

økonomi og administrasjon

Masteroppgave

Andreas Lillebø og Lars Petter Mengshoel

Finans og  
Markedsføring  
2013

## Morningstar Rating og ratingsystemets prediktive evne

Trondheim, mai 2013



HANDELSHØYSKOLEN  
I TRONDHEIM

Høgskolen i Sør-Trøndelag  
Avdeling Handelshøgskolen i Trondheim

## **Forord**

Denne masteroppgaven utgjør den avsluttende del av mastergradstudiet i økonomi og administrasjon ved Handelshøyskolen i Trondheim. Gjennom studietiden har vi utviklet vår interesse for finansmarkeder, noe som medførte et ønske om å studere fondsmarkedet i Norge. Vi har derfor valgt å studere Morningstar Rating og i hvilken grad stjerneringen er prediktiv for norskregistrerte fonds prestasjoner.

Vi ønsker å benytte anledningen til å takke vår veileder Hans Marius Eikseth for verdifulle innspill underveis i arbeidet. Videre vil vi takke Ketil Myhrvold i Morningstar Norge for hans behjelpelighet med å skaffe til veie nødvendig datamateriale.

Innholdet i denne oppgaven står for forfatterens regning.

Trondheim, 15. mai 2013.

---

Andreas Lillebø

---

Lars Petter Mengshoel

## Sammendrag

Studiens mål er å avdekke om Morningstar Rating er prediktiv for norskregistrerte fonds fremtidige presentasjoner. For å muliggjøre en sammenligning av fond med ulik investeringsprofil og risikoeksponering benyttes risikojusterte prestasjonsmål fra modellene til Jensen (1968), Fama & French (1993) og Carhart (1997). Resultatene fra modellene benyttes for å estimere månedlig uforklart avkastning. Alfaene knyttes så til stjerneveringen for å analysere ratingens prediktive evne.

Oppgaven baserer seg på norskregistrerte fond tilhørende Morningstar Kategori "Norge" og "Norden", der datasettet inneholder månedlig avkastning og rating for tidsperioden juli 2002 til desember 2012. De to hovedanalysene tar for seg hele analyseperioden under ett, samt for spesifikke tidsperioder. Analysene benytter investeringshorisonter på ett, tre og fem år. For å undersøke om stjerneveringen har ulik prediksjonsevne ved ulik kategorisering gjennomføres analyser der alle fond behandles som del av én (fiktiv) kategori, samt analyser der fondene fordeles på sine respektive kategorier.

Studien ser først på alle fond som én kategori, for hele analyseperioden under ett. Morningstar Rating viser her en klar positiv sammenheng mellom rating og alfa ved kort tidshorison. Den positive sammenhengens indikerer at ratingsystemet har prediktive evner. Resultatene viser dog svekket prediksjonsevne ved økt tidshorison. Ved å fordele fondene til sine respektive kategorier indikerer resultatene forskjeller i prediksjonsevne. Stjerneveringen viser liten eller ingen prediktiv evne for kategori "Norge", uavhengig av tidshorison. For norskregistrerte fond tilhørende kategori "Norden" viser ratingsystemet derimot god evne til å skille godt og dårlig presterende fond.

Ved å ta utgangspunkt i rating ved inngangen av hvert år (fra 2003) og prestasjoner påfølgende ett, tre og fem år, studeres spesifikke tidsperioder. Her benyttes 3-faktormodellen (Fama & French, 1993). Resultatene antyder ingen sammenheng mellom rating og alfa, og ratingen viser ingen evne til å skille godt og dårlig presterende fond. Med bakgrunn i analysen konkluderes det med at Morningstar Rating ikke kan hevdes å være prediktiv ved spesifikke tidsperioder og benyttelse av 3-faktoralfa.

## **Abstract**

The main objective of this thesis is to test whether the Morningstar Rating can predict future performance of Norwegian registered mutual funds. Since mutual funds have different investment profiles and risk exposure, the performance measures of Jensen (1968), Fama & French (1993) and Carhart (1997) are used. The performance measures are taken in conjunction with the rating of each mutual fund when the predictive ability is analysed.

The study is based on Norwegian registered mutual funds related to the Morningstar Categories “Norway Equity” and “Nordic Equity”. The dataset contains monthly returns and rating from July 2002 to December 2012. The conducted analyses cover the whole analysis period, as well as specific periods. Through the analyses investment horizons of one, two and three years are used. There are completed analyses where all mutual funds are considered as a single group and where mutual funds are distributed to their respective categories. The methods are used to examine whether Morningstar Rating has different predictive ability for different categories.

First the study examines the whole analysis period where all mutual funds are considered as a single group. The rating shows a correlation between the rating and alfa at a short horizon, which indicates good predictive ability for the rating system. However, the predictive ability is weakened when the time horizon is extended. When the mutual funds are distributed to their respective categories the predictive ability seems different between the categories. Morningstar Rating shows no indication of predictive ability for “Norway Equity”. For “Nordic Equity” the rating system seems to have the ability to distinguish between good performance and bad performance.

Specific time periods are studied based on each funds rating at the beginning of each year (from 2003) and performance the subsequent one, three and five years, using the three-factor model (Fama & French, 1993). The result indicates no correlation between the rating and the alfa, and no ability to distinguish between good and bad performance. Therefore the Morningstar Rating can't be claimed as predictive at specific time periods and using three-factor alfa.

## Innholdsfortegnelse

1	Innledning.....	1
2	Teori .....	4
2.1	Prestasjonsmål .....	4
2.2	Kapitalverdimodellen og Jensens alfa .....	5
2.3	3-faktormodellen .....	6
2.4	4-faktormodellen .....	7
2.5	Modellenes anvendelse.....	8
2.6	Hypotesen om effisiente markeder .....	8
2.7	Konkurransen som kilde til markedseffisiens .....	9
2.8	Persistens .....	10
2.9	Metodologi Morningstar.....	11
3	Metode.....	15
3.1	Faktormodellene .....	15
3.2	Regresjon med dummyvariabler.....	17
3.3	Gyldighet .....	18
4	Data .....	19
4.1	Fondsdata.....	19
4.2	Valg av analyseperiode og tidshorisonter.....	20
4.3	Risikofri rente .....	21
4.4	Referanseindeks.....	21
4.5	Avkastning og avgiftsjustering .....	23
4.6	Overlevelsesskjevhet .....	24
5	Empiriske resultater og analyse.....	26
5.1	Gyldighetstester .....	26
5.1.1	Feilleddene har gjennomsnitt lik null.....	26
5.1.2	Feilleddene har konstant varians .....	26
5.1.3	Feilleddene er uavhengige av hverandre .....	27
5.1.4	Feilleddene er uavhengige av forklaringsvariablene.....	27
5.1.5	Feilleddene er normalfordelte .....	27
5.2	Prediktiv evne for hele analyseperioden.....	28
5.2.1	Alle fond som del av én kategori .....	29

5.2.2	Alle fond fordelt til sine respektive kategorier.....	34
5.3	Ulike tidsperioder .....	41
6	Konklusjon .....	45
	Referanseliste .....	46
	Appendiks.....	51

## Tabell- og figurliste

Tabell 1:	Vekting for total rating.....	12
Tabell 2:	Oversikt fordeling av fond mellom kategorier.....	19
Tabell 3:	Årlig deskriptiv statistikk for rating (alle fond) .....	20
Tabell 4:	Regresjon med avgiftsjusterte alfaer for hele perioden (alle fond i én kategori).....	29
Tabell 5:	Regresjon med avgiftsjusterte alfaer for hele perioden (fond i kategori "Norge")...	34
Tabell 6:	Regresjon med avgiftsjusterte alfaer for hele perioden (fond i kategori "Norden").	37
Tabell 7:	Regresjon for utvalgte tidsperioder (fond i én kategori).....	42
Tabell 8:	Oversikt over fond benyttet i analysene .....	51
Tabell 9:	Årlig deskriptiv statistikk for rating (kategori "Norge").....	52
Tabell 10:	Årlig deskriptiv statistikk for rating (kategori "Norden").....	52
Tabell 11:	Regresjon med ikke-avgiftsjusterte alfaer for hele perioden (én kategori).....	53
Tabell 12:	Regresjon med ikke-avgiftsjusterte alfaer for hele perioden (kategori "Norge") ...	54
Tabell 13:	Regresjon med ikke-avgiftsjusterte alfaer for hele perioden (kategori "Norden").	55
Figur 1:	Historisk utvikling Oslo Børs Fondindeks .....	22

# 1 Innledning

Med mange tusen fond å velge mellom kan fondsmarkedet føles overveldende. Ulike investeringsstrategier, investeringsområder, forvaltningshonorarer og kurtasjekostnader kan medføre at fondsinvestering blir en omfattende prosess for en privatinvestor.

Blant fondsaktører er det en økende trend å fokusere på fonds historiske avkastning i søken etter ny kapital. Ved å fremlegge historisk prestasjon stilles investor (mest sannsynlig) ovenfor god prestasjonshistorikk, der det forespeiles at den gode prestasjonen fortsetter i fremtiden. Dette til tross for at teorien om effisiente markeder (Fama, 1970) hevder at historisk avkastning ikke sier noe om fremtidig avkastning. I en jungel av fond kan det være en frustrerende, og nærmest umulig, oppgave for en privatinvestor å skille gode og dårlige fond ved å benytte historisk avkastning. Et risikojustert prestasjonsmål forenkler en slik sammenligning. Dette fordi en investering er en todimensjonal prosess der man først ser på avkastningen og deretter veier denne opp mot risikoen man har påtatt seg for å oppnå avkastningen (Lhabitant, 2004). Ved å benytte prestasjonsmål der avkastning er justert for risiko åpner man for muligheten til å sammenligne prestasjoner til fond med ulik risikoeksponering.

En av de mest kjente aktørene ved vurdering av fond er Morningstar, som introduserte sitt ratingsystem i 1985. Morningstar utarbeidet en metodikk der det deles ut fra én (dårligst) til fem (best) stjerner basert på fonds risikojusterte historiske prestasjon. Ratingen ble raskt, grunnet metodens enkelhet og intuitive appell, tatt inn i varmen av investor. Dette til tross for Morningstars presisering om at ratingen ikke skal gi et bilde av fremtiden, men et bilde av fortiden<sup>1</sup>. Gjennom ratingsystemets livsløp har metodologien for utdeling av stjerner gjennomgått flere endringer. Den største av disse ble iverksatt i juli 2002, da Morningstar begynte å straffe fondenes risiko (volatilitet) hardere. I dagens metodologi deler Morningstar fond inn i kategorier basert på fondenes investeringsstrategi, og har per dags dato 242 kategorier. Stjernene gis innad i hver Morningstar Kategori, der utdelingen følger en normalfordeling. Dette sikrer at stjernene gir et visuelt bilde på fonds prestasjoner relativt mot andre fond innen samme kategori.

---

<sup>1</sup> <http://www.morningstar.no/no/news/84367/5-stjerner---betyr-det-1%C3%B8p-%C3%A5-kj%C3%B8p.aspx>

Det er tidligere gjennomført flere studier som tar for seg hva som ligger til grunn for investor sitt valg av fond. Capon et al. (1996) viste i sin studie at kun et fåtall investorer har høy kunnskap knyttet til fondets investeringsstrategi og finansielle detaljer. Sirri & Tufano (1998) fant at investor foretrekker å investere i fond med nylig høy avkastning, og at det investeres mer i disse fondene enn hva som trekkes ut av fond med nylig lav avkastning. Nyere forskning av Del Guericco & Tkac (2008) viste at også stjernevertingen blir benyttet som utvalgs-kriterie ved valg av fond. Deres studie fant at stjernevertingen har signifikant effekt på fonds påfølgende konstantstrøm, der fond som mottok 5 stjerner genererte en konstantstrøm 54 % høyere enn normalnivå i påfølgende periode. Dersom et fond opplevde nedgradering i stjerneverting medførte dette en unormal negativ konstantstrøm.

Tidligere forskning, og dens vektlegging av historiske prestasjoner som argument ved valg av fond, har medført flere studier av Morningstar Rating og ratingsystemets prediktive evne. Når tidligere forskning på stjernevertingen studeres, er det viktig å skille mellom resultater før og etter metodologiendringen gjennomført juli 2002.

Blake & Morey (2000) undersøkte stjernevertingens prediktive evne før metodologiendringen for ett, tre og fem års tidshorisont. Deres resultater viste at ratingen evnet å predikere dårlig presterende fond, mens evnen til skille godt presterende fond (tre-, fire- og femstjernersfond) fra hverandre var dårlig. Morey & Gottesman (2006) undersøkte den prediktive evnen basert på Morningstars nye metodologi. Studien benyttet fire ulike prestasjonsmål, avgiftsjustering og tre ulike metoder for å ta hensyn til overlevelsesskjevhet. Deres studie fant støtte for at stjerneutdelingen predikerte fremtidige prestasjoner, og at høyt ratede fond presterte signifikant bedre enn lavt ratede. Kräussl & Sandelowsky (2007) studerte Morningstar Ratings prediktive evne ved å se på hele universet av fond ratet av Morningstar over en tiårsperiode fra mars 1995. Deres studie fant at den nye kategoriklassifiseringen reduserte ratingsystemets prediktive evne som helhet. De fant dog at ratingen evnet å skille dårlige fra gode prestasjoner om man så alle fondene som del av én kategori.

Den store spredningen i grad av prediktiv evne for Morningstar Rating fra tidligere studier kan i stor grad skyldes valg av tidsperiode og fondsutvalg, og dermed hvilke markeder som er inkludert i analysene. I hovedsak ligger det amerikanske og globale markedet til grunn for studiene av Blake & Morey (2000), Morey & Gottesman (2006) og Kräussl & Sandelowsky (2007).



