har høy lønnsomhet. Skandia SMB Norge har lavest estimert alfa og en negativ eksponering mot PMU-faktoren. Det kan tyde på at fondet har investert i en større andel selskap med lav lønnsomhet som reduserer risiko.

CMA er ikke signifikant for noen av fondene nevnt i tabell 17. 18 av totalt 81 fond viser signifikant eksponering mot investeringsfaktoren. Alle koeffisientene er positive som tyder på at disse fondene har en større andel selskaper med konservativ investeringsstrategi. Dette kan være ekstra risiko som fanges opp og som øker forventet avkastning i perioder med positiv CMA-faktor.

## **6.9 Drøfting**

For den likevektede fondsporteføljen finner vi ved bruk av CAPM, 3-, 4- og 6-faktormodellen ingen bevis på at norske aktivt forvaltede fond skaper risikojustert meravkastning i perioden fra 1990 til 2015. Ingen av modellene har signifikant alfa forskjellig fra 0. Disse resultatene samsvarer med Sørensen (2009) analyse av det norske fondsmarkedet.

For de individuelle regresjonsmodellene finner vi en negativ trend i estimert alfa. Antall positivt signifikante alfa går ned fra 4 ved CAPM, 3 ved 3-faktormodellen og til slutt 2 med 4- og 6-faktormodellen. Antall negativt signifikante alfa går kraftig opp når vi beveger oss fra CAPM. Vi har 4 negative alfa med CAPM, 15 med 3-faktormodellen, 14 med 4-faktormodellen og til slutt 9 med 6-faktormodellen. En stor andel av estimerte alfa er nære 0, noe som gjør at vi ikke med sikkerhet kan si om de er forskjellige fra 0. Blant alfaverdiene som er signifikant forskjellig fra 0 er flesteparten negative.

Vi får også avvikende resultater for hvilke fond som får høyeste og laveste estimerte alfa ved bruk av de ulike regresjonsmodellene. Størst forskjell er det mellom CAPM og 3-faktormodellen. Ikke overraskende har samtlige fond som kommer dårligst ut for alle fire modellene avsluttet i løpet av perioden. To av de dårligste fondene for 3-, 4- og 6-faktormodellen er begge SMB-fond. Disse investerer i små og mellomstore bedrifter og har derfor høy positiv eksponering mot SMB-faktoren. Den lave risikojusterte avkastningen kan

enten forklares ved høye forvaltningskostnader, mangel på ferdighet i utvelgelsen av aksjer eller en satsing på et segment som gikk galt. Lignende ser vi for fondet Odin Norge som hadde høyest estimert alfa ved bruk CAPM. Fondet viste høy eksponering mot SMB-faktoren og ga ingen signifikant alfa for noen av modellene.

I regresjonsanalysen for likevektsporføljen finner vi at SMB-faktoren er signifikant positiv. Vi finner også signifikant positiv sammenheng for over halvparten av de individuelle regresjonene. SMB-faktoren forklarer mye av avkastningen til fondene noe som gjør at vi får en kraftig økning i antall negative alfa når denne faktoren inkluderes. Risikoen knyttet til små selskaper blir ikke fanget opp av CAPM.

I regresjonsanalysen av likevektsporføljen finner vi at HML-faktoren er negativt signifikant for alle modellene. Vi kan se en nokså lik trend for enkeltregresjoner der en fjerdedel av koeffisientene er signifikante, hvorav et fåtall er positive. Negative koeffisienter indikerer at fondene har en større andel vekstaksjer enn verdiaksjer. Siden kun en liten andel av fondene har signifikant eksponering mot HML-faktoren, forklarer den en liten del av avkastningen til fondene sett under ett. Dette forklarer den lave HML-koeffisienten for likevektsporføljen. Svake resultater for HML stemmer med tidligere forskning utført av Sørensen (2009) og Næs et al. (2007). Vi ser derimot at vekstfond har negative HML-koeffisienter som stemmer med forventningene. Vekstselskaper har en lavere risikopremie sammenlignet med verdiselskaper. I tillegg kan vi se en sammenheng mellom positiv SMB-koeffisient og negativ HML-koeffisient, noe som gjør at vekstfond totalt sett får en økt risikopremie. Grunnen til dette kan være at fondene som investerer i vekstselskaper ofte velger små bedrifter i oppstartsfasen.

For en likevektet portefølje finner vi ikke signifikant sammenheng mellom faktoren PR1YR og fondsavkastningen. Disse resultatene kan være forårsaket av at fondsforvaltere bruker forskjellige forvaltningsstrategier som usynliggjør momentumeffekten i en likevektet portefølje. Resultatene fra de individuelle regresjonene viser at fondene er likt fordelt mellom positiv og negativ eksponering mot momentumeffekten. Lav signifikant PR1YR for det norske fondsmarkedet samsvarer med tidligere forskning av Sørensen (2009), Næs et al. (2007) og er i tråd med Carhart (1997). Næs et al. (2007) argumenterer for at de empirisk motiverte faktorene knyttet til bokverdi og momentum ikke er relevant i prisingen av aksjer på Oslo Børs.

For 6-faktormodellen finner vi at CMA-faktoren er signifikant for likevektsporføljen med en positiv koeffisient på 0,0338. Det vil si at likevektsporføljen inneholder en større andel selskaper som har konservativ investeringsmønster og at det er forventning om risikopremie i perioder med positiv CMA-faktor. PMU-faktoren viser ikke signifikant eksponering mot likevektsporføljen. En mulig årsak kan være at inndelingen av porteføljene 30/40/30 ikke fanger opp effekten av lønnsomhet. Det kunne vært hensiktsmessig å undersøke om denne faktoren viser høyere signifikans ved å ta ytterpunktene som for eksempel 20/60/20 eller 10/80/10. For å kunne utføre dette måtte vi hatt større utvalg, da antall selskaper i porteføljene blir få.

Ved sammenligning av modellenes forklaringsgrad ser vi at den er økende fra CAPM til 3-faktormodellen, mens det er lite forskjell mellom 3- og 4-faktormodellen. De små forskjellene kan skyldes at den ekstra faktoren, PR1YR, har lav signifikans. Dette stemmer med resultatene ved testing av likevektsporføljen. 6-faktormodellen viser høyest forklaringsgrad med 0,981. Vi har foretatt en F-test for å teste om 6-faktormodellen er signifikant bedre enn 3- og 4-faktormodellen. Denne testen er basert på regresjonsanalysen for likevektsporføljen (ANOVA-tabellen se vedlegg 20).

$$H_0: \beta_{CMA} = \beta_{PMU} = 0$$

$$F = \frac{(RSS_{4-faktormodell} - RSS_{6-faktormodell})/M}{RSS_{6-faktormodell}/(N-k-1)} = 2,62$$

Kritisk verdi er 2,25 og vi kan dermed forkaste  $H_0$  og konkludere med at 6-faktormodellen er signifikant bedre enn 4-faktormodellen.

Vi har replikert regresjonsanalysen med OSEAX som referanseindeks for likevektsporføljen (vedlegg 2) og de individuelle regresjonene for CAPM (vedlagt 3, 4 og 5), 3-faktormodellen (vedlegg 6, 7 og 8), 4-faktormodellen (vedlegg 9, 10 og 11) og 6-faktormodellen (vedlegg 12, 13 og 14). Dette er gjort for å teste hvordan valgt referanseindeks påvirker resultatene.

**Tabell 18: Resultatsammenligning OSEFX og OSEAX**

Tabellen viser forskjellene i antall fond med signifikante alfa samt gjennomsnittlig alfaverdi for alle fond.

	CAPM		3-faktormodellen		4-faktormodellen		6-faktormodellen	
	OSEFX	OSEAX	OSEFX	OSEAX	OSEFX	OSEAX	OSEFX	OSEAX
Signifikant positiv	4	0	3	1	2	3	2	0
Signifikant negativ	4	4	15	11	14	7	9	6
Gjennomsnittsalfa	-0,00043	-0,00110	-0,00162	-0,00176	-0,00156	-0,00130	-0,00188	-0,00174

Resultatene avviker i antall fond med signifikant alfa. Fond med signifikant positiv alfa reduseres fra 4 til 0 ved CAPM, fra 3 til 1 ved 3-faktormodellen, og fra 2 til 0 ved 6-faktormodellen. Fond med signifikant positiv alfa øker ved 4-faktormodellen fra 2 til 3. Gjennomsnittlig alfa for alle fond er signifikant negativ ved bruk av OSEAX som markedsindeks. Disse resultatene samsvarer med forventningene om at vår referanseindeks kan anses som et minimumskrav for avkastning siden den alternative indeksen viser lavere alfa.

## 7 Konklusjon

Ved hjelp av CAPM, 3-, 4- og 6-faktormodellen har det blitt avdekket at en likevektsportefølje av aktivt forvaltede fond ikke klarer å skape risikojustert meravkastning. Regresjonsanalysen for likevektsporteføljen kan ikke forkaste nullhypotesen om at alfa er lik 0. Derimot viser gjennomsnittsavkastningen for de individuelle regresjonene at alfa er negativ ved bruk av 3-, 4- og 6-faktormodellen, på henholdsvis 1,96 %, 1,89 % og 2,27 % i året. Det indikerer at avkastningen oppnådd av fondsforvaltere er lavere enn forventet ut i fra de valgte flerfaktormodellene. Det er kun 3 av 81 fond som gir signifikant høyere alfa enn 0 ved bruk av CAPM og kun 2 som gir signifikant positiv alfa ved bruk av 3-, 4-, og 6-faktormodellen. Negativ risikojustert avkastning sammenlignet med markedsindeksen kan være forårsaket av høye forvaltningskostnader da vi benytter nettoavkastning. Dersom vi hadde tatt utgangspunkt i avkastning før kostnader og effisiente markeder, så vil en fondsforvalter alltid kunne oppnå avkastning lik markedsavkastning for et gitt risikonivå. En negativ risikojustert avkastning kan være forårsaket av at i) modellen er feilspesifisert, ii) høye forvaltningskostnader eller iii) markedsimperfeksjoner. Negativ risikojustert avkastning vil i henhold til finanst teori bety at investorer som investerer i aktivt forvaltede fond taper penger i form av at de tar på seg høyere risiko som de ikke mottar tilstrekkelig med kompensasjon for. Forvaltningskostnadene for aktivt forvaltede fond ligger mellom 0,3 % og 2,5 % i året (Eckbo og Ødegaard (2015), noe som tyder på at kostnadene utgjør en stor andel av den negative risikojusterede avkastningen.

Resultatene viser at CAPM ikke gir oss tilstrekkelig med informasjon om forventet avkastning. Dette stemmer med tidligere forskning av blant annet Fama og French (1992). SMB-faktoren i 3-faktormodellen viser sterk eksponering mot både likevektsporteføljen og fondene. HML- og PR1YR-faktoren viser noe svakere eksponering mot det norske fondsmarkedet. Ut i fra 6-faktormodellen finner vi at det norske fondsmarkedet har signifikant eksponering mot investeringseffekten. Vi finner derimot en svak sammenheng mellom lønnsomhetsfaktoren og avkastningen til norske aksjefond. Ved testing av flerfaktormodellene viser 6-faktormodellen høyest forklaringsgrad og er signifikant bedre enn 4-faktormodellen. Det tyder på at denne modellen fanger opp en større andel variasjon i avkastning sammenlignet med CAPM, 3- og 4-faktormodellen.

Et annet viktig poeng i oppgaven er knyttet til valg av referanseindeks. Stort sett alle fond som investerer i Oslo Børs benytter seg av OSEFX som sin referanseindeks, da den er lovregulert

med krav knyttet til risiko og diversifisering. For en investor som ønsker å investere bredt kan det være mest hensiktsmessig å sammenligne avkastningen mot en indeks som tar hensyn til avkastning til alle selskaper notert på Oslo Børs. Det kan argumenteres for at aktivt forvaltet fond ikke kan direkte sammenlignes med en investering i hele markedet da aktiv forvaltning har krav om diversifisering.