Forfatterne av denne oppgaven har ikke evnet å finne studier som undersøker prediksjonsevnen for norskregistrerte fond. Dette, samt det faktum at Morningstar Rating i stor grad benyttes som informasjonsverktøy ved valg av fond, har lagt grunnlaget for følgende problestilling:

*I hvilken grad er forbrukerorienterte vaskesedler (rating) fra Morningstar prediktiv for norskregistrerte fonds prestasjoner etter juli 2002?*

Ved dette ønsker studien å gi indikasjon på om stjernevertingens påvirkningskraft på privatinvestor er berettiget, og eventuelt i hvilken grad ratingen kan benyttes som beslutningsgrunnlag ved valg av fond. Eventuelle funn er ment å gi veiledning for stjernevertingens bruksnytte.

Den videre strukturen i oppgaven har fire hovedtemaer. Det gis først en oppsummering av relevant teori og et innblikk i Morningstar Metodologi benyttet ved rating av fond. Videre rettes et lys mot metoder benyttet i analysen, før datagrunnlaget gjennomgås. Avslutningsvis presenteres de resultater som fremkommer av analysen, der funn diskuteres og relateres mot relevant teori og tidligere forskning.

## **2 Teori**

Store deler av dagens finanst teori tar utgangspunkt i hypotesen om markedseffisiens. Teorien er intimt forbundet med i hvilken grad markedsprisene reflekterer tilgjengelig informasjon, og hvor rask prisresponsen er på ny informasjon i markedet. Dersom teorien holder skal verken ny informasjon eller analyse av gammel informasjon gi unormal avkastning. Dette impliserer at Morningstars Rating ikke har prediktive evner.

For å avdekke eventuelle prediktive evner for ratingsystemet vil ulike prestasjonsmål benyttes. Påfølgende kapittel vil derfor presentere relevante prestasjonsmål. Det vil så gis en innføring i hypotesen om effisiente kapitalmarkeder, og relatere dette til persistens i aksjeavkastningen. Avslutningsvis vil Morningstar Metodologi (2009) presenteres.

### **2.1 Prestasjonsmål**

Jakten på gode prestasjonsmål er en dynamisk og pågående prosess, der ulike prestasjonsmål kan generere ulike resultater. Det vil gis en teoretisk gjennomgang av de prestasjonsmål som er benyttet i analysen, samt deres pålitelighet i empirisk anvendelse. Dette resulterer i en gjennomgang av kapitalverdimodellen, samt faktormodellene utviklet av Jensen (1968), Fama & French (1993) og Carhart (1997). Disse modellene er benyttet av eksempelvis Blake & Morey (2000), Morey & Gottesman (2006) og Kräussl & Sandelowsky (2007) i deres studier av Morningstar Rating. Ved å benytte tilsvarende prestasjonsmål kan oppgavens resultater i større grad sammenlignes med tidligere studier.

## 2.2 Kapitalverdimodellen og Jensens alfa

William Sharp (1964), Jack L. Treynor (1965), John Lintner (1965) og Jan Mossin (1966) utviklet på 60-tallet det som i ettertid har vist seg å bli en av de mest kjente og brukte modellene innen prising (Cochrane, 2005). Med bakgrunn i Markowitz' porteføljeteori (1952) utviklet de kapitalverdimodellen (Capital Asset Pricing Model - CAPM). Modellen ga det første rammeverket for estimering av kapitalkostnader for bedrifter og evaluering av resultater for forvaltede porteføljer (Fama og French, 2004).

På en enkel måte formaliserte kapitalverdimodellen idéen om at mer risiko tilknyttet en investering bør medføre høyere forventet avkastning. Modellen ble raskt populær grunnet dens enkelhet og intuitive appell. Den ga innblikk i hvilke faktorer som var avgjørende ved kapitalprising når markedet var i likevekt, der forventet meravkastning på et risikabelt aktivum er proporsjonalt med forventet meravkastning på markedsporteføljen (Alexander, 2008). Dette impliserer at et aktivum kun oppnår høyere forventet avkastning ved å øke den systematiske risikoen (målt ved  $\beta_i$ ). CAPM er gitt ved:

$$E(r_i) = r_f + \beta_i [E(r_M) - r_f] \quad (1)$$

Der  $E(r_i)$  er forventet avkastning for investeringen,  $r_f$  er risikofri rente,  $\beta_i$  er investeringens samvariasjon med markedsavkastningen og  $E(r_M)$  er forventet avkastning til markedsporteføljen. Dette medfører at  $(E(r_M) - r_f)$  utgjør markedets risikopremie.

Modellen bygger på seks forutsetninger (Bodie et al., 2011):

- i. Et stort antall investorer, hvor hver investors formue utgjør en liten andel av den samlede formuen for alle investorer.
- ii. Alle investorer har identisk investeringshorisont.
- iii. Det kan kun investeres i offentlig omsatte verdipapirer, som aksjer og obligasjoner. I tillegg kan investor låne eller låne ut til risikofri rente.
- iv. Det er ingen transaksjonskostnader knyttet til verdipapirhandler, og det betales ingen skatt på avkastningen.
- v. Investor følger Markowitz' porteføljeteori ved allokering av ressurser.
- vi. Investorer analyserer verdipapirer likt og har identisk økonomisk syn på verden (homogene forventninger blant investorene).

Fama & French (2004) fremhevet kapitalverdimodellen som en elegant og intuitivt tilfredsstillende modell for aktivaprisering, men med empiriske problemer. Modellens forutsetninger forenkler virkeligheten, men dette betyr ikke nødvendigvis at modellen ugyldiggjøres. Kapitalverdimodellen baserer seg på porteføljeteori, og er derav en logisk beskrivelse av de resultater som matematisk og økonomisk følger av porteføljeteoriens forutsetninger (Bøhren & Michalsen, 2010)<sup>2</sup>. I senere tid har kapitalverdimodellen vist seg å bli en byggesten for nyere prestasjonsmål.

Jensen (1968) var den første som systematisk testet fonds prestasjoner mot markedsindeksen. Med bakgrunn i CAPM utviklet Jensen en faktormodell for å måle risikojustert avkastning, dette for å se om forvaltere klarte å prestere bedre enn markedet. Modellen estimerer uforklart avkastning ved å benytte historiske data for fonds prestasjoner og markedets utvikling. Den uforklarte avkastningen er kjent som Jensens alfa, og benyttes ofte som prestasjonsmål på porteføljer.

### **2.3 3-faktormodellen**

Kapitalverdimodellen viste seg å fungere i lang tid, før forskning oppdaget karakteristika ved aksjer som tenderte til å gi høyere avkastning enn hva aksjens beta skulle tilsi. En av uregelmessighetene som avvek fra teorien om effisiente kapitalmarkeder (anomali), ble oppdaget av Banz (1981). Han fant at investeringer i små selskaper gjennomsnittlig ga en risikojustert meravkastning relativt til investeringer i store selskaper. Videre viste det seg at også verdieffekten brøt med CAPM når markedet var i likevekt (Rosenberg et al., 1985). Dette da selskaper med høy bokført verdi relativt til markedsverdi ga en systematisk høyere avkastning enn selskaper med lav bokført verdi relativt til markedsverdi.

På bakgrunn av de to overnevnte anomalier utviklet Fama & French 3-faktormodellen (1993). Der kapitalverdimodellen relaterte et aktivums forventede meravkastning til én faktor (markedsbetaen), la Fama & French til risikofaktorene SMB (størrelsesfaktor) og HML (verdifaktor). Dette medførte at porteføljens forventede avkastning ble bestemt av porteføljens følsomhet til tre faktorer. Faktorene implementert av Fama & French er konstruert for å etterligne risikofaktorer tilknyttet størrelse- og verdieffekt. Disse er ikke teoretisk motivert, og konstrueres som differanseavkastninger mellom karakteristiske porteføljer. Størrelsesfaktoren fremkommer av differansen mellom avkastningen til en portefølje bestående av aksjer i små

---

<sup>2</sup> For videre drøfting av forutsetninger ved CAPM se Bøhren, Ø. & Michalsen, D. (2010), s. 111-115

selskaper og en portefølje bestående av aksjer i store selskaper. Verdieffekten hensyntas ved differansen mellom avkastningen til en portefølje bestående av aksjer med høy book-to-market verdi (B/M-verdi) og en portefølje med lav B/M-verdi.

Modellen har et mindre tilfredsstillende teorigrunnlag enn CAPM, men kan vise til bedre empiriske resultater<sup>3</sup>. Studien til Fama & French (1993) viser at størrelse og verdi kan benyttes som en tilnærming for risikofaktorer i aksjeavkastning. Dette er årsaken til implementering av faktorene. Den teoretiske forankringen på størrelses- og verdieffekten forblir derimot åpen og uforklart, men Fama & French kommer opp med mulige plausible ideér<sup>4</sup>.

## 2.4 4-faktormodellen

Jegadeesh & Titman (1993) dokumenterte at man ved å kjøpe selskaper med høy avkastning og selge selskaper med lav avkastning de siste 3-12 måneder, genererte risikojustert meravkastning. Effekten av å beholde forrige periodes vinnere eller tapere ble ikke hensyntatt i 3-faktormodellen. Dette var med på å legge grunnlaget for Carharts (1997) modell, i dag kjent som 4-faktormodellen.

Ved å implementere tilleggsfaktoren PR1YR (momentumfaktor) i 3-faktormodellen ble ett års momentum anomalien av Jegadeesh & Titman reflektert. Der 3-faktormodellen ikke evnet å forklare tverrsnittvariasjonen i avkastning til momentumsorterte porteføljer, kunne 4-faktormodellen vise til bedre forklart variasjon i avkastningen. Videre falt store deler av prisingsfeil bort. Dette var også med å underbygge PR1YR som en delaktig variabel i å forklare avkastning. Meravkastningen skapt av fondsforvaltere kunne dermed tilskrives og forklares av momentumeffekten.

---

<sup>3</sup> Ved å legge til HML og SMB gir 21 av 25 regresjoner forklaringsgrad på over 90 %, mens for Jensens alfa gir 2 av 25 regresjoner  $R^2$  over 0,9 (Fama & French, 1993, s. 21).

<sup>4</sup>Vises her til Fama & French (1992), s. 450–451.

## 2.5 Modellenes anvendelse

Jensens alfa, 3-faktormodellen og 4-faktormodellen benyttes for å undersøke om Morningstar Rating har prediktive evner. I analysen benyttes de tre modellene for beregning av risikojustert avkastning, og muliggjør en sammenligning av fond med ulik risiko- og investeringsprofil. Dette da investor fokuserer på avkastning, og veier dette opp mot risiko man har påtatt seg for å oppnå denne avkastningen (Lhabitant, 2004). Den direkte anvendelsen av modellene til Jensen (1968), Fama & French (1993) og Carhart (1997) gjennomgås og utdypes i kapittel 3.1 om faktormodellene.

## 2.6 Hypotesen om effisiente markeder

Blant de tidligste akademiske studiene som kan knyttes til det vi i dag kjenner som markedseffisiens, er Alfred Cowles publikasjon «*Can Stock Market Forecasters Forecast?*» fra 1933. Studiens resultater viste, ganske nedslående, at profesjonelle aktører ikke kunne forutse fremtidig utvikling.

Først etter datamaskinenes inntog på 50-tallet, ble det mulig å foreta analyser av økonomiske tidsserier. Kendall (1953) var blant de første som studerte aksjemarkedet for å se om aksjemarkedets utvikling kunne predikeres basert på historiske data. Kendalls resultater indikerte at sannsynligheten for opp- og nedgang i aksjekursen virket å være like stor, da historiske prestasjoner ikke virket å gi utslag i fremtidig kursutvikling.

Resultatene fra Kendalls studie kom som en overraskelse på datidens økonomer, da man anså historisk utvikling som et verktøy for å predikere fremtiden. Ifølge Bodie et al. (2011) forsvarte datidens økonomer seg med at dette kom som følge av en uberegnelig markedspsykologi som ikke fulgte logiske regler. Sett i ettertid kom økonomene til å reversere sin tolkning av Kendalls studie. Det ble snart klart at tilfeldige fluktasjoner i aksjeprisen skulle vise seg å være tegn på et velfungerende og effisient marked.

Fama (1965) bygget videre på Kendalls funn, og skrev artikkelen «*Random Walks in Stock Market Prices*». Fama støttet Kendalls funn fra 1953, og konkluderte med at dersom hypotesen om «*random walk*» (tilfeldige fluktasjoner i aksjepris) holdt, problematiserte dette bruken av både teknisk- og fundamentalanalyse. Fama hevdet å ha funnet bevis for at aksjepriser følger en «*random walk*», og at det ikke vil være mulig å predikere utviklingen i aksjepriser.

I 1970 publiserte Fama det som i ettertid har vist seg å bli ett av hovedverkene innen markedseffisiens. Tidligere teoretisk og empirisk litteratur innen «*random walk*» og markedseffisiens ble sammenstilt, og definisjonen om effisiente markeder formalisert. Påfølgende definisjon har i etterkant vist seg å bli en betydelig del av finansøkonomisk litteratur;

«A market in which prices always *fully reflect* available information is called efficient»  
(Fama 1970, s. 383)

Fama skiller mellom svak, halvsterk og sterk form for effisiente markeder, der gradene utelukkende varierer med hvordan man definerer «all tilgjengelig informasjon» (Bodie et al., 2011).

Ved svak form for effisiens reflekteres all informasjon om historiske data i prisen, og historiske priser sier ikke noe om kommende prisutvikling. Dersom investor kan benytte historiske data til å forutse prisutviklingen ville dette allerede vært utnyttet, og inkludert i prisen. Det er denne grad av effisiens som er mest nærliggende for oppgavens analyse. I økonomisk litteratur er det vanlig å ta utgangspunkt i forholdsvis effisiente kapitalmarkeder. Holder teorien om et svakt effisient marked vil Morningstar Rating ikke si noe om kommende utvikling, og en prediktiv evne vil være fraværende.

## **2.7 Konkurransen som kilde til markedseffisiens**

Grossman & Stiglitz (1980) studerte hvorfor analytikerbransjen fortsatt er storindustri. De understreket at markeder ikke alltid vil være effisiente, og at prisen ikke nødvendigvis gjenspeiler tilgjengelig informasjon. Dersom dette var tilfellet ville det ikke være insentiver til å gjennomføre kostbare analyser.

Med utgangspunkt i teorien om «*random walk*» og markedseffisiens er det ikke mulig å skape meravkastning over tid. Dette da samlet forventet meravkastning er lik null i et effisient marked. Dersom aksjeprisen følger «*random walk*», gir det ingen reell verdi å benytte historiske data en handelsstrategi. Holder teorien har ikke stjerneratingen prediktiv evne.

Som nevnt innledningsvis viser tidligere forskning et pessimistisk syn knyttet til sammenhengen mellom fondsrating og fremtidig avkastning. Det er verdt å merke seg at nevnte studier er foretatt på store markedsplasser, eksempelvis USA. Det er ikke unaturlig å anta at graden av effisiens kan variere ved ulike markeder, samt at små aksjer som er gitt

mindre oppmerksomhet og analyse kan være mindre effektivt enn store aksjer (Bodie et al., 2011). Norge er i så måte et relativt lite marked, og spørsmålet er om man lettere kan avdekke og dra nytte av ny informasjon i små markeder.

## **2.8 Persistens**

Capon et al. (1996) og Sirri & Tufano (1998) er blant de som har konkludert med at historisk avkastning i stor grad benyttes som utvalgs-kriterium ved investering i fond. Det kommer derfor ikke som noen stor overraskelse at historiske prestasjoner vektlegges ved markedsføring av fond. Dersom det eksisterer persistens i fondsprestasjoner vil gode (dårlige) prestasjoner gjenta seg i påfølgende periode. Som investor vil man dermed oppnå meravkastning (mindreavkastning) ved å investere i fond som har god (dårlig) prestasjonshistorikk.

Den teoretiske debatten om persistens på fondsprestasjoner relateres ofte til hypotesen om det effisiente marked, og utfordrer i så måte Famas hypotese fra 1970. Dersom historiske kurser kan benyttes for prediksjon av fremtidig avkastning holder ikke hypotesen om svak markedseffisens.

Persistenshypotesen står sentralt i oppgaven da Morningstar Rating utelukkende benytter historiske prestasjoner som beslutningsgrunnlag for stjerneutdeling. Dersom fonds meravkastning vedvarer, vil implementering av historisk avkastning som kriterium rettferdiggjøres som begrunnelse for utvelgelse av fond. Høyt rankede fond genererer da høyere avkastning enn lavt rankede fond, og motsatt. Dette bryter med hypotesen om et svakt effisient marked, da det indikerer at historisk avkastning sier noe om kommende utvikling.

Persistens er et fagfelt det er forsket mye på. Eksempelvis undersøkte Sørensen (2009) hvorvidt det eksisterte persistens i fondsprestasjoner på norske fond i perioden 1982-2009. Studien konkluderte med ingen persistens i fondsavkastningen for hverken taper- eller vinnerfond. Imidlertid fant Elton et al. (1996), Gruber (1996) og Grinblatt & Titman (1992) indikasjoner på positiv persistens på fondsprestasjoner i USA.



## 2.9 Metodologi Morningstar

Morningstar Rating ble introdusert i 1985, og ble utviklet for å sammenligne fond relativt mot hverandre basert på risikojustert avkastning. Fra introduksjonen og til i dag har Morningstar Metodologi (2009) gjennomgått flere endringer. Den største endringen ble iverksatt i juli 2002, da Morningstar begynte å straffe nedsiderisiko hardere enn oppsiderisiko. Ved å legge større vekt på nedadgående variasjoner i avkastningen, blir konsistente prestasjoner belønnet. Samtidig reduseres muligheten for at fondets iboende risiko skjules. Eksempelvis vil ikke fond med store variasjoner gjennom perioden lenger anses som risikofritt, selv med avkastning lik risikofri rente ved periodeslutt.

Før tildelingen av stjerner finner sted, inndeles fondene i ulike kategorier basert på investeringsprofil (Morningstar, 2012). Kategoriseringen legger grunnlaget for sammenligningen av fond, og sikrer at ratingen representerer fondets *faktiske* prestasjon sammenlignet med fond med relativt lik investeringsprofil. Det kan av den grunn kunne være store forskjeller på meravkastningen oppnådd av eksempelvis femstjernersfond for en kategori versus femstjernersfond i en annen kategori. Fra stjerne ratingens introduksjon har det vært en kontinuerlig utvikling i antall kategorier, og Morningstar har per i dag 242 kategorier. Ved økt antall kategorier sørger Morningstar for å redusere faren for at fond gis god rating, uten å ha prestert bedre enn sine jevnbyrdige. Kategorier med stor variasjon i eksponering mot risikofaktorer har liten verdi, og tildeles derfor ikke rating. Videre må fond ha minst tre års avkastningshistorikk innen gjeldende kategori for å bli ratet. Dersom et fond gjennomgår en signifikant endring i investeringsprofil, risikerer det å havne innenfor en ny kategori. Fondet må da opparbeide seg tre år med *ny* avkastningshistorikk innen gjeldende kategori, før fondet igjen blir ratet.

Stjerneutdelingen fra én til fem stjerner, følger en fastlagt fordeling som baserer seg på fondets historiske prestasjoner innen gjeldende kategori. De 10 % beste fondene blir tildelt fem stjerner, de neste 22,5 % mottar fire stjerner, 35 % mottar tre stjerner, 22,5 % neste får to stjerner, mens de dårligste 10 % får én stjerne. Ratingen kalkuleres for tre, fem og ti års perioder, og den totale ratingen fremkommer som et vektet gjennomsnitt av disse (Morningstar, 2009). Vektingen avhenger av antall måneders avkastningshistorikk:

**Tabell 1: Vekting for total rating**

<b>Måneder med total avkastning</b>	<b>Total (vektet) Morningstar Rating</b>
36 - 59	100 % tre års rating
60 - 119	60 % fire års rating 40 % tre års rating
120 eller flere	50 % ti års rating 30 % fem års rating 20 % tre års rating

Vekting for den totale ratingen avhenger av avkastningshistorikkens lengde, der ratingen med lengst tidshorisont tillegges størst vekt.

Når stjernene fordeles, rangeres fondene basert på Morningstar Risk-Adjusted Return (MRAR). MRAR er avkastning justert for avgifter og risiko, hvor risikojusteringen er motivert av teorien om forventet nytte. Ved påføring av teorien om forventet nytte mot risikojustert avkastning kan man tallfeste investors oppfattelse av en avkastning mot en annen. Dette krever imidlertid at man definerer investors grad av risikoaversjon. Grad av risikoaversjon innebærer hvor stor glede (smerte) investor får ved positiv (negativ) avkastning. Det er rimelig å forvente at investor foretrekker høy forventet avkastning og lav risiko fremfor lav forventet avkastning og høy risiko. Investor må ta et valg knyttet til avkastning og risikonivå, noe som viser hvor mye avkastning investor er villig til å gi opp for å redusere risiko.

Eksempelvis kan investor være indifferent mellom et fond med moderat risiko som genererer 12 % avkastning, og et risikofritt fond med avkastning på 8 %. Investor er her villig til å gi opp 4 % avkastning for å redusere risiko. MRAR måler risikofri avkastning som gir investor lik forventet nytte som variabel meravkastning i en risikabel portefølje, gitt Morningstars nyttefunksjon. Ved å konvertere all avkastning til sikkerhetsekvivalenter kan fond sammenlignes på en risikojustert basis. Det vil av denne grunn gis en innføring i oppbygningen av MRAR, og hvilke elementer og faktorer som tas hensyn til.

Morningstar tar utgangspunkt i fonds totale månedsavkastning, som kalkuleres ved:

$$TR_t = \left\{ \frac{P_e}{P_b} \prod_{i=1}^n \left( 1 + \frac{D_i}{P_i} \right) \right\} - 1 \quad (2)$$

Der  $TR_t$  er total månedsavkastning,  $P_b$  er NAV (net asset value<sup>5</sup>) ved månedstart,  $P_e$  er NAV ved månedslutt.  $D_i$  er dividende tidspunkt  $i$  og  $P_i$  er reinvestert NAV per andel tidspunkt  $i$ , mens  $n$  er antall fordelinger per måned (eksempelvis dividendeutbetalinger, fordelte salgsgevinster og kapitalavkastning).

Med bakgrunn i månedlig total avkastning beregnes kumulativ total avkastning som:

$$TR_c = \prod_{t=1}^T (1 + TR_t) - 1 \quad (3)$$

Der  $TR_c$  er kumulativ avkastning som ikke er justert for avgifter, mens antall måneder i perioden er gitt ved  $T$  (eksempelvis 12, 36 eller 60 måneder). Kumulativ total avkastning benyttes videre ved justering for avgifter:

$$LR_c = (1 + TR_c)(1 - F)(1 - R) - D(1 - F) \frac{\min(P_0, P_T)}{P_0} - 1 \quad (4)$$

Hvor  $LR_c$  er kumulativ verdi justert for avgifter,  $F$  er kjøpsavgift,  $R$  er innløsningsavgift,  $D$  er salgavgift,  $P_0$  er NAV ved begynnelsen av perioden og  $P_T$  er NAV ved periodeslutt.

Morningstar benytter avgiftsjustert avkastning og kumulativ total avkastning for beregning av månedlig justeringsfaktor for avgifter. Denne er gitt ved  $a$ , og beregnes som:

$$a = \left( \frac{1 + LR_c}{1 + TR_c} \right)^{\frac{1}{T}} \quad (5)$$

Ved å benytte  $a$ , justeres månedlig avkastning for avgifter:

$$LR_t = a(1 + TR_t) - 1 \quad (6)$$

Fondets geometriske meravkastning for måned  $t$ , etter avgifter, beregnes som:

$$ER_t = \frac{1 + LR_t}{1 + RF_t} - 1 \quad (7)$$

---

<sup>5</sup> Se kapittel 4.3 Avkastning og avgiftsjustering

Den avgiftsjusterte geometriske meravkastningen ligger til grunn for MRAR, og denne beregnes ved:

$$MRAR(\gamma) = \left[ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (1 + ER_t)^{-\gamma} \right]^{\frac{12}{\gamma}} - 1 \quad (8)$$

Der  $\gamma$  representerer grad av risikoaversjon. Denne kan i praksis inneha flere verdier.

Når  $\gamma$  er mindre enn -1 er investor risikosøkende. For  $\gamma$  lik -1 er investor risikonøytral. Vedkommende er da indifferent mellom et risikofritt og et risikofylt alternativ, gitt at forventet gjennomsnittlig aritmetisk avkastning er lik. Ved  $\gamma$  lik 0 er investor indifferent mellom et risikofritt og risikofylt alternativ når forventet gjennomsnittlig geometrisk avkastning er identisk. Dersom  $\gamma$  er større enn 0 krever investor risikopremie for å velge et risikofylt alternativ. Risikopremien må være større enn forskjellen mellom gjennomsnittlig aritmetisk og geometrisk avkastning. Denne øker med økende grad av risikoaversjon.

Morningstars fondsanalytikere har konkludert med at  $\gamma$  lik 2 medfører at fondsratingen er konsistent med en typisk investors risikoaversjon. Morningstar benytter derfor  $\gamma$  lik 2 ved kalkulering av MRAR.

Et ratingsystem som utelukkende er opptatt av prestasjon, uten å ta hensyn til risiko, vil gi stjerner basert på geometrisk gjennomsnittlig avkastning. Da Morningstar benytter MRAR (2) ved utdeling av stjerner, kan fond med identisk avkastning oppnå svært forskjellig rating. Dette med bakgrunn i fondenes tilknyttede risiko. Antar man to fond innen samme kategori med identisk avkastning over perioden, kan disse motta ulik rating som følge av ulik risiko (volatilitet). Med bakgrunn i MRAR (2) vil fondet med høy volatilitet motta lavere rating enn fondet med lav volatilitet. Dersom det utelukkende ble tatt hensyn til avkastningen ville begge fond fått tildelt likt antall stjerner.

### 3 Metode

I dette kapittelet gis en gjennomgang og beskrivelse av benyttede metoder. Metodene tar utgangspunkt i tidligere forskning på stjerneveringens prediktive evner. For å måle fondsprestasjoner benyttes følgende prestasjonsmål; Jensens alfa, 3-faktoralfa og 4-faktoralfa. Med utgangspunkt i fondenes historiske avkastning, benyttes faktormodellene for å avdekke fondenes uforklarte avkastning. Ved beregning av prestasjonsmål er det tatt forutsetninger knyttet til analyseperiode, tidshorisont, risikofri rente og referanseindeks. Forutsetninger og valg presenteres i kapittel 4. Prestasjonsmål og stjernevering benyttes så i en regresjonsmodell inspirert av Blake & Morey (2000), Morey & Gottesman (2006) og Kräussl & Sandelowsky (2007).