## **8 Videre forskning og begrensninger**

Vi har i denne oppgaven tatt utgangspunkt i nettoavkastning for å kunne se på aktiv forvaltning fra en investors perspektiv. Det gjør det derimot vanskelig å tyde hva som er årsaken til at noen fond har oppnådd lavere avkastning enn forventet. For å kunne analysere bakgrunn for dårlige prestasjoner hadde det vært hensiktsmessig å analysere både brutto- og nettoavkastning. Ved faktorkonstruksjon har vi tatt utgangspunkt i selskaper notert på Oslo Børs per 01. 02.2016 og innhentet data for disse selskapene. Det vil si at vi ikke har tatt hensyn til avkastning til de selskapene som har blitt borte i løpet av analyseperioden. For å forbedre faktorestimatene burde det ha blitt inkludert data for disse selskapene.

For videre forskning ville det vært interessant å undersøke nærmere den underliggende risiko knyttet til faktorene presentert i 6-faktormodellen. Det er ikke avklart om det er økt risiko eller irrasjonell prising som fører til at disse selskapene har høyere forventet avkastning. Lønnsomhets- og investeringsfaktor har vist signifikante resultater i denne og andre studier og det ville vært spennende å teste disse på enkeltelskaper på Oslo Børs for å se hvilke selskaper som blir mest eksponert mot disse faktorene for så å kunne analysere hva som kan være de underliggende risikomomentene. I tillegg er det viktig å undersøke nærmere om hvordan valg av referanseindeks påvirker resultatene av prisingsmodeller og om OSEFX er en representativ indeks for fondsmarkedet.

## Referanseliste

- Aharoni, G., Grundy, B. og Zeng, Q. (2013) Stock returns and the Miller Modigliani valuation formula: Revisiting the Fama French analysis, *Journal of financial economics*, 110 (2), s. 347-357.
- Bachelier, L. (2011) *Louis Bachelier's theory of speculation: the origins of modern finance*. Princeton University Press.
- Banz, R. W. (1981) The relationship between return and market value of common stocks, *Journal of financial economics*, 9 (1), s. 3-18.
- Barberis, N., Shleifer, A. og Vishny, R. (1998) A model of investor sentiment, *Journal of financial economics*, 49 (3), s. 307-343.
- Basu, S. (1983) The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence, *Journal of financial economics*, 12 (1), s. 129-156.
- Berry, M. A., Burmeister, E. og McElroy, M. B. (1988) Sorting out risks using known APT factors, *Financial analysts journal*, 44 (2), s. 29-42.
- Bhandari, L. C. (1988) Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence, *The Journal of Finance*, 43 (2), s. 507-528.
- Black, F. og Scholes, M. (1973) The pricing of options and corporate liabilities, *The Journal of Political Economy*, s. 637-654.
- Bondt, W. F. og Thaler, R. (1985) Does the stock market overreact?, *The Journal of Finance*, 40 (3), s. 793-805.
- Brown, S. J., Goetzmann, W., Ibbotson, R. G. og Ross, S. A. (1992) Survivorship bias in performance studies, *Review of Financial Studies*, 5 (4), s. 553-580.
- Brown, S. J. og Goetzmann, W. N. (1995) Performance persistence, *The Journal of Finance*, 50 (2), s. 679-698.
- Carhart, M. M. (1997) On persistence in mutual fund performance, *The Journal of Finance*, 52 (1), s. 57-82.
- Chan, L. K., Hamao, Y. og Lakonishok, J. (1991) Fundamentals and stock returns in Japan, *The Journal of Finance*, 46 (5), s. 1739-1764.
- Chen, N.-F., Roll, R. og Ross, S. A. (1986) Economic forces and the stock market, *Journal of business*, s. 383-403.
- Cowles 3rd, A. (1933) Can stock market forecasters forecast?, *Econometrica: Journal of the econometric society*, s. 309-324.
- Damodaran, A. (2008) What is the riskfree rate? A Search for the Basic Building Block, *A Search for the Basic Building Block (December 14, 2008)*.
- Daniel, K., Grinblatt, M., Titman, S. og Wermers, R. (1997) Measuring mutual fund performance with characteristic-based benchmarks, *The Journal of Finance*, 52 (3), s. 1035-1058.
- Daniel, K., Hirshleifer, D. og Subrahmanyam, A. (1998) Investor psychology and security market under-and overreactions, *The Journal of Finance*, 53 (6), s. 1839-1885.
- Daniel, K. og Titman, S. (1999) Market efficiency in an irrational world, *Financial analysts journal*, 55 (6), s. 28-40.
- Daniel, K. D., Hirshleifer, D. og Subrahmanyam, A. (2001) Overconfidence, arbitrage, and equilibrium asset pricing, *The Journal of Finance*, 56 (3), s. 921-965.
- Daniel, K. D. og Moskowitz, T. J. (2012) Momentum crashes, s. 1-38.
- Dhrymes, P. J., Friend, I. og Gultekin, N. B. (1984) A critical reexamination of the empirical evidence on the arbitrage pricing theory, *The Journal of Finance*, 39 (2), s. 323-346.
- Douglas, G. W. (1969) Risk in the equity markets : an empirical appraisal of market efficiency, *Yale economic essays*, 9 (1), s. 3-45.
- Eckbo, B. E. og Ødegaard, B. A. (2015) Metoder for evaluering av aktiv fondsforvaltning, *Praktisk økonomi & finans*, 31 (04), s. 343-360.
- Fama, E. F. (1965) The behavior of stock-market prices, *Journal of business*, s. 34-105.

- Fama, E. F. (1970) Efficient capital markets: A review of theory and empirical work\*, *The Journal of Finance*, 25 (2), s. 383-417.
- Fama, E. F. (1991) Efficient capital markets: II, *The Journal of Finance*, 46 (5), s. 1575-1617.
- Fama, E. F. (1995) Random walks in stock market prices, *Financial analysts journal*, 51 (1), s. 75-80.
- Fama, E. F. og French, K. R. (1992) The cross-section of expected stock returns, *The Journal of Finance*, 47 (2), s. 427-465.
- Fama, E. F. og French, K. R. (1993) Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of financial economics*, 33 (1), s. 3-56.
- Fama, E. F. og French, K. R. (1995) Size and book-to-market factors in earnings and returns, *The Journal of Finance*, 50 (1), s. 131-155.
- Fama, E. F. og French, K. R. (1996) Multifactor explanations of asset pricing anomalies, *The Journal of Finance*, 51 (1), s. 55-84.
- Fama, E. F. og French, K. R. (2004) The capital asset pricing model: Theory and evidence, *Journal of Economic Perspectives*, 18, s. 25-46.
- Fama, E. F. og French, K. R. (2015) A five-factor asset pricing model, *Journal of financial economics*, 116 (1), s. 1-22.
- Fama, E. F. og MacBeth, J. D. (1973) Risk, return, and equilibrium: Empirical tests, *The Journal of Political Economy*, s. 607-636.
- Finans Norge. (2016). Tilgjengelig fra: <https://www.fno.no/tema/kapitalforvaltning/nibor/>.
- Finansdepartementet. (2012) *Vurdering av Nibor og andre referanserenter i det norske finansmarkedet* [Internett]. Tilgjengelig fra: <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/vurdering-av-nibor-og-andre-referansen/id710318/>.
- Gehr, A. (1975) Some tests of the arbitrage pricing theory, *Journal of the Midwest Finance Association*, 7, s. 91-107.
- George, T. J. og Hwang, C. Y. (2004) The 52-week high and momentum investing, *The Journal of Finance*, 59 (5), s. 2145-2176.
- Gibbons, M. R. og Hess, P. (1981) Day of the week effects and asset returns, *Journal of business*, s. 579-596.
- Grinblatt, M. og Han, B. (2005) Prospect theory, mental accounting, and momentum, *Journal of financial economics*, 78 (2), s. 311-339.
- Grossman, S. J. og Stiglitz, J. E. (1980) On the impossibility of informationally efficient markets, *The American economic review*, 70 (3), s. 393-408.
- Holte, J. F. (2010) *Aktiv forvaltning en dyr fornøyelse* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://forskning.no/marked-penger-okonomi/2010/06/aktiv-forvaltning-en-dyr-fornoyelse>.
- Hong, H., Lim, T. og Stein, J. C. (2000) Bad news travels slowly: Size, analyst coverage, and the profitability of momentum strategies, *The Journal of Finance*, 55 (1), s. 265-295.
- Hong, H. og Stein, J. C. (1999) A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets, *The Journal of Finance*, 54 (6), s. 2143-2184.
- Hou, K., Xue, C. og Zhang, L. (2014a) A comparison of new factor models. National Bureau of Economic Research.
- Hou, K., Xue, C. og Zhang, L. (2014b) Digesting anomalies: An investment approach, *Review of Financial Studies*, s. hhu068.
- Jegadeesh, N. (1990) Evidence of predictable behavior of security returns, *The Journal of Finance*, 45 (3), s. 881-898.
- Jegadeesh, N. og Titman, S. (1993) Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, *The Journal of Finance*, 48 (1), s. 65-91.
- Jensen, M. C. (1968) The performance of mutual funds in the period 1945–1964, *The Journal of Finance*, 23 (2), s. 389-416.
- Jensen, M. C., Black, F. og Scholes, M. S. (1972) The capital asset pricing model: Some empirical tests.



- Kendall, M. G. og Hill, A. B. (1953) The analysis of economic time-series-part i: Prices, *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 116 (1), s. 11-34.
- Kisser, M. (2014) What explains the gross profitability premium?, *Available at SSRN 2526686*.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., Thaler, R. og Vishny, R. (1991) Window dressing by pension fund managers. National Bureau of Economic Research.
- Lakonishok, J., Shleifer, A. og Vishny, R. W. (1992) The impact of institutional trading on stock prices, *Journal of financial economics*, 32 (1), s. 23-43.
- Lee, C. og Swaminathan, B. (2000) Price momentum and trading volume, *The Journal of Finance*, 55 (5), s. 2017-2069.
- Lin, X. og Zhang, L. (2013) The investment manifesto, *Journal of Monetary Economics*, 60 (3), s. 351-366.
- 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*, s. 13-37.
- MacKinlay, A. C. (1995) Multifactor models do not explain deviations from the CAPM, *Journal of financial economics*, 38 (1), s. 3-28.
- Malkiel, B. G. og Fama, E. F. (1970) Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *The Journal of Finance*, 25 (2), s. 383-417.
- Markowitz, H. (1952) Portfolio selection, *The Journal of Finance*, 7 (1), s. 77-91.
- Miles, D. og Timmermann, A. (1996) Variation in expected stock returns: evidence on the pricing of equities from a cross-section of UK companies, *Economica*, s. 369-382.
- Miller, M. H. og Modigliani, F. (1961) Dividend policy, growth, and the valuation of shares, *the Journal of Business*, 34 (4), s. 411-433.
- Mossin, J. (1966) Equilibrium in a capital asset market, *Econometrica: Journal of the econometric society*, s. 768-783.
- NBIM. (2015) Investeringsstrategien.
- NBIM. (2016) Avkstning og risiko 2015.
- Novy-Marx, R. (2013) The other side of value: The gross profitability premium, *Journal of financial economics*, 108 (1), s. 1-28.
- Novy-Marx, R. (2015) How can a q-theoretic model price momentum? : National Bureau of Economic Research.
- Næs, R., Skjeltorp, J. og Ødegaard, B. A. (2007) Hvilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs, *Hentet Mars*, 3, s. 2013.
- Oslo Børs. (2016) *Oslo Børs Mutual Fund Index* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSEFX.OSE/overview>.
- Porta, R. L., Lakonishok, J., Shleifer, A. og Vishny, R. (1997) Good news for value stocks: Further evidence on market efficiency, *The Journal of Finance*, 52 (2), s. 859-874.
- Pätäri, E. og Leivo, T. (2015) A closer look at value premium: litteratur review and synthesis, *Journal of Economic Surveys*.
- Roll, R. (1977) A critique of the asset pricing theory's tests Part I: On past and potential testability of the theory, *Journal of financial economics*, 4 (2), s. 129-176.
- Roll, R. og Ross, S. A. (1980) An empirical investigation of the arbitrage pricing theory, *The Journal of Finance*, 35 (5), s. 1073-1103.
- Rosenberg, B., Reid, K. og Lanstein, R. (1985) Persuasive evidence of market inefficiency, *The Journal of Portfolio Management*, 11 (3), s. 9-16.
- Ross, S. A. (1976) The arbitrage theory of capital asset pricing, *Journal of economic theory*, 13 (3), s. 341-360.
- Rozeff, M. S. og Kinney, W. R. (1976) Capital market seasonality: The case of stock returns, *Journal of financial economics*, 3 (4), s. 379-402.
- Sharpe, W. F. (1964) Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, *The Journal of Finance*, 19 (3), s. 425-442.