#### 3.1 Faktormodellene

CAPM benytter markedsrisiko for å forklare avkastningsforskjeller mellom aktivaklasser, der sammenhengen antas å være lineær. Dersom denne forutsetningen ikke er tilstrekkelig må det finnes et alternativ. Arbitrasjeteori (APT) formulert av Ross (1976) er et nærliggende alternativ, og er basert på tilsvarende tankegang. Teorien inkluderer empirisk signifikante risikofaktorer knyttet til størrelse, vekstpotensial og markedsrisiko. I så henseende kan CAPM sees som et spesialtilfelle av APT når markedets avkastning antas å være eneste relevante faktor (Copeland et al., 2005). Faktormodellen utviklet av Jensen (1968), 3-faktormodellen utviklet av Fama & French (1993) og 4-faktormodellen til Carhart (1997) kan i så måte best forstås gjennom APT-rammeverket. En utredning og forklaring av det tekniske aspektet for estimeringen ved faktormodellene vil derfor tas.

Jensen ønsket å benytte CAPM til å estimere avkastningen som ikke forklares av markedets utvikling. Denne avkastningen symboliseres ved konstantleddet ( $\alpha_i$ ) i ligning 9.

$$[R_{i,t} - R_{f,t}] = \alpha_i + \beta_i RMRF_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

Den avhengige variabelen  $R_{i,t} - R_{f,t}$  representerer meravkastning utover risikofri rente for aktiva  $i$ .  $RMRF_t$  er markedets avkastning fratrukket risikofri rente, og er eneste forklaringsvariabel i modellen. Regresjonens feilledd er representert ved  $\varepsilon$ .

Fama & French (1993) videreutviklet Jensens modell, og inkluderte risikofaktorene SMB og HML. Deres modell presenteres som:

$$[R_{i,t} - R_{f,t}] = \alpha_i + \beta_{1,i}RMRF_t + \beta_{2,i}SMB_t + \beta_{3,i}HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

Faktorene konstrueres ved å dele aktuelt marked i to undergrupper basert på selskapenes størrelse, der markedsverdien er lavere (S) eller høyere (B) enn medianen. Selskapene deles så opp i tre undergrupper basert på B/M-verdi; lav (L), medium (M) og høy (H) verdi. Man har da seks porteføljer (SL, SM, SH, BL, BM, BH) basert på størrelse og verdi, og av disse beregnes faktorene for ønsket tidsperiode ved:

$$SMB = \left(\frac{1}{3}SL + \frac{1}{3}SM + \frac{1}{3}SH\right) - \left(\frac{1}{3}BL + \frac{1}{3}BM + \frac{1}{3}BH\right) \quad (11)$$

$$HML = \left(\frac{1}{2}SH + \frac{1}{2}BH\right) - \left(\frac{1}{2}SL + \frac{1}{2}BL\right) \quad (12)$$

Næs et al. (2007) presenterer *SMB* som en portefølje der man har kort posisjon i store selskaper og lang posisjon i små selskaper. Tilsvarende er *HML* en portefølje der man går lang i aksjer med høy B/M-verdi og kort i aksjer med lav B/M-verdi.

3-faktormodellen utviklet av Fama & French la grunnlaget for Carharts 4-faktormodell (1997), der PR1YR implementeres som fjerde forklaringsvariabel. Faktoren er inkludert for å fange opp momentumanomalien, og modellen presenteres ved ligning 13.

$$[R_{i,t} - R_{f,t}] = \alpha_i + \beta_{1,i}RMRF_t + \beta_{2,i}SMB_t + \beta_{3,i}HML_t + \beta_{4,i}PR1YR_t + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

Momentumfaktoren beregnes ved å rangere selskapene basert på avkastningen de 11 foregående månedene, før de deles inn i tre porteføljer. Porteføljene består av de selskapene med 30 % høyest, 40 % middels og 30 % lavest avkastning. PR1YR fremkommer da som differansen mellom gjennomsnittlig avkastning for de beste og dårligste selskapene i tidsperioden.

Data for faktorporteføljene er hentet fra hjemmesidene til Bernt Arne Ødegaard<sup>6</sup>. Ødegaard benytter samme fremgangsmåte som Fama & French (1993) og Carhart (1997) for å regne ut SMB, HML og PR1YR for det norske markedet.

<sup>6</sup> [http://finance.bi.no/~bernt/financial\\_data/ose\\_asset\\_pricing\\_data/pricing\\_factors\\_monthly.txt](http://finance.bi.no/~bernt/financial_data/ose_asset_pricing_data/pricing_factors_monthly.txt)

Felles for de tre modellene er at  $\alpha_i$  symboliserer avkastningen som ikke forklares av faktorene, også omtalt som uforklart avkastning. Denne avkastningen benyttes ofte som mål på fondsforvalternes prestasjoner.

I oppgaven gjennomføres regresjoner av fondene ved de tre faktormodellene. Basert på regresjonresultatene, samt månedlig fondsavkastning og faktorverdier, estimeres månedlige alfaer for hvert fond. Nevnte alfaer ligger til grunn for beregning av ett, tre og fem års uforklart avkastning, som benyttes i analysen.

### 3.2 Regresjon med dummyvariabler

For å undersøke i hvilken grad Morningstar Rating kan benyttes til prediksjon for fondsprestasjoner, benyttes regresjon med dummyvariabler. Regresjonen tar utgangspunkt i uforklart avkastning ved ett, tre, og fem års tidshorisont og Morningstar Rating.

Regresjonsligningen uttrykkes ved:

$$\alpha_i = C + \beta_1 D1_i + \beta_2 D2_i + \beta_3 D3_i + \beta_4 D4_i + \varepsilon_i \quad (14)$$

Der:

$\alpha_i =$  estimert uforklart avkastning ved Jensens alfa, 3-faktor- eller 4-faktormodellen for fond  $i$ .

$D1_i =$  1 om fond  $i$  har mottatt Morningstar Rating lik 1, 0 ellers.

$D2_i =$  1 om fond  $i$  har mottatt Morningstar Rating lik 2, 0 ellers.

$D3_i =$  1 om fond  $i$  har mottatt Morningstar Rating lik 3, 0 ellers.

$D4_i =$  1 om fond  $i$  har mottatt Morningstar Rating lik 4, 0 ellers.

$\varepsilon_i =$  feilleddet for fond  $i$ .

I regresjonen er fond med fem stjerner referansegruppen for dummyvariablene.  $C$  representerer dermed den forventede risikojusterte avkastningen for fond  $i$  med fem stjerner. Ved å benytte femstjernesfond som referansegruppe vil lavere rankede fond måles mot fond med høyest historisk risikojustert avkastning.

Dersom stjerneratingen kan benyttes for å predikere prestasjon, vil regresjonene gi signifikant negative regresjonskoeffisienter der  $\beta_1 < \beta_2 < \beta_3 < \beta_4$ . Eksempelvis vil signifikant *negativ*  $\beta_4$  implisere dårligere prestasjoner for firestjernesfond en for referansegruppen (femstjernesfond). Signifikant *positiv*  $\beta_4$  impliserer at fondsgruppen med fire stjerner har prestert bedre enn referansegruppen. Tilsvarende vil gjelde for alle regresjonskoeffisientene i analysen.

En inkludering av ulike tidshorisonter gjør det mulig å avdekke eventuelle skift i prediksjonsevnen ved endret tidshorizont. Dette da det antas at prediksjonsevnen ved ulike tidshorisonter kan være av interesse for investor. I tillegg til ulike tidshorisonter vil analysene gjennomføres med avgiftsjustert avkastning. Dette for å undersøke i hvilken grad en justering for avgifter påvirker ratingsystemets prediksjonsevne. Hvordan kjøps- og salgavgift blir hensyntatt beskrives nærmere i kapittel 4.3.

### 3.3 Gyldighet

Minste kvadraters metode (OLS) brukes til å fange opp hvordan en variabel påvirkes av andre variabler. Brooks (2008) poengterer at dersom estimatene fra OLS skal være optimale og koeffisientverdiene gyldige, må fem forutsetninger være oppfylt;

1.  $E(u_t) = 0$  (feilleddene har gjennomsnitt lik null)
2.  $\text{var}(u_t) = \sigma^2 < \infty$  (feilleddene har konstant varians)
3.  $\text{cov}(u_i, u_j) = 0$  (feilleddene er uavhengige av hverandre)
4.  $\text{cov}(u_t, x_t) = 0$  (feilleddene er uavhengige av forklaringsvariablene)
5.  $u_t \sim N(0, \sigma^2)$  (feilleddene er normalfordelte)

der alle forutsetningene er knyttet til det uobserverte feilleddet. For å avgjøre i hvilken grad forutsetningene er oppfylt må residualene fra de gjennomførte regresjonene analyseres.

Dersom forutsetningene er oppfylt er estimatene BLUE (Best Linear Unbiased Estimators) (Studenmund 2011). Estimatene fra regresjonen har da lavest mulig varians sammenlignet med alle mulige lineære estimater. Det vil verken være over- eller underestimert av koeffisientene slik at koeffisientestimatene i gjennomsnitt vil være lik de faktiske verdiene. I hvilken grad forutsetningene er oppfylt, og hvilke korrigeringer som eventuelt er gjennomført, diskuteres i kapittel 5.1.



## 4 Data

I dette kapittelet gis en presentasjon av datasettet benyttet i analysen. Data knyttet til faktorporteføljene og informasjon om fondenes kjøps- og salgsavgifter er hentet fra offentlig tilgjengelige kilder. Månedlig rating og avkastningstall er mottatt direkte fra Morningstar Norge.

### 4.1 Fondsdata

En viktig og betydningsfull del av studien har vært innhenting og bearbeiding av datamaterialet. I Morningstars database er det per dags dato 385 norskregistrerte fond. Med et ønske om å fokusere på den norske investor, er det valgt norskregistrerte fond tilhørende Morningstar Kategori "Norge" og "Norden". Dette med bakgrunn i en antagelse om at den norske investor har preferanser for fond med nære investeringsunivers.

De to kategoriene er vurdert til å generere et tilstrekkelig utvalg fond, samtidig som oppgavens omfang får en naturlig avgrensning. Avgrensningene resulterer i et utgangspunkt på 88 fond registrert på Oslo Børs. Av disse er tolv fond ekskludert som følge av for få måneder med rating i analyseperioden. Det endelige datasettet består av 76 fond, hvor 58 fond tilhører kategorien "Norge" og 18 tilhører "Norden"<sup>7</sup>.

**Tabell 2: Oversikt fordeling av fond mellom kategorier**

	Kategori "Norge"	Kategori "Norden"	Totalt
<b>Antall norskregistrerte fond</b>	68	20	88
<b>Fond benyttet i analyse</b>	58	18	76

Ulikhet mellom antall norskregistrerte fond fra rådata og antall fond benyttet i analysene. Differansen skyldes ekskludering grunnet for få måneder med ratinghistorikk.

<sup>7</sup> For oversikt over benyttede fond, se tabell 8 i appendiks.

Tabell 3 presenter deskriptiv statistikk for utvikling i antall ratede fond gjennom analyseperioden.

**Tabell 3: Årlig deskriptiv statistikk for rating (alle fond)**

<u>Utvalg</u>	<u>1-stjerne</u>	<u>2-stjerner</u>	<u>3-stjerner</u>	<u>4-stjerner</u>	<u>5-stjerner</u>
<b>2003</b> N=53	5,7 % 3	24,5 % 13	35,8 % 19	22,6 % 12	11,3 % 6
<b>2004</b> N=61	8,2 % 5	17,7 % 12	37,7 % 23	26,2 % 16	8,2 % 5
<b>2005</b> N=63	9,5 % 6	17,5 % 11	34,9 % 22	28,6 % 18	9,5 % 6
<b>2006</b> N=68	8,8 % 6	16,2 % 11	41,2 % 28	22,1 % 15	11,8 % 8
<b>2007</b> N=70	7,1 % 5	14,3 % 10	38,6 % 27	27,1 % 19	12,9 % 9
<b>2008</b> N=72	5,6 % 4	16,7 % 12	37,5 % 27	27,8 % 20	12,5 % 9
<b>2009</b> N=74	5,4 % 4	18,9 % 14	36,5 % 27	29,7 % 22	9,5 % 7
<b>2010</b> N=76	3,9 % 3	18,4 % 14	32,9 % 25	35,5 % 27	9,2 % 7
<b>2011</b> N=76	3,9 % 3	26,3 % 20	26,3 % 20	34,2 % 26	9,2 % 7
<b>2012</b> N=76	5,3 % 4	23,7 % 18	42,1 % 32	22,4 % 17	6,6 % 5

Deskriptiv statistikk for rating ved inngangen av hvert år og alle fond samlet i én kategori. N angir totalt antall fond.

Fra analyseperiodens start og frem til 2012 ser man at antall fond har økt med nærmere 50 %. Dette kan skyldes at flere fond har oppnådd kravet om 3 års avkastningshistorikk innen gjeldende Morningstar Kategori. Som nevnt i kapittel 2.9. følger ratingen en normalfordeling. Årsaken til avvik fra normalfordeling stammer fra nevnte ekskludering av fond, samt at utenlandsregistrerte fond ikke er inkludert i analysen.

## **4.2 Valg av analyseperiode og tidshorisonter**

For å redusere eventuelle ekstreme påvirkninger fra enkelthendelser i tidsperioden, er det til en hver tid ønskelig med lengst mulig analyseperiode. Morningstar endret som nevnt metodikk for utdeling av stjerner juli 2002, noe som setter føringer for valg av tidsperiode for datasettet. Dette grunnet ønsket om å undersøke stjerneratingens prediktiv evne ved dagens metodologi. Analysen består derfor av rating og avkastningstall fra juli 2002. Ved datainnsamlingen er avkastning for desember 2012 siste tilgjengelige observasjon, noe som setter en naturlig slutt for tidsperioden.

Valg og begrensninger resulterer i et datasett bestående av data med opp til 132 måneders avkastning- og ratinghistorikk, og analyser med ulike tidshorisonter muliggjøres. Analysene baserer seg på ett, tre og fem års avkastning, for på denne måten kunne gi et innblikk i ratingens prediktive evner på både kort og lang sikt. Tidshorisontene er dermed i større grad konsistent med prestasjonshistorikk som ofte oppgis i aviser, markedsføring og lignende.

### 4.3 Risikofri rente

Som poengtert i kapittel 3.1 benyttes fondets meravkastning som avhengig variabel i faktormodellene. Denne finnes ved fondets avkastning fratrukket risikofri rente. En tilnærming til risikofri rente er derfor nødvendig.

Fama & French (1993) og Carhart (1997) benyttet i sine analyser amerikanske én-måneders statskasseveksel (Treasury bills). Det amerikanske markedet er dog mer likvid enn det norske markedet, noe som kan medføre at norsk statskasseveksel er ustabil som tilnæringsgrunnlag til risikofri rente.

I praksis finnes det intet aktivum som gir avkastning helt uten risiko, men et godt norsk alternativ er Norwegian Inter Bank Offered Rate (NIBOR). NIBOR er en samlebetegnelse på norske pengemarkedsrenter, og er ment å gjenspeile rentenivået långiver krever for et usikret utlån i norske kroner<sup>8</sup>. Dette er også renten foretrukket av Ødegaard (2012). Det er derfor benyttet effektiv NIBOR, med én måneds løpetid<sup>9</sup>. Denne er av Norges Bank beregnet årlig, og derfor transformert til månedlig med påfølgende formel:

$$Rf_{m\ddot{a}nedlig} = (1 + Rf_{\ddot{a}rlig})^{\left(\frac{1}{12}\right)} - 1 \quad (15)$$

### 4.4 Referanseindeks

For å måle et fonds relative prestasjon er det nødvendig med en referanseindeks. Valg av referanseindeks er i så måte avgjørende ved måling av fonds prestasjoner. Desto høyere avkastning på porteføljen som benyttes som referanse, desto vanskeligere er det for fond å prestere bedre enn referanseporteføljen.

---

<sup>8</sup> <http://www.fno.no/Hoved/Fakta/Verdipapirer-og-kapitalforvaltning/Faktaark-verdipapirer-og-kapitalforvaltning-A---A/Pengemarkedsrenter/NIBOR/>

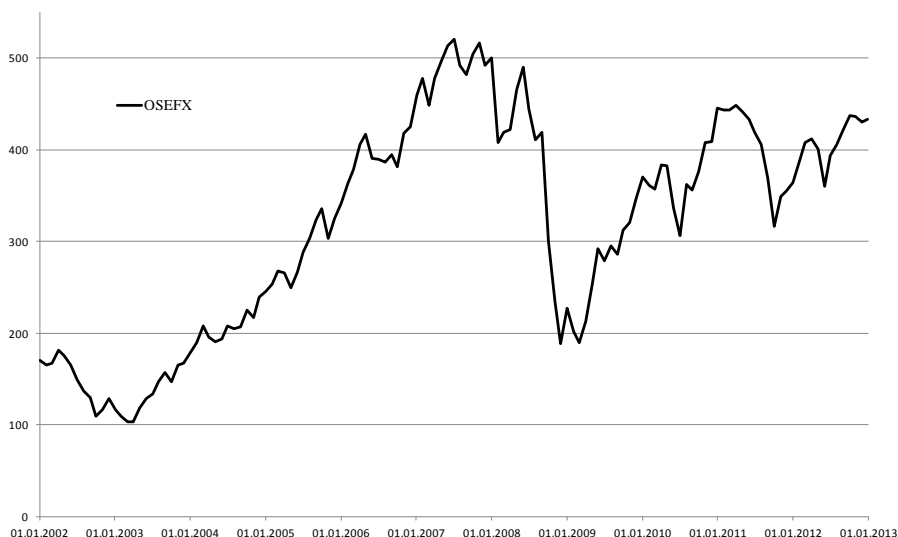
<sup>9</sup> <http://www.norges-bank.no/no/prisstabilitet/rentestatistikk/nibor-effektiv-rente-manedsgjennomsnitt-av-daglige-data/>

Ønsket referanseindeks oppgis normalt i fondenes prospekter. Fondene i kategori "Norge" oppgir i hovedsak Oslo Børs Fondindeks (OSEFX), mens fondene i kategori "Norden" har en større variasjon i oppgitte referanseindekser.

Med bakgrunn i at oppgaven søker å ta for seg bruksnyttene av Morningstar Rating for norske investorer, benyttes OSEFX som referanseindeks. Dette uavhengig av fondenes kategoritilhørighet. OSEFX er en vektjustert versjon av OSEBX (Oslo Børs Hovedindeks), og vektjusteres i henhold til UCITS (Undertakings for Collective Investment in Transferable Securities) direktiver for fondsinvesteringer. Direktivet innebærer at et verdipapir ikke kan være vektet mer enn 10 % av total markedsverdi i indeks og verdipapirer med vekt over 5 % ikke må overstige 40% av markedsverdi samlet sett <sup>10</sup>.

OSEFX representerer i utgangspunktet ikke en benchmark for fond med hovedvekt av investeringer utenfor Norge. Bruk av denne kan dermed medføre komplikasjoner for fond tilhørende kategori "Norden". Det er å forvente at fond i kategori "Norge" korrelerer med OSEFX i større grad enn hva tilfellet er for fond i "Norden". Lavere korrelasjon med OSEFX medfører en lavere koeffisient for RMRF, som kan medføre en overestimering av den uforklarte avkastningen.

**Figur 1: Historisk utvikling Oslo Børs Fondindeks**



Historisk utvikling for Oslo Børs Fondindeks fra januar 2002 til januar 2013.

<sup>10</sup> [http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexOverview?newt\\_\\_ticker=OSEFX](http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexOverview?newt__ticker=OSEFX)

Ved valg av referanseindeks finnes trolig ingen fundamental fasit. Det man kan si med sikkerhet er at valg av referanseindeks har påvirkning på resultater som forekommer fra analysen, og et annet valg kan gi andre resultater.

#### 4.5 Avkastning og avgiftsjustering

Analyser gjennomføres ved bruk av månedlig utvikling i NAV (net asset value) tilsendt fra Morningstar Norge. NAV fremkommer fra fondets totale eiendeler fratrukket forvaltningsavgift, dividert på antall utestående andeler. I tillegg justeres NAV for dividendeutbetalinger. NAV hensyntar derimot ikke kjøps- og salgsgift.

Morningstar Rating hensyntar både kjøps- og salgsgifter når fond rates, og det er følgelig et sentralt spørsmål hvorvidt man bør benytte avgiftsjusterte eller ikke-avgiftsjusterte avkastninger i beregningene.

Tidligere litteratur på fondsprestasjoner har hatt varierende fokus på avgiftsjustering. Enkelte har ikke gjennomført avgiftsjusteringer (Elton et al., 1996 og Carhart, 1997), mens andre har presentert resultater som er både avgiftsjusterte og ikke-avgiftsjusterte (Gruber, 1996). Fra investors perspektiv anses det som nærliggende å anta at den avgiftsjusterte avkastningen vil være av størst betydning.

I lys av problematikken tilknyttet avgiftsjustering benyttes en tilnærming lik Blake & Morey (2000). For både kjøps- og salgsgift antas en investor som holder sin posisjon i fondet i 12, 36 eller 60 måneder. Kjøpsavgiften dekkes av et engangsbeløp ved periodestart, der investor låner et beløp tilsvarende avgiften. Lånet tilbakebetales som månedlig annuitet i løpet av perioden. Matematisk fremstilles kjøpsavgiften som:

$$f^m = \frac{f}{\sum_{j=1}^h (1+r)^{-j}} \quad (16)$$

Der  $f^m$  er månedlig avgiftsjustering,  $r$  er månedlig risikofri rente (månedlig geometrisk gjennomsnitt av 1 måneds NIBOR for perioden),  $f$  representerer kjøpsavgiften og  $h$  antall måneder fondet holdes.

Avkastning justert for kjøpsavgift uttrykkes som:

$$R_{it}^{LA} = R_{it} - f^m \quad (17)$$

Der  $R_{it}$  er ikke-avgiftsjustert månedlig avkastning for fond  $i$  måned  $t$ , og  $R_{it}^{LA}$  er månedlig avkastning justert for kjøpsavgift.

Justering for salgsavgift er noe annerledes, da salgsavgiften oppstår ved periodeslutt. Det antas at investor forhåndsbetaler salgsavgiften med månedlige betalinger gjennom perioden. Konvertering av salgsavgiften gjennomføres ved:

$$d^m = \frac{d}{\sum_{j=1}^h (1+r)^j} \quad (18)$$

Der  $d^m$  er månedlig justering for salgsavgift og  $d$  er salgsavgiften (i prosent). Dette gir en justert avkastning etter salgsavgift uttrykt som:

$$R_{it}^{DLA} = R_{it} - d^m \quad (19)$$

Der  $R_{it}$  er ikke-avgiftsjustert månedlig avkastning for fond  $i$  måned  $t$ , og  $R_{it}^{DLA}$  er avkastning justert for salgsavgift for fond  $i$  måned  $t$ . Da salgsavgiften reduseres ved økt tidsperiode, vil denne utgjøre en svært liten del når en tidshorisont på fem år benyttes. Salgsavgiften neglisjeres derfor ved oppgavens lengste tidshorisont.

De enkelte fonds salgs- og kjøpsavgifter er hentet fra Morningstar Norge sine hjemmesider.

## 4.6 Overlevelsesskjevhet

Opgavens datasett inneholder kun fond som eksisterer i dag, noe som medfører en risiko for overlevelsesskjevhet. Det er i så henseende naturlig å anta at fond med vedvarende dårlige prestasjoner kan forsvinne ved at fond enten fusjonerer, skifter navn eller likvideres.

I praksis forvalter mange forvaltningsselskap flere fond, med både små og store forskjeller i investeringsprofil. Veien til endring av navn og/eller fusjonering kan være kort, og dermed medføre at dårlig prestasjonshistorikk forlages. Som funnet av Del Guercio & Tkac (2008) har godt presterende fond lettere for å tiltrekke seg ny kapital, noe som er essensielt for fondets videre eksistens.

Overlevelsesskjevhet er tidligere studert av blant annet Brown et al. (1992) og Brown & Goetzmann (1995). Begge fant signifikant overlevelsesskjevhet for det amerikanske

fondsmarkedet, der fond som forsvant hadde prestert dårligere enn de overlevende. Sørensen (2009) studerte overlevesskjevhet i det norske fondsmarkedet, og fant signifikant overlevesskjevhet også her.

Tidligere forskning på overlevesskjevhet viser at problematikken er høyst relevant når stjerneratingens prediktive evne studeres. Dersom fond med vedvarende dårlige prestasjoner forsvinner, er dette mest trolig fond med én eller to stjerner. Et eventuelt frafall av dårlig presterende fond medfører en overvekt av fond med gode prestasjoner i analyseperioden. Analysen og de resultater som fremkommer er av den grunn sensitive for overlevesskjevhet, spesielt med tanke på antall fond som er inkludert i analysen.

Det ville vært optimalt å besitte informasjon om fond forsvunnet i analyseperioden. Dette ville økt resultatenes, og dermed studiens, gyldighet. Når resultatene studeres er det viktig å hensynta mulige effekter av eventuell overlevesskjevhet.

## 5 Empiriske resultater og analyse

I dette kapittelet blir først regresjonenes gyldighet diskutert, før analysens funn presenteres ved en todeling. I del én presenteres resultater for ratingsystemets prediktive evne for hele analyseperioden (juli 2002 til desember 2012), mens det i del to rettes fokus mot spesifikke tidsperioder.

Dersom ratingsystemet har prediktive evner ved ulike prestasjonsmål og tidsperioder, er det en positiv sammenheng mellom stjernevering og alfa. Hvis ratingsystemet ikke har prediktive evner er det ingen sammenheng mellom alfa og rating.

### 5.1 Gyldighetstester

Som forklart i kapittel 3.3 må fem forutsetninger oppfylles for at estimer fra OLS skal være BLUE. Det er derfor viktig med robusthetstester av regresjonene i analysen, for å undersøke om forutsetningene er oppfylt. Det vil også beskrives hvilke metoder og korrigeringer som gjennomføres om forutsetningene brytes. Dette for å forbedre resultatenes gyldighet.

#### 5.1.1 Feilleddene har gjennomsnitt lik null

$E(u_t) = 0$ . Her forutsettes at feilleddenes gjennomsnitt er lik null. Denne forutsetningen holder så lenge regresjonsmodellen inneholder et konstantledd. Da alle gjennomførte regresjoner innehar et konstantledd er forutsetningen oppfylt til en hver tid.

#### 5.1.2 Feilleddene har konstant varians

$\text{Var}(u_t) = \sigma^2 < \infty$ . Denne forutsetningen krever at feilleddene har konstant varians, altså homoskedastisitet. Dersom feilleddene ikke har konstant varians er modellen preget av heteroskedastisitet. Ved heteroskedastisitet underestimerer OLS standardfeilene, og testene gir en for presis estimering av modellen. Regresjonskoeffisientene er da ikke BLUE.

For å teste om regresjonene er utsatt for heteroskedastisitet benyttes Whites-test. Denne testen gjennomføres ved å sette de kvadrerte residualene som avhengig variabel i en regresjonsmodell. De uavhengige variablene i modellen er de opprinnelige forklaringsvariablene, disse kvadert og kryssproduktene av variablene. Testobservatoren fremkommer fra den ujusterte forklaringsgraden til regresjonen ( $R^2$ ) multiplisert med antall observasjoner ( $n$ ). Denne sjekkes mot kritisk verdi fra tabellen til  $k$ -kvadratfordelingen, med frihetsgrader lik antall forklaringsgrader. Whites-test indikerer stort innslag av



heteroskedastisitet i datamaterialet som benyttes, og metoden utviklet av Newey og West (1987) benyttes for korreksjon.