- Stambaugh, R. F. (1982) On the exclusion of assets from tests of the two-parameter model: A sensitivity analysis, *Journal of financial economics*, 10 (3), s. 237-268.
- Sørensen, L. Q. (2009) Mutual fund performance at the Oslo Stock Exchange, *Available at SSRN 1488745*.
- Titman, S., Wei, K. J. og Xie, F. (2004) Capital investments and stock returns, *Journal of financial and Quantitative Analysis*, 39 (04), s. 677-700.
- Verdipapirfondenes forening. (2015) *Webområde for Verdipapirenes forening* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://www.altomfond.no>.
- Wermers, R. (2000) Mutual fund performance: An empirical decomposition into stock-picking talent, style, transactions costs, and expenses, *The Journal of Finance*, 55 (4), s. 1655-1703.
- Zhang, X. (2006) Information uncertainty and stock returns, *The Journal of Finance*, 61 (1), s. 105-137.
- Ødegaard, B. A. (2012) Empirics of the Oslo Stock Exchange. Basic, descriptive, results 1980-2011. University of Stavanger.

**Vedlegg 1: Fondsoversikt**

Fond		
ABIF Norge ++	DnB NOR Norge Selektiv (II)	Nordea SMB
ABN AMRO Aktiv	DnB NOR Norge Selektiv (III)	Nordea SMB II
ABN AMRO Kapital	DnB NOR SMB	Nordea Vekst
ABN AMRO Norge	DnB Real-Vekst	ODIN Norge
ABN AMRO Norge +	Fokus Barnespar	ODIN Norge II
Alfred Berg Aksjef Norge	Fondsfinans Spar	Orkla Finans 30
Alfred Berg Aksjespar	GAMBAK	Pareto Aksje Norge
Alfred Berg N. Pensjon	GJENSIDIGE Invest	Pareto Verdi
Alfred Berg Vekst	Globus Aktiv	PLUSS Aksje (Fondsforval)
Avanse Norge (I)	Globus Norge	PLUSS Markedsverdi (Fondsforv)
Avanse Norge (II)	Globus Norge II	Postbanken Aksjevekst
Banco Humanfond	Handelsbanken Norge	Postbanken Norge
Banco Norge	Holberg Norge	RF Aksjefond
Banco Norge	Kaupthing Norge	RF-Plussfond
Carnegie Aksje Norge	K-IPA Aksjefond	SEB Norge LU
Carnegie Aksje Norge	KLP Aksjeinvest	Skandia Horisont
Danske Fund Norge Aksj. Inst 1	KLP AksjeNorge	Skandia SMB Norge
Danske Fund Norge Aksj. Inst 2	Landkreditt Norge	Storebrand Aksje Innland
Danske Fund Norge I	NB-Aksjefond	Storebrand Norge
Danske Fund Norge II	NB-Plussfond	Storebrand Norge A
Danske Fund Norge Vekst	Nordea Avkastning	Storebrand Norge I
Delphi Norge	Nordea Barnespar	Storebrand Optima Norge A
Delphi Vekst	Nordea Kapital	Storebrand Vekst
DnB NOR Norge (I)	Nordea Kapital II	Storebrand Verdi
DnB NOR Norge (III)	Nordea Kapital III	Terra Norge
DnB NOR Norge (IV)	Nordea Norge Verdi	VÅR Aksjefond
DnB NOR Norge Selektiv (I)	Nordea Norw Eq Mark Fund	WarrenWicklund Norge

## Vedlegg 2: Resultatene for likevektsporføljen ved bruk av OSEAX

Tabellen viser alfa, faktorkoeffisientene og justert forklaringsgrad for likevektsporføljen ved bruk av Oslo Børs All Share indeks (OSEAX). Panel A viser regresjonsmodellene utført på hele analyseperioden og Panel B viser resultatene for 6-faktormodellen utført i tidsrommet juli 2000 til juli 2015. P-verdi i parenteser under koeffisientene.

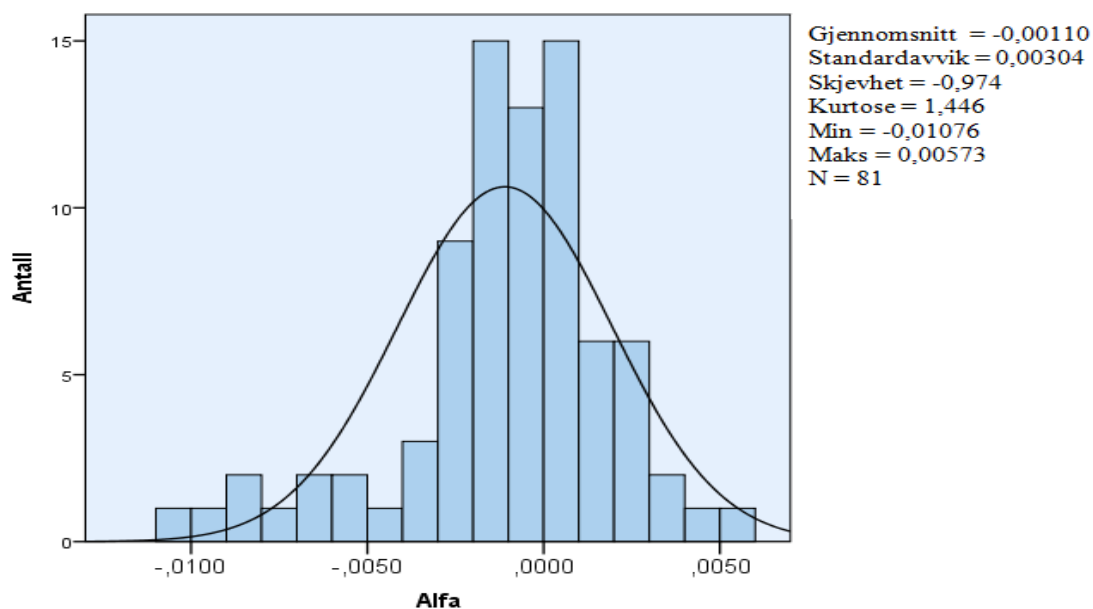
Panel A: 1990:01 - 2015:07		All share					
Modell	$\alpha_i$	$\beta_{All\,share}$	$\beta_{SMB}$	$\beta_{HML}$	$\beta_{PR1YR}$	$R^2_{adj}$	
CAPM	-0,0002 (0,83)	0,993 (0,00)				0,943	
3-faktormodellen	-0,0009 (0,30)	1,018 (0,00)	0,079 (0,00)	-0,07 (0,00)		0,949	
4-faktormodellen	-0,0006 (0,49)	1,011 (0,00)	0,082 (0,00)	-0,075 (-0,03)	-0,047 (0,01)	0,950	

Panel B: 2000:07 - 2015:07								
Modell	$\alpha_i$	$\beta_{All\,share}$	$\beta_{SMB}$	$\beta_{HML}$	$\beta_{PR1YR}$	$\beta_{CMA}$	$\beta_{PMU}$	$R^2_{adj}$
6-faktormodellen	-0,0006 (0,61)	0,9659 (0,00)	0,1016 (0,03)	-0,0348 (0,00)	-0,0049 (0,00)	0,0338 (0,18)	-0,0219 (0,64)	0,952

## Vedlegg 3: Alfafordeling ved CAPM (OSEAX)

Figuren viser alfafordeling sammenlignet med normalfordelingskurven samt beskrivende statistikk for regresjonsresultatene. Verdiene er beregnet ut i fra månedlige data og figuren viser verdier basert på 81 individuelle regresjoner. Gjennomsnittlig alfa er negativ på 0,11 % per måned. Vi har totalt 4 fond som gir alfa signifikant forskjellig fra 0, derav er alle 4 negativ.



#### Vedlegg 4: Tosidig t-test av alfa ved CAPM (OSEAX)

Tabellen viser resultatene for en tosidig t-test som tester om gjennomsnittlig alfa ved CAPM er signifikant forskjellig fra 0. Ut i fra testresultatene kan vi konkludere at alfa hentet fra de 81 individuelle regresjonene er signifikant lavere enn 0.

Test verdi = 0	
N	81
Gjennomsnitt	-0,00110
Standardavvik	0,00304
T-verdi	-3,257
P-verdi	0,002

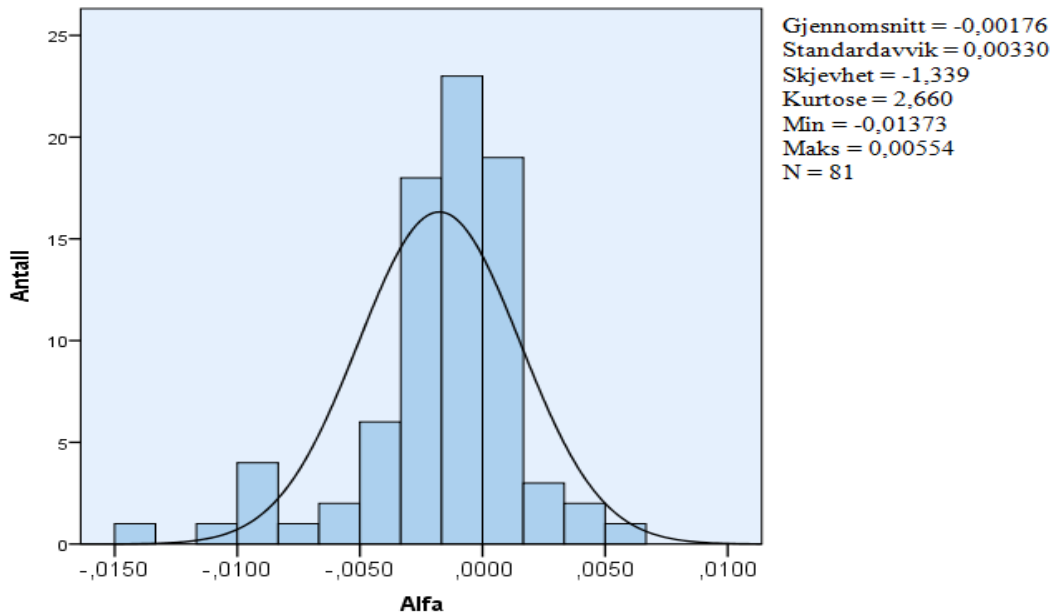
#### Vedlegg 5: Regresjonsresultater for fond med signifikant alfa: CAPM (OSEAX)

Tabellen viser regresjonsresultatene for fond med signifikant alfa samt gjennomsnittlig alfa, beta og justert forklaringsgrad basert på fond med signifikant alfa. P-verdi i parentesen under koeffisientene.

Fond	$\alpha_i$	$\beta_{All\ share}$	$R_{adj}^2$
Globus Norge II	-0,00918 (0,04)	1,279 (0,00)	0,743
Nordea Kapital III	-0,00493 (0,04)	1,065 (0,00)	0,919
Storebrand Aksje Innland	-0,00214 (0,01)	1,034 (0,00)	0,959
DnB NOR Norge (I)	-0,00194 (0,01)	0,993 (0,00)	0,956
Gjennomsnitt signifikante	-0,00454	1,093	0,894

### Vedlegg 6: Alfafordeling ved 3-faktormodellen (OSEAX)

Figuren viser alfafordeling sammenlignet med normalfordelingskurven samt beskrivende statistikk for regresjonsresultatene. Verdiene er beregnet ut i fra månedlige data og figuren viser verdier basert på 81 individuelle regresjoner. Gjennomsnittlig alfa er negativ på 0,176 % per måned. Vi har totalt 12 fond som gir alfa signifikant forskjellig fra 0, derav 1 positiv.



### Vedlegg 7: Tosidig t-test av alfa ved 3-faktormodellen (OSEAX)

Tabellen viser resultatene for en tosidig t-test som tester om gjennomsnittlig alfa ved 3-faktormodellen er signifikant forskjellig fra 0. Ut i fra testresultatene kan vi konkludere at alfa hentet fra de 81 individuelle regresjonene er signifikant lavere enn 0.