### **5.1.3 Feilleddene er uavhengige av hverandre**

$\text{Cov}(u_i, u_j) = 0$ . Her forutsettes uavhengige feilledd, altså ingen autokorrelasjon (seriekorrelasjon). Konsekvensene ved å benytte OLS ved autokorrelasjon er, som ved heteroskedastisitet, at regresjonskoeffisientene ikke er BLUE.

For å avdekke eventuell autokorrelasjon er det benyttet Durbin-Watson test. Testene viser tydelige problemer med autokorrelasjon. En mulig årsak til autokorrelasjon er treghet i ratingen da denne bygger på historisk avkastning. Eksempelvis vil utdeling av rating for fond med over ti års ratinghistorikk medføre at 50 % av fondets totale rating stammer fra ti års rating, 30 % fra fem års rating og 20 % fra tre års rating (se tabell 1 s. 12). Av dette ser man at én måneds rating utgjør en svært liten del av den totale ratingen. Dette kan medføre treghet, og dermed indikere persistens i ratingen. Metoden til Newey & West (1987) korrigerer også for autokorrelasjon, og denne benyttes med maksimalt ett lag.

### **5.1.4 Feilleddene er uavhengige av forklaringsvariablene**

$\text{cov}(u_t, x_t) = 0$ . Residualene forutsettes å være uavhengige av forklaringsvariablene. Da forklaringsvariablene blir bestemt eksogent, og det benyttes allment anerkjente modeller, er denne forutsetningen oppfylt.

### **5.1.5 Feilleddene er normalfordelte**

$u_t \sim N(0, \sigma^2)$ . Den siste av de fem forutsetningene omhandler normalfordelte residualer. En fordeling sies å være normalfordelt når skjevhet er null og kurtose er tre. For å kontrollere for ikke-normalfordeling benyttes Doornik-Hansen test. Testene viser tydelige tegn på ikke-normalfordelte residualer. Sentralgrensesetningen sier dog at forutsetningen om normalfordeling sikres om antall observasjoner er høyt nok (Studenmund 2011). Da datasettet består av mange observasjoner, antas denne forutsetningen å holde.

## 5.2 Prediktiv evne for hele analyseperioden

Studiens resultater fra hele tidsperioden sett under ett fremstilles i to seksjoner. I første del presenteres resultater der alle fond betraktes som en del av én (fiktiv) kategori, uavhengig av investeringsprofil (og dermed kategori). Her søkes å avdekke om Morningstar Rating kan benyttes som et prediktivt verktøy ved valg av fond, selv om fondene har forskjellig investeringsprofil. I del to fordeles fondene til sine respektive kategorier. Dette for å avdekke om stjerneratingen har ulik prediksjonsevne for norskregistrerte fond i kategori “Norge” og “Norden”.

Ved presentasjon av funn gjennomgås disse systematisk. Først presenteres antall signifikante regresjonskoeffisienter og tilhørende fortegn for hver tidshorisont. Resultater utdypes så mer spesifikt for hvert prestasjonsmål ved hver horisont. Det trekkes så en overordnet konklusjon om stjerneratingen er prediktiv ved gjeldende tidshorisont og prestasjonsmål. Avslutningsvis trekkes en generell konklusjon for ratingens prediktive evne for gjeldende kategori, der dette relateres mot teori og tidligere forskning.

Regresjoner gjennomføres ved bruk av resultater fra faktormodellene til Jensen (1968), Fama & French (1993) og Carhart (1997). I tillegg til benyttelse av ulike prestasjonsmål, gjennomføres regresjoner med avkastningstall som er både er avgiftsjustert og ikke-avgiftsjustert. Dette for å se om fondenes kjøps- og salgavgift har innvirkning på stjerneratingens prediktive evne.

Da forskjellen i prediktiv evne ved bruk av avgiftsjustert og ikke-avgiftsjustert avkastning viste seg å være små, er det valgt å presentere avgiftsjustert alfa. Ikke-avgiftsjusterte alfaverdier for de ulike prestasjonsmålene presenteres i appendiks.

## 5.2.1 Alle fond som del av én kategori

Resultater fra regresjoner der fondene studeres som en del av samme kategori for hele tidsperioden (juli 2002 til desember 2012) presenteres i tabell 4. Regresjonsligningen for den benyttede modellen er som beskrevet i avsnitt 3.2:

$$\alpha_i = C + \beta_1 D1_i + \beta_2 D2_i + \beta_3 D3_i + \beta_4 D4_i + \varepsilon_i \quad (14)$$

Modellen impliserer at fond med fem stjerner har estimert uforklart avkastning<sup>11</sup> tilsvarende konstantleddet, representert ved verdien i første kolonne i tabellen.

For lavere ratede fond beregnes estimert uforklart avkastning for hver enkelt tidshorisont ved konstantleddet tillagt regresjonskoeffisienten tilhørende antall stjerner for fondet. Dette følger av dummykodingen basert på fondenes rating.

**Tabell 4: Regresjon med avgiftsjusterte alfaer for hele perioden (alle fond i én kategori)**

	Konstant (5 stjerner)	$\beta_1$ (1 stjerne)	$\beta_2$ (2 stjerner)	$\beta_3$ (3 stjerner)	$\beta_4$ (4 stjerner)	R <sup>2</sup>	F-statistikk
<b>Avgiftsjustert Jensens Alfa</b>							
1 år	0,009** (2,01)	-0,036*** (-5,14)	-0,026*** (-5,32)	-0,023*** (-4,82)	-0,013*** (-2,76)	0,015	12,6***
3 år	0,035*** (4,11)	-0,032** (-2,43)	-0,021** (-2,1)	-0,021** (-2,37)	-0,012 (-1,35)	0,004	2,62**
5 år	0,029** (2,28)	-0,029 (-1,53)	0,004 (0,3)	0,009 (0,67)	0,020 (1,46)	0,006	3,02**
<b>Avgiftsjustert 3-faktoralfa</b>							
1 år	0,009** (2,31)	-0,038*** (-5,62)	-0,029*** (-6,29)	-0,024*** (-5,4)	-0,013*** (-2,98)	0,019	17,14***
3 år	0,041*** (5,26)	-0,047*** (-3,71)	-0,035*** (-3,92)	-0,028*** (-3,44)	-0,019** (-2,32)	0,010	5,88***
5 år	0,038*** (3,16)	-0,046** (-2,53)	-0,014 (-1,07)	-0,002 (-0,17)	0,008 (-0,61)	0,008	4,26***
<b>Avgiftsjustert 4-faktoralfa</b>							
1 år	0,011*** (2,7)	-0,026*** (-3,85)	-0,028*** (-6,11)	-0,021*** (-4,69)	-0,013*** (-2,9)	0,014	12,92***
3 år	0,046*** (5,91)	-0,009 (-0,71)	-0,028*** (-3,14)	-0,016*** (-2,0)	-0,016** (-1,91)	0,004	3,03**
5 år	0,047*** (4,07)	0,012 (0,64)	-0,001 (-0,07)	0,018 (1,44)	0,014 (1,16)	0,003	2,23*

Verdi for regresjonskoeffisienter tilknyttet regresjon ved bruk av dummyvariabler for alle fond som del av én kategori. Alle tall er basert på uforklart avkastning påfølgende tidshorisont (ett, tre eller fem år) etter mottatt rating i tidsperioden juli 2002 til desember 2012. Konstantleddet symboliserer uforklart avkastning for fond med fem stjerner, mens  $\beta_i$  symboliserer betaverdi tilknyttet fond med  $i$  stjerner. T-statistikk i parentes under hver respektive koeffisient. \* signifikant på 10 % nivå, \*\* signifikant på 5 % nivå og \*\*\* signifikant på 1 % nivå.

<sup>11</sup> Avkastning som ikke forklares av inkluderte faktorer i modellene til Jensen (1968), Fama & French (1993) og Carhart (1997)

Samlet for alle prestasjonsmål ved ett års tidshorisont er tolv av tolv regresjonskoeffisienter signifikant negative, alle på 1 % nivå. F-statistikken viser at de tre regresjonene er signifikant på 1 % nivå.

Jensens alfa og 3-faktoralfa viser, i tillegg til signifikante koeffisienter, stigende regresjonskoeffisienter fra  $\beta_1$  til  $\beta_4$  ved ett års tidshorisont. Stigende koeffisienter betyr at estimert uforklart avkastning er høyere dess høyere rating. Dette indikerer god prediksjonsevne for stjerne ratingen, og man ser en positiv sammenheng mellom rating og alfa. Dette da ratingen er prediktiv for fremtidig prestasjon når koeffisienter er signifikant negative i rekkefølgen;  $\beta_1 < \beta_2 < \beta_3 < \beta_4$ .

Regresjonskoeffisientenes størrelsesorden endres derimot ved 4-faktoralfa og ett års tidshorisont. Her er estimert uforklart avkastning for tostjernesfond lavere enn for énstjernesfond, da  $\beta_2 < \beta_1$ . Av denne grunn kan ikke modellen sies å vise gjennomgående god prediksjonsevne ved dette prestasjonsmålet. Stjerne ratingen viser dog evne til å skille godt presterende fond (tre, fire og fem stjerner) fra dårligere presterende fond (én og to stjerner).

Tabell 4 viser at konstantleddet til modellen ved 3-faktoralfa og ett års tidshorisont er 0,009. Den økonomiske tolkningen av dette er at femstjernesfond har estimert uforklart avkastning på 0,9 % påfølgende år etter mottatt rating. Man ser at regresjonskoeffisienten tilknyttet fond med tre stjerner ( $\beta_3$ ) er -0,024. Dette medfører at trestjernesfonds forventede uforklart avkastning er 2,4 % lavere enn for femstjernesfond det påfølgende år. Ved å benytte ligning 14 er den estimerte uforklarte avkastningen for trestjernesfond dermed -1,5 % ( $= 0,009 + (-0,024 * 1)$ ). En identisk tankegang og metode benyttes ved utregning av estimert uforklart avkastning for fond med et annet antall stjerner, andre prestasjonsmål og tidshorisonter. Totalt viser ratingsystemet ved 3-faktoralfa og ett års tidshorisont til perfekt prediktiv evne, da alle koeffisientene gir  $\beta_1 < \beta_2 < \beta_3 < \beta_4$ .

Når tidshorizonten utvides til tre år viser de tre prestasjonsmålene til ti (av tolv) signifikant negative koeffisienter, der fem på 1 % nivå. F-statistikken viser at de tre regresjonene fortsatt er signifikante, men bare to på 1 % nivå.

For Jensens alfa reduseres prediksjonsevnen ved en tidshorisont på tre år. Dette ser man av firestjernesfond, som ikke lenger presterer signifikant dårligere enn femstjernesfond. Regresjonskoeffisientene tilknyttet fond med én, to og tre stjerner er derimot alle signifikant negative. Av størrelsesordenen ser man at fond med én, to og tre stjerner har lavere forventet

uforklart avkastning dess lavere rating. Modellen viser dermed god evne til å skille godt presterende fond fra dårlig presterende fond. Dette til tross for at ratingsystemet som helhet ikke kan sies å være prediktivt.

For 3-faktoralfa og tre års tidshorisont viser ratingen god prediksjonsevne. Tilsvarende som ved ett års tidshorisont er alle alfaene signifikant negative, og synkende fra  $\beta_4$  til  $\beta_1$ .

Femstjernersfond viser til en estimert avkastning, som ikke forklares av risikofaktorene i 3-faktormodellen, på 4,1 %. Differansen i uforklart avkastning mellom fond med én og fem stjerner synes også å være relativt stor. Dette da énstjernersfond har estimert uforklart avkastning som er 4,7 % lavere enn hva femstjernersfond viser til. Énstjernersfond har i dette tilfellet en uforklart avkastning på -0,6 % ( $=0,041 + (-0,047)*1$ ). Resultatene indikerer god prediktiv evne for Morningstar Rating da man ser en positiv sammenheng mellom rating og 3-faktoralfa ved en tidshorisont på tre år.

Den prediktive evnen reduseres betraktelig ved tre års tidshorisont og 4-faktoralfa. Dette til tross for tre signifikant negative regresjonskoeffisienter, og lavere estimert uforklart avkastning ved dårligere rating. Den reduserte prediksjonsevnen kommer av at koeffisienten til énstjernersfond ikke er signifikant. Et ratingsystem der fond med høyest rating ikke presterer signifikant bedre enn fond med lavest rating, kan ikke hevdes å være prediktivt. En mulig forklaring til ikke-signifikant  $\beta_1$  kan være problemer med overlevelsesskjevhet i datasettet. Om det er problemer med overlevelsesskjevhet er det, som kommentert i kapittel 4.6, nærliggende å anta størst frafall av fond med dårlig prestasjonshistorikk. Et frafall av de dårligst presterende fondene (eksempelvis énstjernersfond) medfører at datasettet får en overvekt av godt presterende fond. Resultatet av dette kan være for høy uforklart avkastning for fond med lav rating, og dermed ikke-signifikante regresjonskoeffisienter. Resultatene indikerer dermed ingen sammenheng mellom rating og 4-faktoralfa ved tre års tidshorisont.