Test verdi = 0	
N	81
Gjennomsnitt	-0,00176
Standardavvik	0,00330
T-verdi	-4,809
P-verdi	0,000

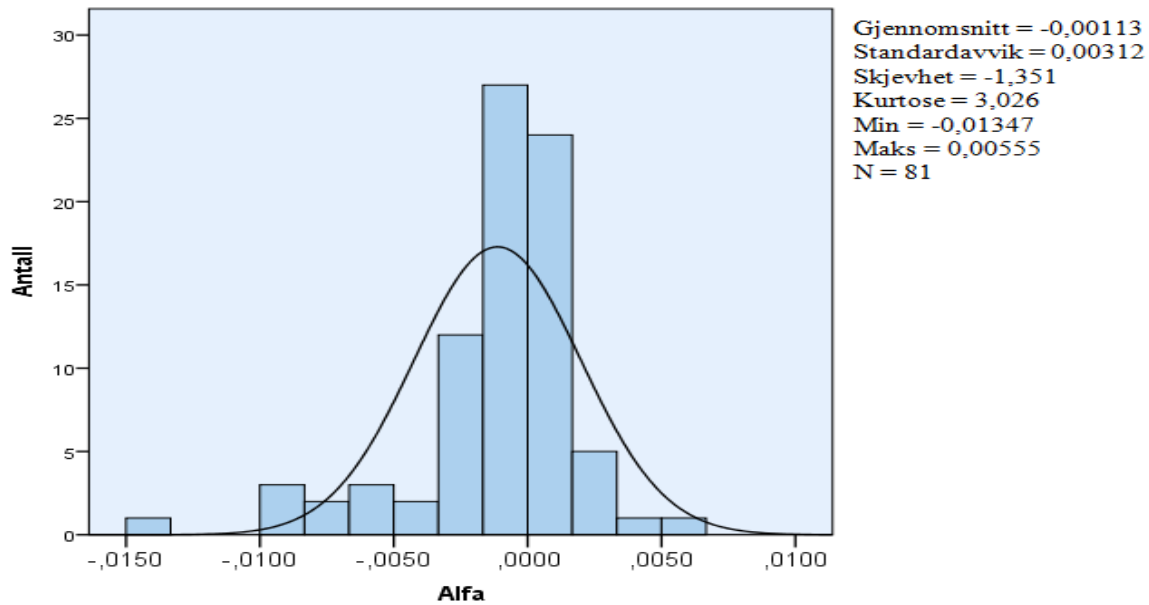
**Vedlegg 8: Regresjonsresultater for fond med signifikant alfa: 3-faktormodellen (OSEAX)**

Tabellen viser regresjonsresultatene for fond med signifikant alfa samt gjennomsnittlig alfa, faktorkoeffisientene og justert forklaringsgrad basert på fond med signifikant alfa. P-verdi i parentesen under koeffisientene.

Fond	$\alpha_i$	$\beta_{All\ Share}$	$\beta_{SMB}$	$\beta_{HML}$	$R_{adj}^2$
Nordea Norw Eq Mark Fund	0,00163 (0,02)	0,996 (0,00)	-0,126 (0,00)	-0,047 (0,01)	0,986
DnB NOR Norge (I)	-0,00164 (0,04)	0,987 (0,00)	-0,026 (0,19)	-0,045 (0,00)	0,957
Storebrand Aksje Innland	-0,00175 (0,05)	1,016 (0,00)	-0,051 (0,04)	-0,011 (0,57)	0,959
DnB Real-Vekst	-0,00263 (0,02)	0,971 (0,00)	0,077 (0,00)	-0,014 (0,49)	0,949
GJENSIDIGE Invest	-0,00310 (0,04)	0,992 (0,00)	0,148 (0,00)	0,089 (0,00)	0,941
Alfred Berg Aksjespar	-0,00414 (0,04)	1,074 (0,00)	0,099 (0,03)	-0,014 (0,72)	0,915
Nordea SMB	-0,00635 (0,00)	1,115 (0,00)	0,485 (0,00)	-0,080 (0,08)	0,816
Globus Norge	-0,00935 (0,03)	1,217 (0,00)	0,261 (0,02)	-0,191 (0,02)	0,775
Globus Aktiv	-0,00950 (0,05)	1,280 (0,00)	0,198 (0,13)	-0,190 (0,02)	0,777
Skandia SMB Norge	-0,00960 (0,00)	1,048 (0,00)	0,365 (0,00)	-0,156 (0,03)	0,799
Globus Norge II	-0,01125 (0,01)	1,266 (0,00)	0,245 (0,06)	-0,192 (0,02)	0,768
Nordea SMB II	-0,01373 (0,00)	1,062 (0,00)	0,507 (0,00)	-0,129 (0,14)	0,779
Gjennomsnitt signifikante	-0,00595	1,085	0,182	-0,082	0,868

### Vedlegg 9: Alfafordeling ved 4-faktormodellen (OSEAX)

Figuren viser alfafordeling sammenlignet med normalfordelingskurven samt beskrivende statistikk for regresjonsresultatene. Verdiene er beregnet ut i fra månedlige data og figuren viser verdier basert på 81 individuelle regresjoner. Gjennomsnittlig alfa er negativ på 0,113 % per måned. Vi har totalt 10 fond som gir alfa signifikant forskjellig fra 0, derav 3 positive.



### Vedlegg 10: Tosidig t-test av alfa ved 4-faktormodellen (OSEAX)

Tabellen viser resultatene for en tosidig t-test som tester om gjennomsnittlig alfa ved 4-faktormodellen er signifikant forskjellig fra 0. Ut i fra testresultatene kan vi konkludere at alfa hentet fra de 81 individuelle regresjonene er signifikant lavere enn 0.

Test verdi = 0	
N	81
Gjennomsnitt	-0,00113
Standardavvik	0,00312
T-verdi	-3,258
P-verdi	0,002



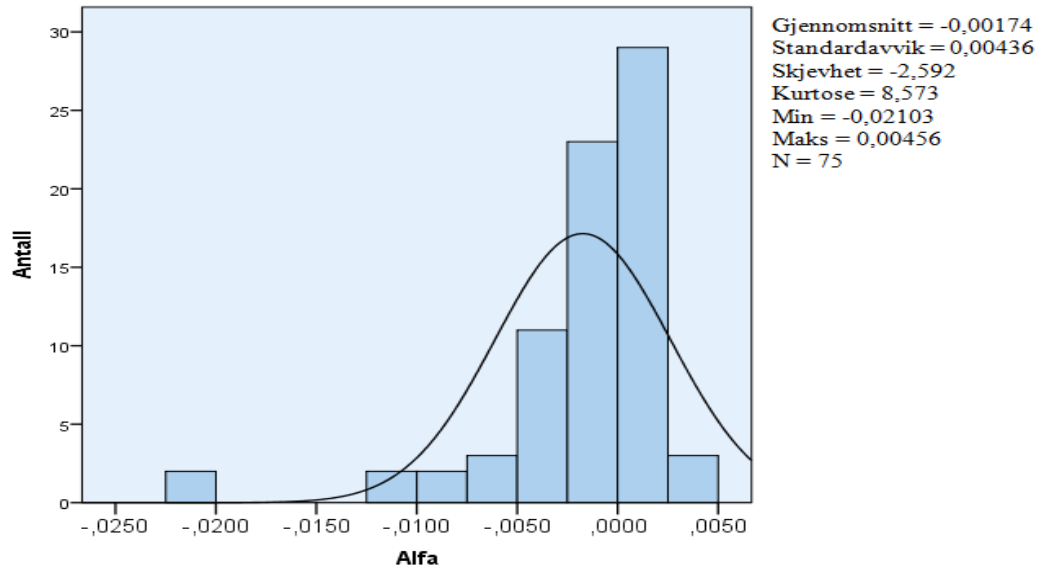
### Vedlegg 11: Regresjonsresultater for fond med signifikant alfa: 4-faktormodellen (OSEAX)

Tabellen viser regresjonsresultatene for fond med signifikant alfa samt gjennomsnittlig alfa, faktorkoeffisientene og justert forklaringsgrad basert på fond med signifikant alfa. P-verdi i parenteser under koeffisientene.

Fond	$\alpha_i$	$\beta_{All\ share}$	$\beta_{SMB}$	$\beta_{HML}$	$\beta_{PR1YR}$	$R_{adj}^2$
Danske Fund Norge Aksj. Inst 2	0,00389 (0,04)	0,982 (0,00)	-0,022 (0,72)	-0,018 (0,73)	-0,035 (0,44)	0,915
Danske Fund Norge Aksj. Inst 1	0,00269 (0,05)	0,964 (0,00)	-0,044 (0,28)	-0,043 (0,17)	-0,098 (0,00)	0,923
Nordea Norw Eq Mark Fund	0,00156 (0,04)	0,997 (0,00)	-0,126 (0,00)	-0,046 (0,02)	0,007 (0,69)	0,986
DnB Real-Vekst	-0,00264 (0,02)	0,969 (0,00)	0,077 (0,00)	-0,015 (0,46)	-0,008 (0,71)	0,948
GJENSIDIGE Invest	-0,00320 (0,04)	1,001 (0,00)	0,147 (0,00)	0,103 (0,00)	0,051 (0,11)	0,942
Alfred Berg Aksjespar	-0,00408 (0,04)	1,081 (0,00)	0,099 (0,03)	-0,008 (0,84)	0,034 (0,39)	0,915
Nordea SMB	-0,00505 (0,02)	1,098 (0,00)	0,500 (0,00)	-0,085 (0,06)	-0,141 (0,00)	0,824
Globus Norge II	-0,00882 (0,03)	1,206 (0,00)	0,254 (0,03)	-0,202 (0,01)	-0,345 (0,00)	0,815
Skandia SMB Norge	-0,00911 (0,01)	1,030 (0,00)	0,393 (0,00)	-0,158 (0,02)	-0,092 (0,17)	0,801
Nordea SMB II	-0,01347 (0,00)	1,039 (0,00)	0,519 (0,00)	-0,131 (0,14)	-0,073 (0,40)	0,778
Gjennomsnitt signifikante	-0,00382	1,03676	0,17962	-0,06022	-0,07011	0,88475

### Vedlegg 12: Alfafordeling ved 6-faktormodellen (OSEAX)

Figuren viser alfafordeling sammenlignet med normalfordelingskurven samt beskrivende statistikk for regresjonsresultatene. Verdiene er beregnet ut i fra månedlige data og figuren viser verdier basert på 75 individuelle regresjoner. Gjennomsnittlig alfa er negativ på 0,174 % per måned. Vi har totalt 6 fond som gir alfa signifikant forskjellig fra 0, derav alle negative.



### Vedlegg 13: Tosidig t-test av alfa ved 6-faktormodellen (OSEAX)

Tabellen viser resultatene for en tosidig t-test som tester om gjennomsnittlig alfa ved 6-faktormodellen er signifikant forskjellig fra 0. Ut i fra testresultatene kan vi konkludere at alfa hentet fra de 81 individuelle regresjonene er signifikant lavere enn 0.

Test verdi = 0	
N	75
Gjennomsnitt	-0,00174
Standardavvik	0,00436
T-verdi	-3,456
P-verdi	0,001

#### Vedlegg 14: Regresjonsresultater for fond med signifikant alfa: 6-faktormodellen (OSEAX)

Tabellen viser regresjonsresultatene for fond med signifikant alfa samt gjennomsnittlig alfa, faktorkoeffisientene og justert forklaringsgrad basert på fond med signifikant alfa. P-verdi i parenteser under koeffisientene.

Fond	$\alpha_i$	$\beta_{AllShare}$	$\beta_{SMB}$	$\beta_{HML}$	$\beta_{PR1YR}$	$\beta_{CMA}$	$\beta_{PMU}$	$R_{adj}^2$
Nordea SMB	-0,00601 (0,01)	1,086 (0,00)	0,471 (0,00)	-0,094 (0,06)	-0,147 (0,00)	0,079 (0,07)	-0,103 (0,02)	0,838
RF-Plussfond	-0,00877 (0,03)	1,085 (0,00)	0,139 (0,24)	-0,280 (0,00)	-0,181 (0,01)	0,116 (0,06)	0,023 (0,75)	0,881
Globus Norge	-0,01024 (0,04)	1,189 (0,00)	0,358 (0,04)	-0,226 (0,02)	-0,447 (0,00)	0,072 (0,34)	-0,091 (0,27)	0,815
Globus Norge II	-0,01208 (0,01)	1,239 (0,00)	0,354 (0,03)	-0,201 (0,03)	-0,449 (0,00)	0,074 (0,31)	-0,045 (0,57)	0,831
Nordea SMB II	-0,02042 (0,01)	0,964 (0,00)	0,497 (0,12)	-0,099 (0,49)	-0,112 (0,49)	0,048 (0,73)	-0,144 (0,22)	0,737
Skandia SMB Norge	-0,02103 (0,01)	0,808 (0,00)	0,217 (0,51)	-0,121 (0,38)	-0,652 (0,00)	-0,111 (0,40)	-0,191 (0,08)	0,854
Gjennomsnitt signifikante	-0,01309	1,062	0,339	-0,170	-0,331	0,046	-0,092	0,826

## Vedlegg 15: Resultater for individuelle regresjoner ved CAPM

Carnegie Aksje Norge	Alfa	p-verdi	B(MP)	p-verdi	Adj R2
ABIF Norge ++	0,0005	0,76	0,956	0,00	0,974
ABN AMRO Aktiv	0,0018	0,33	0,992	0,00	0,850
ABN AMRO Kapital	0,0005	0,81	0,931	0,00	0,840
ABN AMRO Norge	-0,0007	0,34	0,977	0,00	0,960
ABN AMRO Norge +	0,0007	0,41	0,962	0,00	0,971
Alfred Berg Aksjef Norge	-0,0021	0,14	0,961	0,00	0,941
Alfred Berg Aksjespar	-0,0036	0,08	1,016	0,00	0,906
Alfred Berg N. Pensjon	-0,0022	0,38	0,992	0,00	0,920
Alfred Berg Vekst	-0,0018	0,72	1,033	0,00	0,709
Avanse Norge (I)	-0,0014	<b>0,03</b>	0,941	0,00	0,972
Avanse Norge (II)	-0,0013	<b>0,05</b>	0,939	0,00	0,972
Banco Humanfond	-0,0012	0,28	0,943	0,00	0,940
Banco Norge	-0,0008	0,45	0,980	0,00	0,971
Banco Norge	-0,0024	0,36	0,977	0,00	0,953
Carnegie Aksje Norge	0,0027	<b>0,01</b>	0,951	0,00	0,932
Danske Fund Norge Al 1	0,0022	<b>0,01</b>	0,923	0,00	0,970
Danske Fund Norge Al 2	0,0031	<b>0,01</b>	0,915	0,00	0,966
Danske Fund Norge I	0,0005	0,63	0,949	0,00	0,938
Danske Fund Norge II	0,0010	0,31	0,952	0,00	0,939
Danske Fund Norge Vekst	0,0029	0,23	0,894	0,00	0,688
Delphi Norge	0,0031	0,11	1,029	0,00	0,823
Delphi Vekst	0,0014	0,57	0,952	0,00	0,791
DnB NOR Norge (I)	-0,0015	<b>0,02</b>	0,927	0,00	0,967
DnB NOR Norge (III)	0,0002	0,70	0,941	0,00	0,978
DnB NOR Norge (IV)	0,0010	0,19	0,944	0,00	0,977
DnB NOR Norge Selektiv (I)	0,0005	0,64	0,975	0,00	0,931
DnB NOR Norge Selektiv (II)	0,0015	0,09	0,931	0,00	0,969
DnB NOR Norge Selektiv (III)	0,0002	0,84	0,939	0,00	0,951
DnB NOR SMB	0,0018	0,50	0,984	0,00	0,783
DnB Real-Vekst	-0,0020	0,07	0,911	0,00	0,948
Fokus Barnespar	-0,0107	0,09	0,963	0,00	0,816
Fondsfinans Aktiv II	-0,0024	0,41	0,885	0,00	0,915
Fondsfinans Spar	0,0026	0,08	0,932	0,00	0,918
GAMBAK	0,0031	0,14	0,921	0,00	0,735
GJENSIDIGE Invest	-0,0013	0,45	0,949	0,00	0,913
Globus Aktiv	-0,0054	0,16	1,247	0,00	0,839
Globus Norge	-0,0054	0,14	1,147	0,00	0,819
Globus Norge II	-0,0074	<b>0,04</b>	1,240	0,00	0,836
Handelsbanken Norge	0,0012	0,21	0,972	0,00	0,944
Holberg Norge	0,0010	0,55	0,877	0,00	0,873
Kaupthing Norge	0,0010	0,66	1,030	0,00	0,838
K-IPA Aksjefond	0,0054	0,25	0,851	0,00	0,829
KLP Aksjeinvest	-0,0017	0,32	0,900	0,00	0,928
KLP Aksje Norge	0,0008	0,35	0,962	0,00	0,963
Landkreditt Norge	-0,0001	0,97	0,862	0,00	0,901
NB-Aksjefond	-0,0018	0,08	0,924	0,00	0,948
NB-Plussfond	-0,0005	0,80	0,890	0,00	0,870
Nordea Avkastning	-0,0008	0,27	0,950	0,00	0,965
Nordea Barnespar	-0,0019	0,48	0,930	0,00	0,919
Nordea Kapital	0,0012	0,12	0,958	0,00	0,965
Nordea Kapital II	-0,0014	0,34	0,997	0,00	0,963
Nordea Kapital III	-0,0015	0,21	0,993	0,00	0,978
Nordea Norge Verdi	0,0018	0,14	0,862	0,00	0,906
Nordea Norw Eq Mark Fund	0,0010	0,31	0,957	0,00	0,970
Nordea SMB	-0,0023	0,34	0,872	0,00	0,740
Nordea SMB II	-0,0086	0,13	0,890	0,00	0,654
Nordea Vekst	-0,0015	0,08	0,952	0,00	0,949
ODIN Norge	0,0038	<b>0,04</b>	0,882	0,00	0,770
ODIN Norge II	-0,0015	0,50	0,795	0,00	0,803
Orkla Finans 30	0,0015	0,31	0,978	0,00	0,911
Pareto Aksje Norge	0,0030	0,11	0,806	0,00	0,830
Pareto Verdi	-0,0011	0,59	0,793	0,00	0,841
PLUSS Aksje (Fondsforval)	0,0010	0,39	0,932	0,00	0,928
PLUSS Markedsverdi	0,0007	0,28	0,928	0,00	0,973
Postbanken Aksjevekst	-0,0022	0,31	0,956	0,00	0,905
Postbanken Norge	-0,0010	0,16	0,941	0,00	0,972
RF Aksjefond	-0,0014	0,24	0,925	0,00	0,957
RF-Plussfond	-0,0045	0,12	1,042	0,00	0,924
SEB Norge LU	-0,0006	0,93	1,000	0,00	0,680
Skandia Horisont	0,0038	0,18	0,943	0,00	0,820
Skandia SMB Norge	-0,0054	0,12	0,967	0,00	0,760
Storebrand Aksje Innland	-0,0015	0,07	0,940	0,00	0,961
Storebrand Norge	-0,0002	0,76	0,967	0,00	0,951
Storebrand Norge A	-0,0030	0,33	0,984	0,00	0,925
Storebrand Norge I	-0,0012	0,28	0,972	0,00	0,947
Storebrand Optima Norge A	-0,0003	0,83	0,962	0,00	0,926
Storebrand Vekst	0,0023	0,38	0,948	0,00	0,664
Storebrand Verdi	0,0017	0,22	0,895	0,00	0,907
Terra Norge	0,0001	0,92	0,972	0,00	0,928
VÅR Aksjefond	0,0009	0,79	1,004	0,00	0,910
WarrenWicklund Norge	0,0011	0,48	0,931	0,00	0,920