For en tidshorisont på fem år er bare én regresjonskoeffisient signifikant negativ. Ved Jensens alfa er ingen koeffisienter signifikante, og femstjernersfond har ikke prestert signifikant forskjellig fra lavere ratede fond. Tidshorisontens eneste signifikant negative koeffisient finnes ved 3-faktoralfa, hvor énstjernersfond har prestert signifikant dårligere enn femstjernersfond. Modellen evner derimot ikke å skille fond med to, tre og fire stjerner fra femstjernersfond. Regresjonsmodellen viser ingen signifikante koeffisienter ved 4-faktoralfa.

Totalt for fem års tidshorisonter viser ingen av de tre prestasjonsmålene noen sammenheng mellom rating prestasjon, og stjernesystemet er følgelig ikke predikativt.

I hvilken grad kan stjerneratingen hevdes å være predikativ for fremtidige prestasjoner av norskregistrerte fond? Denne studiens resultater viser at man ved å se alle fond som én samlet kategori ser en positiv sammenheng mellom rating og prestasjoner ved ett års tidshorisonter. Den samme tendensen observeres også for 3-faktoralfa ved tre års horisonter. Dette ser man av tabell 4 der  $\beta_1 < \beta_2 < \beta_3 < \beta_4$  ved nevnte prestasjonsmål og tidshorisonter. Morningstar Rating viser dermed predikativ evne for norskregistrerte fond ved kort tidshorisonter, noe som støtter bruk av ratingen til beslutningsverktøy ved valg av fond.

Resultatene om stjerneratingens predikative evne bryter med Famas (1970) hypotese om svak form for markedseffisiens. Dersom et marked er svakt effisient skal historisk avkastning allerede være hensyntatt, og ikke si noe om fremtidig utvikling. Når stjerneratingen i dette tilfellet kan benyttes for predikasjon av fremtidig prestasjon, indikerer dette brudd på hypotesen om svak effisiens.

Den positive sammenhengen mellom rating og alfa støtter opp funnene til Grossman & Stieglitz (1980). De hevdet at kapitalmarkeder ikke alltid vil være effisiente, og at priser ikke nødvendigvis gjenspeiler all tilgjengelig informasjon. Dette hevdes av Grossman & Stieglitz å være årsaken til at analytikerbransjen fortsatt er storindustri, og at kostbare analyser gjennomføres. Da Norge er et relativt lite marked kan det tenkes at man lettere kan dra nytte av ny informasjon her enn i store markeder (les: USA), noe som kan være årsaken til de noe oppsiktsvekkende resultatene. På den andre siden er det verdt å merke seg at det er undersøkt et noe lavt antall fond, og en generell påstand om at Morningstar Rating har predikativ evne er ikke berettiget.

Ratingens predikative evne reduseres dog ved økt tidshorisonter, spesielt ved en tidshorisonter på fem år. Ved en lengre tidshorisonter gis derfor støtte til Famas (1970) svake form for effisiente markeder, der historiske prestasjoner ikke sier noe om fremtidige prestasjoner.

Av tidligere studier på Morningstar Rating fant Blake & Morey (2000) statistiske bevis for at stjerneutdelingen kan predikere dårlige prestasjoner. Evnen til å skille median- og firestjernersfond fra femstjernersfond var derimot fraværende i deres studie. Kräussl & Sandelowsky (2007) fant tilsvarende resultater som Blake & Morey når de studerte ratingsystemet som en helhet og ikke spesifikke kategorier.

Denne studiens resultater viser en positiv sammenheng mellom rating og prestasjoner ved ett års tidshorison, samt ved 3-faktoralfa og tre års horison. Resultatene viser med dette at stjerneratingens prediktive evne er bedre enn hva som var tilfellet i studiene til Blake & Morey og Kräussl & Sandelowsky. Ved kort tidshorison støtter resultatene dog opp om resultatene til Morey & Gottesman (2006). Deres studie fant også støtte for at Morningstars nye ratingsystem *kan* predikere fremtidige prestasjoner.

Sørensen (2009) gjennomførte en empirisk undersøkelse på persistens i fondsprestasjoner for norske fond. Hans resultater viste fravær av persistens, både for fond med gode og dårlige prestasjoner. Elton et al. (1996), Gruber (1996) og Grinblatt & Titman (1992) fant indikasjoner på positiv persistens på fondsprestasjoner i USA.

Denne oppgavens funn, der ratingsystemet er prediktivt på kort sikt, støtter opp om persistenshypotesen om vedvarende prestasjoner. Man ser at ved ett års tidshorison vedvarer den historiske prestasjonen der høyt ratede fond genererer høyere uforklart avkastning enn lavt ratede fond i påfølgende periode. Persistenshypotesen gis dermed støtte, da Morningstar Rating utelukkende benytter historiske prestasjoner som beslutningsgrunnlag for stjerneutdelingen. Disse resultatene strider mot Sørensen.

Det er viktig å være oppmerksom på de forutsetninger (og valg) som ligger til grunn for analysen. Valg av risikofri rente, referanseindeks, risikofaktorer, valgte fond, tidshorison og analyseperiode vil være sensitive nøkkelmomenter for hvilke resultater som fremkommer. Disse momentene må tas i betraktning ved tolkning av analyseresultater.

Spørsmålet blir da; Finner man tilsvarende resultater ved å separere fondene, og analysere kategori "Norge" og "Norden" med tilhørende fond hver for seg? Da fordeling og utdeling av stjerner gis innen hver kategori, er det av interesse å undersøke om det er forskjeller i prediktiv evne for ulike kategorier.

## 5.2.2 Alle fond fordelt til sine respektive kategorier

I dette kapittelet fordeles alle fond til sine respektive kategorier, basert på Morningstars kriterier ved kategorisering av fond (se kapittel 2.9). Ved beregning av alfa følges samme prosedyre som ved alle fond samlet i én kategori med identisk risikofri rente, referanseindeks, risikofaktorer og avgiftsjustering. Tabellene i kapittelet tolkes følgelig identisk som for alle fond samlet i én kategori, der presentasjon vil fremgå i tilsvarende rekkefølge.

Det er først rettet fokus mot kategori ”Norge”, der resultatene fra analysen presenteres i tabell 5.

**Tabell 5: Regresjon med avgiftsjusterte alfaer for hele perioden (fond i kategori "Norge")**

	Konstant (5 stjerner)	$\beta_1$ (1 stjerne)	$\beta_2$ (2 stjerner)	$\beta_3$ (3 stjerner)	$\beta_4$ (4 stjerner)	R <sup>2</sup>	F-statistikk
<b>Avgiftsjustert Jensens Alfa</b>							
1 år	0,011** (2,23)	-0,013 (-1,55)	-0,022*** (-4,12)	-0,019*** (-3,64)	-0,009* (-1,72)	0,0111	8,22***
3 år	0,039*** (4,35)	0,018 (1,19)	-0,010 (-0,93)	-0,005 (-0,57)	0,006 (0,65)	0,004	2,68**
5 år	0,056*** (3,73)	0,032 (1,54)	-0,001 (-0,07)	0,019 (1,21)	0,028 (1,76)	0,008	3,63***
<b>Avgiftsjustert 3-faktoralfa</b>							
1 år	0,013*** (2,81)	-0,017** (-2,11)	-0,026*** (-5,3)	-0,021*** (-4,5)	-0,010** (-2,16)	0,018	13,61***
3 år	0,048*** (5,9)	-0,003 (-0,21)	-0,029*** (-3,13)	-0,017** (-2,0)	-0,005 (0,56)	0,009	5,62***
5 år	0,071*** (4,68)	0,009 (0,44)	-0,026* (-1,68)	0,002 (0,12)	0,010 (0,69)	0,01	6,45***
<b>Avgiftsjustert 4-faktoralfa</b>							
1 år	0,013*** (2,85)	-0,010 (-1,28)	-0,025*** (-4,97)	-0,022*** (-4,62)	-0,013*** (-2,73)	0,016	10,43***
3 år	0,041*** (5,23)	0,026* (1,95)	-0,015* (-1,7)	-0,012 (1,41)	-0,004 (-0,53)	0,009	4,14***
5 år	0,054*** (3,95)	0,066*** (3,51)	0,003 (0,19)	0,016 (1,17)	0,018 (1,28)	0,014	5,78***

Verdi for regresjonskoeffisienter tilknyttet regresjon ved bruk av dummyvariabler for fond i kategori ”Norge”. Alle tall er basert på uforklart avkastning påfølgende tidshorisont (ett, tre eller fem år) etter mottatt rating i tidsperioden juli 2002 til desember 2012. Konstantleddet symboliserer uforklart avkastning for fond med fem stjerner, mens  $\beta_i$  symboliserer betaverdi tilknyttet fond med  $i$  stjerner. T-statistikk i parentes under hver respektive koeffisient. \* signifikant på 10 % nivå, \*\* signifikant på 5 % nivå og \*\*\* signifikant på 1 % nivå.

Ved ett års tidshorisont viser modellen til totalt ti av tolv signifikant negative regresjonskoeffisienter, med syv på 1 % nivå. I utgangspunktet kan det høye antallet regresjonskoeffisienter antas å indikere god prediksjonsevne av fremtidige prestasjoner for ratingsystemet. Det er derfor viktig å poengtere at hvorvidt ratingsystemet kan hevdes å være prediktivt avgjøres av størrelsesordenen på de signifikante koeffisientene. For å kunne



påberope prediktiv evne for ratingsystemet bør  $\beta_1 < \beta_2 < \beta_3 < \beta_4$ . F-statistikken viser at de tre regresjonene er signifikant på 1 % nivå.

Når Jensens alfa benyttes som prestasjonsmål og tidshorizonten er ett år, viser modellen til signifikante regresjonskoeffisienter for to-, tre- og firestjernesfond. Dette indikerer en evne til å predikere prestasjon for fond med to stjerner eller mer. Regresjonensresultatene gir derimot ikke signifikant negativ regresjonskoeffisient for énstjernesfond. Dette betyr at femstjernesfond ikke har prestert signifikant forskjellig fra énstjernesfond. Modellen viser dermed ingen prediksjonsevne, til tross for en positiv sammenheng mellom rating og prestasjon for fond med to stjerner eller mer.

Ved å benytte 3-faktoralfa og ett års tidshorizont ser man tilsvarende tendens som ved alle fond samlet i én kategori. 3-faktoralfa viser fire signifikant negative regresjonskoeffisienter, men størrelsesordenen på to av koeffisientene skiller seg fra resultatene fra analysen ved fondene samlet. Som følge av en konstant på 0,013 er estimert uforklart avkastning 1,3 % for femstjernesfond ved 3-faktoralfa og ett års tidshorizont. Koeffisienten for én- og tostjernesfond er henholdsvis -0,017 og -0,026. Koeffisientstørrelsene medfører at estimert uforklart avkastning for én- og tostjernesfond er henholdsvis -0,4 % og -1,3 %. Da tostjernesfond viser høyere estimert uforklart avkastning enn énstjernesfond, kan det ikke hevdes at ratingsystemet har god prediksjonsevne. Modellen viser dog evnen til å skille femstjernesfond fra lavere ratede fond, da alle koeffisientene for én-, to-, tre-, og firestjernesfond er signifikant negative.

For 4-faktoralfa og ett års tidshorizont identifiseres et mønster med store likheter til Jensens alfa og ett års tidshorizont. Regresjonen gir signifikant negative regresjonskoeffisienter for to-, tre-, og firestjernesfond. I fravær av signifikant negativ koeffisient for énstjernesfond kan ikke ratingsystemet, som ved Jensens alfa, sies å være prediktivt for fremtidig prestasjon. Fraværet av signifikant negativ koeffisient for énstjernesfond for Jensens alfa og 4-faktor kan skyldes overlevelsesskjevhet. Uten oversikt over frafall av fond i perioden er det derimot vanskelig å gi en eksakt årsak.

Når tidshorizonten utvides til tre år reduseres antall signifikant negative regresjonskoeffisienter til tre. I tillegg viser regresjonsmodellen til én signifikant positiv koeffisient.

Bruk av Jensens alfa gir fire positive koeffisienter, men ingen signifikante. Data indikerer dermed ingen signifikant høyere uforklart avkastning for femstjernersfond enn for lavere ratede fond. Dette tyder på ingen sammenheng mellom rating og alfa, og at ratingsystemet ikke har prediktiv evne for en tidshorison på tre år ved prestasjonsmålet.

Ved 3-faktoralfa viser modellen til to signifikant negative regresjonskoeffisienter ved tre års tidshorison. Resultatene, med signifikant negative koeffisienter for to- og trestjernersfond, viser at estimert uforklart avkastning er lavere for to- og trestjernersfond enn femstjernersfond. Estimert uforklart avkastning for én- og firestjernersfond er ikke signifikant forskjellig fra femstjernersfond. Resultatene impliserer ingen sammenheng mellom rating og prestasjon. Det er dermed ingen prediktiv evne for Morningstar Rating ved 3-faktoralfa og tre års tidshorison.

Tabell 5 viser to signifikante regresjonskoeffisienter ved 4-faktoralfa og tre års tidshorison, med én negativ og én positiv. Énstjernersfond viser til høyere estimert uforklart avkastning enn femstjernersfond som følge av den signifikant positive regresjonskoeffisienten. Fondene med dårligst rating har da prestert signifikant bedre enn fond som har mottatt fem stjerner. Dette indikerer ingen sammenheng mellom rating og oppnådd alfa, og at ratingsystemet ikke har prediktiv evne.