## Vedlegg 16: Resultater for individuelle regresjoner ved 3-faktormodellen

Fond	Alfa	p-verdi	B(MP)	p-verdi2	B(SMB)	p-verdi3	B(HML)	p-verdi4	Adj R2
ABIF Norge ++	-0,0006	0,51	0,9760	0,00	0,0330	0,13	0,0057	0,73	0,951
ABN AMRO Aktiv	-0,0016	<b>0,02</b>	0,9478	0,00	0,0225	0,17	0,0031	0,81	0,972
ABN AMRO Kapital	-0,0018	<b>0,04</b>	0,9618	0,00	0,0339	0,12	-0,0136	0,42	0,949
ABN AMRO Norge	-0,0007	0,29	0,9490	0,00	-0,0021	0,91	0,0018	0,89	0,965
ABN AMRO Norge +	-0,0033	<b>0,00</b>	0,9296	0,00	0,1048	0,00	0,0124	0,52	0,953
Alfred Berg Aksjef Norge	-0,0016	<b>0,02</b>	0,9295	0,00	0,0093	0,59	-0,0091	0,50	0,967
Alfred Berg Aksjespar	-0,0003	0,85	1,0376	0,00	0,3926	0,00	-0,2575	0,00	0,825
Alfred Berg N. Pensjon	-0,0052	<b>0,01</b>	1,0472	0,00	0,1254	0,01	0,0026	0,95	0,912
Alfred Berg Vekst	-0,0012	0,12	0,9922	0,00	0,0519	0,01	0,0191	0,21	0,961
Avanse Norge (I)	-0,0015	<b>0,02</b>	0,9482	0,00	0,0314	0,06	-0,0126	0,31	0,972
Avanse Norge (II)	-0,0044	<b>0,01</b>	0,9709	0,00	0,1890	0,00	0,0987	0,00	0,935
Banco Humanfond	-0,0036	<b>0,01</b>	0,9733	0,00	0,0983	0,00	0,0215	0,37	0,945
Banco Norge	0,0004	0,82	0,9770	0,00	0,3383	0,00	0,1128	0,00	0,811
Banco Norge	0,0001	0,97	1,0116	0,00	0,3111	0,00	-0,3891	0,00	0,761
Carnegie Aksje Norge	-0,0011	0,49	1,0056	0,00	0,1759	0,00	-0,0012	0,96	0,923
Danske Fund Norge AI1	0,0005	0,64	0,9725	0,00	0,0649	0,03	0,0134	0,55	0,939
Danske Fund Norge AI 2	-0,0001	0,93	0,9716	0,00	0,0699	0,02	0,0127	0,58	0,939
Danske Fund Norge I	-0,0009	0,66	1,0063	0,00	0,4772	0,00	-0,2277	0,00	0,771
Danske Fund Norge II	0,0000	0,98	1,1176	0,00	0,3829	0,00	-0,1879	0,00	0,872
Danske Fund Norge Vekst	-0,0006	0,52	0,9624	0,00	0,0905	0,00	-0,0253	0,20	0,954
Delphi Norge	-0,0108	<b>0,00</b>	0,9993	0,00	0,4433	0,00	-0,1256	0,05	0,834
Delphi Vekst	0,0005	0,85	0,9627	0,00	0,2690	0,00	-0,0755	0,19	0,849
DnB NOR Norge (I)	0,0012	0,07	0,9144	0,00	-0,0576	0,00	0,0218	0,14	0,974
DnB NOR Norge (III)	0,0005	0,48	0,9760	0,00	0,0745	0,00	-0,0300	0,08	0,967
DnB NOR Norge (IV)	0,0005	0,61	0,9934	0,00	0,0855	0,00	-0,0254	0,25	0,946
DnB NOR Norge Selektiv (I)	-0,0039	0,13	1,0179	0,00	0,1209	0,10	-0,0346	0,64	0,924
DnB NOR Norge Selektiv (II)	0,0023	<b>0,03</b>	0,9454	0,00	0,0394	0,19	-0,1238	0,00	0,940
DnB NOR Norge Selektiv (III)	-0,0007	0,31	0,9344	0,00	-0,0296	0,14	0,0140	0,36	0,972
DnB NOR SMB	-0,0023	0,21	0,9026	0,00	0,0470	0,35	-0,0179	0,62	0,928
DnB Real-Vekst	-0,0073	0,13	1,0464	0,00	0,3888	0,00	-0,1291	0,19	0,765
Fokus Barnespar	-0,0010	0,52	1,0728	0,00	0,3475	0,00	-0,1440	0,00	0,891
Fondsfinans Aktiv II	0,0001	0,93	0,9259	0,00	0,2167	0,00	0,0077	0,76	0,921
Fondsfinans Spar	0,0003	0,67	0,9406	0,00	-0,0043	0,81	0,0051	0,72	0,978
GAMBAK	0,0002	0,89	0,9869	0,00	0,0496	0,14	-0,0181	0,49	0,931
GJENSIDIGE Invest	-0,0015	0,08	0,9428	0,00	-0,0035	0,88	0,0280	0,14	0,961
Globus Aktiv	-0,0026	<b>0,01</b>	0,9570	0,00	0,1020	0,00	0,0233	0,31	0,951
Globus Norge	0,0007	0,55	0,9428	0,00	0,0412	0,22	-0,0131	0,62	0,928
Globus Norge II	-0,0017	0,78	0,9703	0,00	0,0416	0,79	-0,1323	0,26	0,679
Handelsbanken Norge	-0,0028	0,17	0,9523	0,00	0,1005	0,07	-0,1507	0,00	0,923
Holberg Norge	-0,0059	<b>0,00</b>	1,0292	0,00	0,5310	0,00	-0,0378	0,41	0,814
Kaupthing Norge	-0,0144	<b>0,00</b>	0,9481	0,00	0,5632	0,00	-0,1226	0,18	0,758
K-IPA Aksjefond	-0,0020	0,30	1,0180	0,00	0,3514	0,00	-0,1433	0,00	0,882
KLP Aksjeinvest	-0,0020	0,12	0,9342	0,00	0,0516	0,13	-0,0007	0,98	0,957
KLP Aksje Norge	-0,0016	0,46	1,0415	0,00	0,4035	0,00	-0,2507	0,00	0,856
Landkreditt Norge	0,0041	0,37	0,9348	0,00	0,2243	0,03	0,1115	0,21	0,844
NB-Aksjefond	0,0002	0,85	0,9777	0,00	0,0710	0,00	-0,0419	0,02	0,973
NB-Plussfond	0,0019	0,14	0,9082	0,00	-0,0229	0,53	0,1554	0,00	0,918
Nordea Avkastning	-0,0104	0,13	0,9933	0,00	0,0601	0,66	0,0707	0,56	0,805
Nordea Barnespar	-0,0087	<b>0,01</b>	1,1878	0,00	0,3448	0,00	-0,1253	0,06	0,849
Nordea Kapital	-0,0006	0,77	1,0631	0,00	0,2210	0,00	-0,2534	0,00	0,873
Nordea Kapital II	0,0011	0,75	1,1017	0,00	0,1808	0,02	0,2018	0,00	0,930
Nordea Kapital III	-0,0021	0,23	0,9596	0,00	0,2304	0,00	0,0026	0,95	0,884
Nordea Norge Verdi	-0,0010	0,45	1,0047	0,00	0,1605	0,00	-0,1194	0,00	0,941
Nordea Norw Eq Mark Fund	-0,0104	<b>0,00</b>	1,2499	0,00	0,3158	0,00	-0,1204	0,06	0,860
Nordea SMB	-0,0080	<b>0,03</b>	1,2478	0,00	0,2795	0,01	-0,1203	0,07	0,859
Nordea SMB II	-0,0017	0,27	0,9970	0,00	0,0276	0,51	-0,0126	0,62	0,963
Nordea Vekst	-0,0036	0,22	0,9186	0,00	0,1079	0,20	-0,0257	0,60	0,920
ODIN Norge	0,0005	0,55	0,9733	0,00	0,0360	0,18	0,0046	0,82	0,963
ODIN Norge II	-0,0014	0,24	0,9464	0,00	0,0370	0,28	-0,0712	0,01	0,942
Orkla Finans 30	0,0007	0,66	0,9508	0,00	-0,0327	0,56	-0,0066	0,84	0,973
Pareto Aksje Norge	-0,0013	0,25	0,9791	0,00	0,0116	0,75	0,0272	0,32	0,947
Pareto Verdi	0,0021	<b>0,01</b>	0,9271	0,00	0,0072	0,78	0,0168	0,38	0,970
PLUSS Aksje (Fondsforval)	-0,0015	0,24	0,9918	0,00	0,0265	0,52	-0,0290	0,24	0,978
PLUSS Markedsverdi	-0,0022	0,47	0,8828	0,00	-0,0025	0,98	-0,0114	0,85	0,911
Postbanken Aksjevekst	-0,0005	0,75	0,9707	0,00	0,0244	0,58	0,0130	0,70	0,925
Postbanken Norge	-0,0005	0,75	0,9627	0,00	0,2848	0,00	-0,0486	0,20	0,893
RF Aksjefond	-0,0013	0,57	1,1631	0,00	0,5761	0,00	-0,0772	0,18	0,840
RF-Plussfond	0,0015	0,40	0,8911	0,00	0,2224	0,00	0,0669	0,14	0,845
SEB Norge LU	0,0016	0,07	0,9246	0,00	-0,0253	0,38	0,0222	0,32	0,968
Skandia Horisont	-0,0050	0,07	1,0583	0,00	0,1701	0,04	-0,1807	0,00	0,938
Skandia SMB Norge	-0,0009	0,36	0,9859	0,00	0,0391	0,20	-0,0805	0,00	0,973
Storebrand Aksje Innland	-0,0020	0,42	1,0054	0,00	0,1743	0,06	-0,1937	0,00	0,963
Storebrand Norge	-0,0006	0,51	0,9760	0,00	0,0330	0,13	0,0057	0,73	0,951
Storebrand Norge A	0,0018	0,23	0,9717	0,00	0,1075	0,02	-0,0261	0,49	0,920
Storebrand Norge I	0,0012	0,14	0,9348	0,00	-0,0228	0,36	-0,0019	0,92	0,977
Storebrand Optima Norge A	-0,0002	0,90	1,0148	0,00	0,2028	0,00	0,0368	0,31	0,931
Storebrand Vekst	-0,0035	0,09	0,9277	0,00	0,3353	0,00	0,0199	0,71	0,834
Storebrand Verdi	0,0017	0,09	0,8976	0,00	-0,1380	0,00	0,0023	0,93	0,974
Terra Norge	-0,0020	0,33	0,8971	0,00	0,2395	0,00	-0,0158	0,79	0,853
VÅR Aksjefond	-0,0005	0,80	0,9353	0,00	0,1526	0,02	0,0581	0,25	0,906
WarrenWicklund Norge	0,0030	<b>0,01</b>	0,9373	0,00	0,0453	0,25	0,0258	0,42	0,966

### Velegg 17: Resultater for individuelle regresjoner ved 4-faktormodellen

Fond	Alfa	p-verdi	B(MP)	p-verdi	B(SMB)	p-verdi	B(HML)	p-verdi	B(PR1YR)	p-verdi	Adj R2
ABIF Norge ++	0,0006		0,70 0,9699	0,00	-0,0166	0,77	-0,0202	0,54	0,0529	0,11	0,974
ABN AMRO Aktiv	-0,0018		0,25 1,0847	0,00	0,3395	0,00	-0,1379	0,00	0,0836	0,01	0,894
ABN AMRO Kapital	-0,0024		0,22 1,0266	0,00	0,3470	0,00	-0,1402	0,00	0,0549	0,17	0,882
ABN AMRO Norge	-0,0015		0,05 1,0008	0,00	0,0511	0,01	0,0247	0,10	0,0455	0,00	0,962
ABN AMRO Norge +	-0,0002		0,76 0,9860	0,00	0,0662	0,00	-0,0396	0,02	0,0564	0,00	0,975
Alfred Berg Aksjefond Norge	-0,0036	<b>0,02</b>	0,9667	0,00	0,0978	0,00	0,0163	0,51	-0,0299	0,29	0,945
Alfred Berg Aksjespar	-0,0052	<b>0,01</b>	1,0481	0,00	0,1254	0,01	0,0035	0,93	0,0049	0,90	0,911
Alfred Berg N. Pensjon	-0,0038		0,15 1,0165	0,00	0,1255	0,09	-0,0384	0,61	-0,0165	0,77	0,922
Alfred Berg Vekst	-0,0078		0,09 1,0690	0,00	0,3461	0,01	-0,1159	0,23	0,1776	0,06	0,774
Avanse Norge (I)	-0,0015	<b>0,02</b>	0,9448	0,00	0,0236	0,15	0,0008	0,95	-0,0186	0,17	0,972
Avanse Norge (II)	-0,0015	<b>0,02</b>	0,9485	0,00	0,0314	0,06	-0,0125	0,32	0,0013	0,92	0,972
Banco Humanfond	-0,0015		0,22 0,9480	0,00	0,0365	0,29	-0,0707	0,01	0,0100	0,69	0,942
Banco Norge	-0,0009		0,38 0,9858	0,00	0,0391	0,20	-0,0805	0,00	-0,0009	0,97	0,973
Banco Norge	-0,0016		0,53 0,9871	0,00	0,1605	0,09	-0,1844	0,00	-0,0461	0,33	0,963
Carnegie Aksje Norge	0,0013		0,22 0,9602	0,00	0,0282	0,33	-0,1154	0,00	0,1038	0,00	0,945
Danske Fund Norge Aksj. Inst 1	0,0021	<b>0,01</b>	0,9272	0,00	0,0072	0,78	0,0168	0,38	0,0006	0,97	0,970
Danske Fund Norge Aksj. Inst 2	0,0030	<b>0,01</b>	0,9381	0,00	0,0453	0,26	0,0261	0,41	0,0037	0,90	0,966
Danske Fund Norge I	0,0003		0,79 0,9667	0,00	0,0740	0,01	0,0097	0,67	-0,0381	0,08	0,939
Danske Fund Norge II	0,0008		0,41 0,9676	0,00	0,0691	0,02	0,0104	0,65	-0,0383	0,08	0,940
Danske Fund Norge Vekst	-0,0017		0,43 1,0169	0,00	0,4683	0,00	-0,2213	0,00	0,0822	0,07	0,773
Delphi Norge	-0,0004		0,84 1,1218	0,00	0,3793	0,00	-0,1855	0,00	0,0319	0,38	0,872
Delphi Vekst	-0,0017		0,42 1,0448	0,00	0,4018	0,00	-0,2498	0,00	0,0224	0,62	0,856
DnB NOR Norge (I)	-0,0018	<b>0,01</b>	0,9353	0,00	0,0073	0,67	-0,0047	0,73	0,0354	0,01	0,968
DnB NOR Norge (III)	0,0002		0,80 0,9421	0,00	-0,0053	0,77	0,0059	0,68	0,0106	0,43	0,978
DnB NOR Norge (IV)	0,0008		0,35 0,9384	0,00	-0,0251	0,31	0,0018	0,93	0,0364	0,04	0,978
DnB NOR Norge Selektiv (I)	0,0007		0,57 0,9793	0,00	0,0545	0,11	-0,0217	0,41	-0,0537	0,03	0,932
DnB NOR Norge Selektiv (II)	0,0012		0,18 0,9302	0,00	-0,0255	0,37	0,0236	0,29	0,0324	0,10	0,969
DnB NOR Norge Selektiv (III)	-0,0007		0,40 0,9648	0,00	0,0884	0,00	-0,0239	0,22	0,0184	0,32	0,954
DnB NOR SMB	-0,0001		0,97 1,1411	0,00	0,5704	0,00	-0,0736	0,19	-0,1087	0,03	0,843
DnB Real-Vekst	-0,0033	<b>0,00</b>	0,9322	0,00	0,1041	0,00	0,0137	0,49	0,0107	0,62	0,952
Fokus Barnespar	-0,0101		0,11 0,9439	0,00	0,1056	0,41	-0,0094	0,94	-0,2734	0,03	0,833
Fondsfinans Aktiv II	-0,0023		0,46 0,8731	0,00	-0,0117	0,92	-0,0057	0,93	-0,0210	0,75	0,910
Fondsfinans Spar	0,0025		0,10 0,9666	0,00	0,1140	0,02	-0,0335	0,37	-0,0682	0,04	0,922
GAMBAK	-0,0013		0,43 1,0674	0,00	0,3906	0,00	-0,2386	0,00	0,1550	0,00	0,835
GIENSIDIGE Invest	-0,0044	<b>0,01</b>	0,9750	0,00	0,1886	0,00	0,1055	0,00	0,0243	0,46	0,935
Globus Aktiv	-0,0062		0,09 1,1942	0,00	0,2823	0,01	-0,1343	0,04	-0,1921	0,00	0,871
Globus Norge	-0,0071	<b>0,03</b>	1,1420	0,00	0,3514	0,00	-0,1385	0,03	-0,2289	0,00	0,867
Globus Norge II	-0,0088	<b>0,01</b>	1,1989	0,00	0,3112	0,00	-0,1342	0,03	-0,2024	0,00	0,874
Handelsbanken Norge	0,0000		0,99 1,0003	0,00	0,0796	0,01	-0,0214	0,33	0,0527	0,01	0,948
Holberg Norge	-0,0001		0,97 0,9545	0,00	0,2823	0,00	-0,0466	0,22	-0,0414	0,23	0,893
Kaupthing Norge	-0,0012		0,53 1,0746	0,00	0,2175	0,00	-0,2498	0,00	0,0694	0,09	0,874
K-IPA Aksjefond	0,0041		0,38 0,9328	0,00	0,2261	0,04	0,1078	0,26	-0,0121	0,90	0,839
KLP Aksjeinvest	-0,0022		0,22 0,8979	0,00	0,0495	0,33	-0,0201	0,58	-0,0141	0,69	0,927
KLP Aksje Norge	0,0006		0,53 0,9726	0,00	0,0361	0,18	0,0044	0,82	-0,0036	0,85	0,962
Landkreditt Norge	0,0005		0,79 0,9202	0,00	0,1529	0,02	0,0505	0,32	-0,0842	0,06	0,908
NB-Aksjefond	-0,0023	<b>0,03</b>	0,9516	0,00	0,1073	0,00	0,0212	0,35	-0,0430	0,05	0,951
NB-Plussfond	-0,0013		0,45 0,9432	0,00	0,2388	0,00	-0,0006	0,99	-0,1082	0,00	0,889
Nordea Avkastning	-0,0007		0,36 0,9468	0,00	-0,0017	0,93	0,0001	0,99	-0,0131	0,37	0,965
Nordea Barnespar	-0,0036		0,23 0,9320	0,00	0,0984	0,26	-0,0238	0,63	0,0294	0,59	0,919
Nordea Kapital	0,0004		0,60 0,9777	0,00	0,0731	0,00	-0,0290	0,09	0,0124	0,45	0,967
Nordea Kapital II	-0,0018		0,25 1,0023	0,00	0,0241	0,57	-0,0124	0,63	0,0212	0,43	0,963
Nordea Kapital III	-0,0014		0,29 0,9894	0,00	0,0256	0,53	-0,0272	0,28	-0,0125	0,60	0,978
Nordea Norge Verdi	0,0007		0,53 0,9167	0,00	0,2224	0,00	0,0030	0,90	-0,0639	0,01	0,923
Nordea Norw Eq Mark Fund	0,0010		0,30 0,9054	0,00	-0,1384	0,00	0,0089	0,73	0,0585	0,01	0,975
Nordea SMB	-0,0054	<b>0,01</b>	1,0194	0,00	0,5343	0,00	-0,0411	0,37	-0,0602	0,18	0,815
Nordea SMB II	-0,0144	<b>0,00</b>	0,9437	0,00	0,5648	0,00	-0,1235	0,18	-0,0136	0,88	0,755
Nordea Vekst	-0,0017		0,05 0,9592	0,00	0,0344	0,12	-0,0156	0,37	-0,0148	0,41	0,949
ODIN Norge	0,0007		0,70 0,9701	0,00	0,3374	0,00	0,1084	0,00	-0,0356	0,33	0,811
ODIN Norge II	-0,0038		0,09 0,9279	0,00	0,3325	0,00	0,0208	0,70	0,0177	0,72	0,833
Orkla Finans 30	-0,0011		0,48 1,0064	0,00	0,1760	0,00	-0,0008	0,98	0,0047	0,87	0,922
Pareto Aksje Norge	0,0012		0,51 0,8962	0,00	0,2232	0,00	0,0662	0,14	0,0269	0,50	0,844
Pareto Verdi	-0,0002		0,92 0,8722	0,00	0,2382	0,00	-0,0290	0,60	-0,1562	0,00	0,864
PLUS Aksje (Fondsforval)	0,0009		0,46 0,9401	0,00	0,0429	0,21	-0,0142	0,59	-0,0187	0,46	0,927
PLUS Markedsverdi (Fondsforv)	0,0012		0,07 0,9141	0,00	-0,0573	0,00	0,0216	0,14	-0,0024	0,86	0,974
Postbanken Aksjevekst	-0,0028		0,18 0,9512	0,00	0,1010	0,07	-0,1508	0,00	-0,0041	0,92	0,922
Postbanken Norge	-0,0009		0,23 0,9365	0,00	-0,0311	0,12	0,0152	0,33	0,0148	0,32	0,972
RF Aksjefond	-0,0018		0,17 0,9311	0,00	0,0538	0,12	-0,0011	0,96	-0,0214	0,38	0,957
RF-Plussfond	-0,0051		0,07 1,0599	0,00	0,1704	0,04	-0,1808	0,00	0,0095	0,84	0,937
SEB Norge LU	-0,0021		0,74 1,0089	0,00	0,0295	0,85	-0,1248	0,29	0,1213	0,30	0,679
Skandia Horisont	0,0001		0,98 0,9785	0,00	0,2467	0,00	-0,0732	0,20	0,0793	0,15	0,851
Skandia SMB Norge	-0,0104	<b>0,00</b>	0,9878	0,00	0,4595	0,00	-0,1273	0,05	-0,0577	0,35	0,834
Storebrand Aksje Innland	-0,0020	<b>0,02</b>	0,9489	0,00	-0,0076	0,75	0,0306	0,10	0,0433	0,02	0,962
Storebrand Norge	-0,0007		0,42 0,9798	0,00	0,0322	0,14	0,0085	0,61	0,0217	0,21	0,951
Storebrand Norge A	-0,0008		0,80 0,9526	0,00	-0,1356	0,16	0,0433	0,50	-0,0581	0,27	0,926
Storebrand Norge I	-0,0012		0,30 0,9772	0,00	0,0110	0,76	0,0276	0,31	-0,0098	0,70	0,947
Storebrand Optima Norge A	-0,0003		0,82 0,9684	0,00	0,0237	0,59	0,0136	0,69	-0,0116	0,71	0,925
Storebrand Vekst	0,0000		0,98 1,0148	0,00	0,3113	0,00	-0,3871	0,00	0,0177	0,71	0,761
Storebrand Verdi	0,0010		0,44 0,9235	0,00	-0,0275	0,43	0,1599	0,00	0,0930	0,00	0,923
Terra Norge	-0,0011		0,42 1,0066	0,00	0,1595	0,00	-0,1190	0,00	0,0126	0,65	0,940
VÅR Aksjefond	0,0009		0,78 1,1081	0,00	0,1729	0,03	0,2092	0,00	0,0469	0,46	0,929
WarrenWicklund Norge	0,0007		0,61 1,0153	0,00	0,2154	0,00	0,0360	0,31	-0,0744	0,03	0,932

**Vedlegg 18: Resultater for individuelle regresjoner ved 6-faktormodellen**

Fond	Alfa	p-verdi	B(MP)	p-verdi	B(SMB)	p-verdi	B(HML)	p-verdi	B(PR1YR)	p-verdi	B(CMA)	p-verdi	B(PMU)	p-verdi	Adj R2
ABIF Norge ++	-0,0001	0,95	0,96	0,00	-0,03	0,61	-0,01	0,72	0,05	0,13	0,03	0,17	0,00	0,90	0,973
ABN AMRO Aktiv	-0,0014	0,33	1,01	0,00	0,17	0,00	-0,11	0,00	0,07	0,02	0,01	0,64	-0,02	0,52	0,930
ABN AMRO Kapital	-0,0011	0,57	0,99	0,00	0,16	0,01	-0,10	0,02	0,04	0,30	0,01	0,82	-0,05	0,25	0,907
ABN AMRO Norge	0,0004	0,59	0,99	0,00	0,05	0,03	-0,03	0,13	0,07	0,00	0,03	0,04	-0,01	0,47	0,980
ABN AMRO Norge +	0,0002	0,78	0,98	0,00	0,05	0,08	-0,05	0,01	0,07	0,00	0,04	0,02	-0,02	0,21	0,976
Alfred Berg Aksjef Norge	-0,0029	0,40	0,94	0,00	0,00	1,00	-0,05	0,36	0,18	0,05	0,05	0,48	0,03	0,47	0,974
Alfred Berg Vekst	-0,0027	0,71	1,02	0,00	-0,32	0,49	-0,21	0,11	0,38	0,06	0,10	0,48	0,06	0,53	0,893
Avanse Norge (I)	-0,0012	<b>0,05</b>	0,97	0,00	-0,01	0,48	-0,01	0,46	0,00	0,98	0,03	0,02	-0,01	0,68	0,988
Avanse Norge (II)	-0,0017	<b>0,02</b>	0,97	0,00	-0,02	0,36	-0,02	0,27	0,01	0,36	0,04	0,01	0,00	0,88	0,984
Banco Humanfond	-0,0017	0,16	0,96	0,00	0,05	0,22	-0,08	0,01	0,02	0,48	0,04	0,13	0,02	0,46	0,945
Banco Norge	-0,0013	0,22	0,99	0,00	0,04	0,20	-0,08	0,00	0,00	0,87	0,03	0,17	0,03	0,25	0,973
Banco Norge	-0,0034	0,18	0,93	0,00	0,13	0,13	-0,18	0,00	-0,04	0,39	0,10	0,01	-0,08	0,13	0,969
Carnegie Aksje Norge	0,0005	0,57	0,96	0,00	-0,03	0,29	-0,06	0,01	0,07	0,00	0,02	0,23	0,01	0,49	0,967
Danske Fund Norge AI 1	0,0019	<b>0,03</b>	0,93	0,00	0,01	0,74	0,02	0,37	0,00	0,96	0,01	0,51	0,01	0,63	0,970
Danske Fund Norge AI 2	0,0026	<b>0,03</b>	0,95	0,00	0,06	0,16	0,04	0,21	-0,01	0,73	0,02	0,65	0,06	0,06	0,967
Danske Fund Norge I	0,0008	0,36	0,94	0,00	0,04	0,12	0,01	0,48	-0,01	0,78	0,01	0,61	0,02	0,28	0,969
Danske Fund Norge II	0,0016	0,08	0,94	0,00	0,04	0,14	0,02	0,45	-0,01	0,69	0,01	0,57	0,02	0,37	0,968
Danske Fund Norge Vekst	-0,0026	0,15	0,92	0,00	0,19	0,00	-0,04	0,31	-0,01	0,71	0,01	0,75	-0,01	0,88	0,869
Delphi Norge	0,0000	1,00	1,07	0,00	0,30	0,00	-0,13	0,01	-0,05	0,25	0,06	0,10	-0,07	0,07	0,891
Delphi Vekst	-0,0031	0,16	1,00	0,00	0,32	0,00	-0,16	0,00	-0,07	0,16	0,06	0,17	-0,06	0,20	0,868
DnB NOR Norge (I)	-0,0005	0,49	0,95	0,00	-0,02	0,51	-0,01	0,66	0,05	0,00	0,02	0,20	-0,02	0,17	0,982
DnB NOR Norge (III)	0,0002	0,74	0,94	0,00	-0,02	0,38	-0,01	0,68	0,03	0,06	0,02	0,21	-0,02	0,18	0,979
DnB NOR Norge (IV)	0,0007	0,38	0,93	0,00	-0,04	0,16	0,00	0,94	0,04	0,03	0,03	0,11	-0,02	0,36	0,978
DnB NOR Norge Selektiv (I)	0,0005	0,70	0,97	0,00	-0,01	0,79	-0,04	0,18	-0,02	0,50	0,06	0,01	-0,05	0,04	0,948
DnB NOR Norge Selektiv (II)	0,0011	0,24	0,92	0,00	-0,04	0,15	0,02	0,39	0,04	0,07	0,04	0,03	-0,02	0,22	0,970
DnB NOR Norge Selektiv (III)	0,0001	0,94	0,94	0,00	-0,01	0,68	-0,03	0,19	0,02	0,32	0,04	0,05	-0,01	0,51	0,968
DnB NOR SMB	0,0004	0,86	1,09	0,00	0,50	0,00	-0,10	0,08	-0,09	0,07	0,09	0,05	-0,15	0,00	0,855
DnB Real-Vekst	-0,0037	0,25	0,96	0,00	0,08	0,60	0,02	0,76	0,05	0,55	-0,06	0,34	-0,08	0,14	0,949
Fondsfinans Aktiv II	-0,0032	0,35	0,86	0,00	-0,04	0,71	0,01	0,90	-0,02	0,73	0,04	0,38	0,00	0,98	0,907
Fondsfinans Spar	0,0024	0,12	0,95	0,00	0,09	0,05	-0,04	0,28	-0,07	0,05	0,06	0,06	-0,03	0,30	0,923
GAMBAK	-0,0012	0,52	1,09	0,00	0,36	0,00	-0,19	0,00	0,09	0,02	0,00	0,95	-0,06	0,14	0,886
Globus Aktiv	-0,0082	0,07	1,18	0,00	0,30	0,06	-0,13	0,13	-0,27	0,00	0,06	0,41	-0,05	0,53	0,869
Globus Norge	-0,0093	<b>0,03</b>	1,15	0,00	0,36	0,02	-0,16	0,06	-0,27	0,00	0,07	0,30	-0,07	0,35	0,859
Globus Norge II	-0,0111	<b>0,01</b>	1,19	0,00	0,36	0,01	-0,13	0,10	-0,27	0,00	0,07	0,26	-0,02	0,74	0,874
Handelsbanken Norge	0,0000	0,99	1,04	0,00	0,10	0,00	-0,04	0,16	0,05	0,03	-0,03	0,17	0,02	0,32	0,959
Holberg Norge	-0,0004	0,79	0,94	0,00	0,26	0,00	-0,04	0,24	-0,04	0,30	0,06	0,05	-0,01	0,66	0,895
Kaupthing Norge	-0,0024	0,13	1,01	0,00	0,09	0,07	-0,09	0,02	0,03	0,42	0,03	0,30	0,01	0,70	0,918
KLP Aksjeinvest	-0,0007	0,81	0,90	0,00	-0,19	0,09	0,02	0,70	-0,04	0,57	0,09	0,04	0,01	0,84	0,957
KLP Aksje Norge	0,0006	0,55	0,97	0,00	0,03	0,35	0,00	0,89	0,00	0,99	0,02	0,31	-0,01	0,46	0,964
Landkreditt Norge	0,0003	0,86	0,94	0,00	0,16	0,01	0,05	0,32	-0,09	0,05	0,16	0,00	0,03	0,51	0,914
NB-Aksjefond	-0,0025	<b>0,05</b>	0,96	0,00	0,12	0,00	-0,01	0,74	-0,04	0,18	0,03	0,19	-0,03	0,33	0,951
NB-Plussfond	-0,0024	0,21	0,95	0,00	0,28	0,00	-0,04	0,38	-0,09	0,03	0,08	0,03	-0,04	0,29	0,886
Nordea Avkastning	-0,0007	0,28	0,98	0,00	0,02	0,28	-0,03	0,10	-0,01	0,59	0,02	0,07	-0,03	0,04	0,982
Nordea Barnespar	-0,0053	0,15	0,91	0,00	0,08	0,65	-0,02	0,80	0,00	0,98	0,03	0,69	0,01	0,84	0,936
Nordea Kapital	-0,0001	0,88	0,97	0,00	0,02	0,39	-0,02	0,19	-0,01	0,68	0,03	0,05	-0,01	0,29	0,983
Nordea Kapital II	-0,0027	0,12	0,98	0,00	-0,03	0,60	0,03	0,40	-0,02	0,47	0,03	0,31	-0,01	0,79	0,968
Nordea Kapital III	-0,0019	0,16	0,98	0,00	0,01	0,87	-0,02	0,41	-0,01	0,65	0,03	0,13	-0,01	0,58	0,978
Nordea Norge Verdi	0,0008	0,52	0,88	0,00	0,16	0,00	0,05	0,10	-0,09	0,00	0,01	0,54	-0,03	0,26	0,933
Nordea Norw Eq Mark Fund	0,0011	0,26	0,90	0,00	-0,15	0,00	0,00	0,91	0,06	0,01	0,01	0,75	-0,03	0,26	0,975
Nordea SMB	-0,0060	<b>0,01</b>	0,98	0,00	0,47	0,00	-0,05	0,38	-0,04	0,46	0,09	0,05	-0,14	0,00	0,831
Nordea SMB II	-0,0209	<b>0,02</b>	0,86	0,00	0,58	0,09	-0,12	0,41	0,02	0,91	0,02	0,92	-0,13	0,30	0,698
Nordea Vekst	-0,0020	0,05	0,98	0,00	0,05	0,13	-0,04	0,09	0,01	0,79	0,03	0,14	-0,04	0,07	0,963
ODIN Norge	-0,0020	0,29	0,99	0,00	0,38	0,00	0,09	0,04	0,02	0,62	0,02	0,59	-0,03	0,35	0,866
ODIN Norge II	-0,0037	0,09	0,91	0,00	0,31	0,00	0,01	0,85	0,02	0,65	0,04	0,45	-0,05	0,30	0,833
Orkla Finans 30	-0,0004	0,85	0,91	0,00	0,09	0,19	-0,08	0,05	0,03	0,39	0,02	0,64	0,00	0,96	0,934
Pareto Aksje Norge	0,0015	0,45	0,89	0,00	0,22	0,00	0,06	0,19	0,03	0,45	-0,01	0,88	-0,03	0,46	0,843
Pareto Verdi	0,0001	0,97	0,85	0,00	0,22	0,00	-0,05	0,38	-0,14	0,00	-0,01	0,86	-0,07	0,13	0,864
PLUSS Aksje (Fondsforval)	0,0003	0,79	0,89	0,00	-0,03	0,32	-0,02	0,46	0,00	0,94	0,05	0,02	0,00	0,81	0,958
PLUSS Markedsverdi (Fondsforv)	0,0012	0,08	0,91	0,00	-0,06	0,01	0,00	0,93	0,01	0,43	0,03	0,05	0,00	0,87	0,980
Postbanken Aksjevekst	-0,0035	0,13	1,00	0,00	0,00	0,96	-0,10	0,03	-0,01	0,76	0,03	0,40	-0,03	0,48	0,957
Postbanken Norge	-0,0005	0,47	0,95	0,00	-0,02	0,42	0,00	0,99	0,04	0,03	0,02	0,23	-0,02	0,23	0,978
RF Aksjefond	-0,0023	0,15	0,90	0,00	0,01	0,78	-0,01	0,73	-0,04	0,20	0,06	0,02	-0,02	0,39	0,956
RF-Plussfond	-0,0075	<b>0,01</b>	1,05	0,00	0,14	0,08	-0,16	0,00	0,01	0,85	0,11	0,01	0,03	0,49	0,944
SEB Norge LU	0,0044	0,69	1,05	0,00	-0,53	0,27	-0,27	0,20	0,26	0,32	0,11	0,57	-0,12	0,46	0,634
Skandia Horisont	-0,0076	0,15	0,93	0,00	0,14	0,56	-0,13	0,21	0,00	0,99	-0,07	0,45	-0,04	0,64	0,887
Skandia SMB Norge	-0,0215	<b>0,00</b>	0,75	0,00	0,31	0,34	-0,12	0,39	-0,56	0,00	-0,14	0,27	-0,18	0,09	0,859
Storebrand Aksje Innland	-0,0016	0,10	0,93	0,00	-0,05	0,14	0,03	0,15	0,04	0,04	0,03	0,18	-0,03	0,11	0,961
Storebrand Norge	-0,0004	0,62	1,01	0,00	0,04	0,11	-0,03	0,07	0,03	0,07	0,01	0,35	0,00	0,84	0,982
Storebrand Norge A	-0,0028	0,41	0,89	0,00	-0,18	0,06	0,06	0,31	-0,05	0,30	0,11	0,04	-0,09	0,18	0,932
Storebrand Norge I	-0,0012	0,32	0,96	0,00	-0,01	0,79	0,02	0,46	0,00	0,89	0,03	0,19	-0,04	0,09	0,948
Storebrand Optima Norge A	-0,0003	0,84	0,95	0,00	0,00	1,00	0,01	0,85	0,00	0,89	0,04	0,22	-0,05	0,13	0,926
Storebrand Vekst	0,0000	1,00	0,96	0,00	0,19	0,01	-0,31	0,00	-0,13	0,01	0,06	0,20	0,04	0,42	0,849
Storebrand Verdi	0,0005	0,70	0,91	0,00	-0,06	0,16	0,16	0,00	0,13	0,00	0,02	0,50	-0,04	0,12	0,932
Terra Norge	-0,0025	0,08	0,99	0,00	0,09	0,05	-0,08	0,01	-0,01	0,84	0,07	0,01	0,00	0,91	0,945
WarrenWicklund Norge	0,0009	0,54	1,01	0,00	0,21	0,00	0,03	0,45	-0,07	0,04	-0,01	0,72	-0,04	0,18	0,932

**Vedlegg 19: Selskap notert på Oslo Børs per 01.02.2016**

Tabellen viser selskapene benyttet til konstruksjon av investering- og lønnsomhetsfaktoren for det norske markedet. Selskap med aksjekurs under 10 NOK (penny stocks) er ekskludert.

Selskapsoversikt		
AF GRUPPEN 'A'	GYLDENDAL	SALMAR
AKASTOR	HAFSLUND 'A'	SAS (OSL)
AKER (~NK)	HAFSLUND 'B'	SCANA INDUSTRIER
AKER SOLUTIONS	HAVFISK	SCATEC SOLAR
AKVA GROUP	HEXAGON COMPOSITES	SCHIBSTED A
AMERICAN SHIPPING CO.	HOEGH LONG HOLDINGS	SEABIRD EXPLORATION
ARENDALS FOSSEKOMPANI	KID	SEADRILL
ASETEK	KONGSBERG GRUPPEN	SELVAAG BOLIG
ATEA	LEROY SEAFOOD GROUP	SEVAN MARINE
ATLANTIC PETROLEUM	MARINE HARVEST	SIEM SHIPPING INC.
AUSTEVOLL SEAFOOD	MEDI STIM	SKANDIABANKEN
AVANCE GAS	MULTICONSULT	SKIENS AKTIEMOLLE
BAKKAFROST	NAPATECH	SOLSTAD OFFSHORE
BIOTEC PHARMACON	NEXT BIOMETRICS GROUP	SOLVANG
BONHEUR	NEXTGENTEL	SPAREBANK 1 SR BANK
BORGESTAD 'A'	NORDIC NANOVECT	SPECTRUM
BORREGAARD	NORDIC SEMICONDUCTOR	STATOIL
BOUVET	NORSK HYDRO	STOLT NIELSEN
BW LPG	NORWAY ROYAL SALMON	STOREBRAND
BYGGMA	NORWEGIAN AIR SHUTTLE	STRONGPOINT
CONTEXTVISION	NORWEGIAN ENERGY CO.	SUBSEA 7
DATA RESPONS	NRC GROUP	TANKER INVEST
DET NORSKE OLJESELSKAP	NTS ASA	TEAM TANKERS INTL.
DNB	OCEAN YIELD	TELENOR
EKORNES	ODFJELL 'A'	TGS NOPEC GEOPHS.
ENTRA	ODFJELL 'B'	TIDE
EUROPRIS	OLAV THON EIEP.	TOMRA SYSTEMS
FARSTAD SHIPPING	OPERA SOFTWARE	VEIDEKKE
FRED OLSEN ENERGY	ORKLA	VOSS VEKSEL OG LMDBK.
FRONTLINE	PETROLEUM GEO SERVICES	WILHS.WILHELMSSEN
GANGER ROLF	PHOTOCURE	WILHS.WILHELMSSEN HDG.'A'
GC RIEBER SHIPPING	POLARIS MEDIA	WILHS.WILHELMSSEN HDG.'B'
GJENSIDIGE FORSIKRING	PROTECTOR FORSIKRING	XXL
GOODTECH	Q FREE	YARA INTERNATIONAL
GRIEG SEAFOOD	RENONORDEN	ZALARIS



**Vedlegg 20: Anova-tabell for likevektsporføljen**

3-faktormodellen	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Regression	0,722	3	0,241	3009,079	0,000 <sup>b</sup>
Residual	0,014	177	0,000		
Total	0,736	180			

4-faktormodellen	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Regression	0,722	4	0,180	2249,190	0,000 <sup>b</sup>
Residual	0,014	176	0,000		
Total	0,736	180			

6-faktormodellen	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Regression	0,722	6	0,120	1558,342	0,000 <sup>b</sup>
Residual	0,013	174	0,000		
Total	0,736	180			