Utviklingen med færre signifikante regresjonskoeffisienter fortsetter når tidshorisonen økes til fem år. Resultatene i tabell 5 viser kun én signifikant negativ regresjonskoeffisient, mens én er signifikant positiv. Ved Jensens alfa er ingen regresjonskoeffisienter signifikante, noe som viser at ingen lavere ratede fond har forskjellig estimert uforklart avkastning i forhold til femstjernersfond. Modellens resultater ved bruk av 3-faktoralfa viser tidshorisonens eneste signifikant negative koeffisient. Ved dette prestasjonsmålet er tostjernersfond eneste ratinggruppe med signifikant dårligere prestasjoner enn femstjernersfond. Tidshorisonens signifikant positive regresjonskoeffisient forekommer for énstjernersfond ved 4-faktoralfa. Denne koeffisienten er 0,066, og innebærer at estimert uforklart avkastning er 6,6 % høyere for énstjernersfond enn for fond med fem stjerner. Resultatene viser totalt sett ingen prediktiv evne for Morningstar Rating ved fem års tidshorison.

Oppsummert viser ratingsystemet ingen evne til å predikere fonds fremtidige prestasjon for norskregistrerte fond i kategori "Norge". Dette om man ser bort fra 3-faktoralfa og ett års tidshorison, der ratingsystemet evner å skille dårlig presterende og godt presterende fond. Totalt sett indikerer de empiriske resultatene at man like gjerne kan slå mynt og kron om

hvilke fond som skal velges, fremfor å benytte Morningstar Rating. Begrunnelsen for dette ligger i resultatene, der sammenheng mellom rating og fremtidig prestasjon er fraværende.

Med bakgrunn i resultatene om ingen sammenheng mellom rating og prestasjon for fond i kategori "Norge", støttes Famas (1970) definisjon av svak form for markedseffisens. Dette impliserer også støtte for Sørensen (2009) empiriske resultater. Følgelig strider fraværet av prediksjonsevne mot hypotesen om persistens i avkastningen.

De funn som fremkommer for stjerne-ratingens prediktive evne for kategori "Norge" ved 3-faktoralfa og ett års tidshorisont støtter Blake & Morey (2000). Kräussl og Sandelowsky (2007) fant i sin studie at ratingsystemet ikke predikerte bedre enn en «*random walk*» når de undersøkte ratingens prediktive evne for *ulike* kategorier. Funn fra kategori "Norge" støtter Kräussl og Sandelowsky (2007) for en tidshorisont på tre og fem år. Resterende resultater for kategori "Norge" motstrider Blake & Morey (2000) og Morey & Gottesman (2006).

Videre ligger fondene tilhørende kategori "Norden" til grunn for de gjennomførte analysene, der resultatene presenteres i tabell 6.

**Tabell 6: Regresjon med avgiftsjusterte alfaer for hele perioden (fond i kategori "Norden")**

	Konstant (5 stjerner)	$\beta_1$ (1 stjerne)	$\beta_2$ (2 stjerner)	$\beta_3$ (3 stjerner)	$\beta_4$ (4 stjerner)	R <sup>2</sup>	F-statistikk
<b>Avgiftsjustert Jensens Alfa</b>							
1 år	0,002 (0,17)	-0,070*** (-5,5)	-0,053*** (-4,22)	-0,031*** (-2,81)	-0,025** (-2,15)	0,04	11,25***
3 år	0,025 (1,13)	-0,115*** (-4,61)	-0,102*** (-4,08)	-0,062*** (-2,78)	-0,067*** (-2,94)	0,055	8,24***
5 år	-0,035 (-1,54)	-0,107*** (-3,76)	-0,096*** (-3,41)	-0,026 (-1,1)	-0,023 (-0,94)	0,051	8,37***
<b>Avgiftsjustert 3-faktoralfa</b>							
1 år	-0,003 (-0,28)	-0,066*** (-5,48)	-0,049*** (-4,11)	-0,026** (-2,51)	-0,020* (-1,84)	0,038	11,3***
3 år	0,018 (0,96)	-0,113*** (-4,99)	-0,095*** (-4,15)	-0,054*** (-2,72)	-0,061*** (-3,02)	0,058	9,35***
5 år	-0,038* (-1,87)	-0,110*** (-4,14)	-0,094*** (-3,57)	-0,023 (-1,06)	-0,022 (-0,97)	0,059	9,04***
<b>Avgiftsjustert 4-faktoralfa</b>							
1 år	0,005 (0,46)	-0,049*** (-3,69)	-0,051*** (-4,19)	-0,015 (-1,41)	-0,011 (-1,04)	0,032	9,06***
3 år	0,060*** (2,96)	-0,076*** (-2,76)	-0,092*** (-3,76)	-0,030 (-1,44)	-0,050** (-2,34)	0,032	6,33***
5 år	-0,032 (1,43)	-0,070** (-1,98)	-0,063* (1,94)	0,019 (0,77)	-0,002 (-0,1)	0,032	4,18***

Verdi for regresjonskoeffisienter tilknyttet regresjon ved bruk av dummyvariabler for fond i kategori "Norden". Alle tall er basert på uforklart avkastning påfølgende tidshorisont (ett, tre eller fem år) etter mottatt rating i tidsperioden juli 2002 til desember 2012. Konstantleddet symboliserer uforklart avkastning for fond med fem stjerner, mens  $\beta_i$  symboliserer betaverdi tilknyttet fond med  $i$  stjerner. T-statistikk i parentes under hver respektive koeffisient. \* signifikant på 10 % nivå, \*\* signifikant på 5 % nivå og \*\*\* signifikant på 1 % nivå.

Når fondene tilhørende kategori ”Norden” analyseres gir modellen ti av tolv signifikant negative regresjonskoeffisienter for ett års tidshorisont, med syv på 1 % nivå. F-statistikken viser i tillegg at de tre regresjonene er signifikant på 1 % nivå.

Ved en tidshorisont på ett år og Jensens alfa er alle koeffisientene signifikant negative, der koeffisientene for én-, to- og trestjernersfond på 1 % nivå. Femstjernersfond har dermed prestert signifikant bedre enn lavere ratede fond i perioden. Da konstanten i regresjonsligningen ikke er signifikant har ikke femstjernersfond en uforklart avkastning som er signifikant forskjellig fra null. Som nevnt i kapittel 3.2 er det derimot regresjonskoeffisientene som avgjør om ratingsystemet kan påberopes prediktiv evne. Størrelsesordenen på regresjonskoeffisientene er stigende fra  $\beta_1$  til  $\beta_4$ , og viser til en positiv sammenheng mellom fondenes rating og uforklart avkastning. Fond med fire stjerner har forventet uforklart avkastning som er 2,5 % lavere enn femstjernersfond, og fond med lavere rating har videre en synkende forventet uforklart avkastning.

Tabell 6 viser at ratingen har et tilsvarende mønster for 3-faktoralfa som ved Jensens alfa. Ett års tidshorisont gir fire signifikant negative regresjonskoeffisienter, der disse er stigende fra  $\beta_1$  til  $\beta_4$ . Ratingsystemet viser dermed god prediksjonsevne også ved 3-faktoralfa.

Ratingsystemet viser dog ikke gjennomgående prediktiv evne ved ett års tidshorisont og 4-faktoralfa. Regresjonskoeffisientene for én- og tostjernersfond er fortsatt signifikant negative på 1 % nivå, men av størrelsesordenen ser man at fond med to stjerner har lavere estimert uforklart avkastning enn fond med én stjerne. Med fravær av signifikante koeffisienter for tre- og firestjernersfond kan ikke femstjernersfond sies å ha prestert signifikant forskjellig fra disse. Resultatene viser dermed at ratingen evner å skille godt presterende fond fra dårlig presterende fond.

En utvidelse av tidshorisont til tre år gir elleve (av tolv) signifikant negative regresjonskoeffisienter, med ti på 1 % nivå. Modellen viser til flere signifikant negative koeffisienter ved tre års tidshorisont enn ved ett års tidshorisont. Dette skal i utgangspunktet vise økt prediktiv evne.

Ved Jensens alfa er alle regresjonskoeffisientene signifikant negative på 1 % nivå ved tre års tidshorisont. Som følge av dette kan femstjernersfond vise til bedre prestasjoner enn alle lavere ratede fond. Tabell 6 viser at koeffisienten for firestjernersfond er mer negativ enn for trestjernersfond, noe som strider mot forutsetningen om god prediktiv evne for

stjerneratingen. Dette fordi  $\beta_4 < \beta_3$  viser høyere forventet uforklart avkastning for trestjernesfond enn firestjernesfond.

Resultatene ved tre års tidshorison og bruk av 3-faktoralfa viser tilsvarende resultater som ved bruk av Jensens alfa. Også her er alle regresjonskoeffisientene signifikant negative, og størrelsesordenen er lik ( $\beta_1 < \beta_2 < \beta_4 < \beta_3$ ). Morningstar Rating viser dermed ikke gjennomgående god prediksjonsevne. Ratingsystemet viser derimot evne til å skille mellom godt og dårlig presterende fond.

Regresjonsresultatene viser tre signifikant negative regresjonskoeffisienter ved 4-faktoralfa og tre års tidshorison. Koeffisienten som ikke er signifikant er tilknyttet trestjernesfond. Forventet uforklart avkastning for firestjernesfond er 5 % lavere enn for femstjernesfond. Trestjernesfond er derimot ikke signifikant forskjellig fra femstjernesfond. Med bakgrunn i dette kan ikke ratingsystemet påberopes god evne til å predikere fremtidige prestasjoner. Resultatene indikerer dog at systemet evner å skille gode og dårlige presterende fond, tilsvarende som ved bruk av Jensens alfa og 3-faktoralfa ved tre års tidshorison.

Når tidshorisonen utvides til fem år viser regresjonsresultatene seks signifikant negative regresjonskoeffisienter. I motsetning til ett og tre års tidshorison er resultatene gjennomgående lik for de tre prestasjonsmålene. Alle prestasjonsmålene viser til signifikant negative koeffisienter for én- og tostjernesfond. Dette medfører at fond med én og to stjerner har prestert signifikant dårligere enn femstjernesfond. Av størrelsesordenen ser man at forventet uforklart avkastning er lavere for énstjernesfond enn hva tilfellet er for fond med to stjerner. Av dette kan man hevde at stjerneratingen i stor grad evner å skille godt presterende og dårlig presterende fond ved en tidshorison på fem år. Ratingen evner derimot ikke å skille tre- og firestjernesfond fra femstjernesfond, da  $\beta_3$  og  $\beta_4$  ikke er signifikante.

Kan Morningstar Rating påberope seg prediktiv evne for norskregistrerte fond i kategori ”Norden”? Generelt viser ratingsystemet god evne til å skille gode og dårlige fond. Ratingen har derimot problemer med å skille tre-, fire- og femstjernesfond ved fem års tidshorison for Jensens alfa og 3-faktoralfa. For 4-faktoralfa har ratingsystemet samme problem ved alle tidshorisoner. Ved tidshorisoner på ett og tre år og bruk av prestasjonsmålene til Jensen (1968) og Fama & French (1993) viser resultatene en positiv sammenheng mellom rating og forventet uforklart avkastning. Dette er i tråd med antagelsene som ligger til grunn for et prediktivt ratingsystem.

Da norskregistrerte fond utgjør i underkant av halvparten av fondene i kategori "Norden", kan ikke ovennevnte funn ukritisk benyttes for kategorien som helhet. For å hevde noe om ratingens prediktive evne for kategorien bør flere (helst alle) fond i kategorien være inkludert i de empiriske analysene.

De empiriske resultatene fra analysene av kategori "Norden" støtter Blake & Morey (2000) og Morey & Gottesman (2006). Funnene strider derimot mot resultatene til Kräussl & Sandelowsky (2007).

Da resultatene viser en gjennomgående trend der én- og tostjernerfond presterer dårligere enn høyere ratede fond, støttes til dels hypotesen om persistens i avkastningen. Tabell 6 synliggjør dette ved at regresjonskoeffisientene for fond med én og to stjerner er signifikant negative, og har en lavere forventet uforklart avkastning i forhold til høyere ratede fond. For investor vil bevis på persistens rettferdiggjøre bruk av historisk avkastning, og dermed bruk av stjerne ratingen, som utvalgs-kriterium for valg av fond. Dette da investering i fond med høyere rating forventes å generere høyere avkastning enn investering i fond med et lavt antall stjerner (i dette tilfellet én og to stjerner). Ved persistens i avkastningen utfordres Famas (1970) hypotese. Hypotesen om svak markedseffisiens holder ikke ved persistens i avkastningen.

### 5.3 Ulike tidsperioder

I dette kapitlet rettes fokus mot ratingens prediktive evne ved ulike tidsperioder. Dette for å se om prediksjonsevnen gjennomgår skift i analyseperioden.

Den underliggende regresjonsmodellen er uendret fra analysen der hele tidsperioden ble sett under ett. Dette innebærer dummykoding av fondenes rating, som deretter ses i sammenheng med fondenes estimerte uforklarte avkastning påfølgende 12, 36 og 60 måneder. Da det gjelder risikofri rente, referanseindeks, risikofaktorer og avgiftsjustering er alle faktorer identiske med verdier benyttet tidligere i oppgaven.

Denne delen av oppgaven skiller seg fra analyser tidligere i oppgaven ved at regresjonene baserer seg på ratingen *ved inngangen av hvert år* (fra 2003), sammenlignet med uforklart avkastning påfølgende ett, tre og fem år. Dette i kontrast til tidligere analyser som baserte seg på rating *hver måned* i analyseperioden.

I foregående kapittel ble Morningstar Ratings prediktive evne for kategori “Norge”, “Norden” og alle fond samlet i én kategori studert. Resultatene indikerte best prediksjonsevne for ratingen ved alle fond samlet og for kategori “Norden”. Ved analyse av prediksjonevne for ulike tidsperioder bør derfor en av disse “kategoriene” velges.

I kategori “Norden” er det problemer tilknyttet fondsutvalget, da fondskategorien inneholder for få fond (fra 13 til 18 fond avhengig av tidsperiode). Videre er ikke alle ratinggrupper (spesielt énstjernerfond) representert ved alle tidsperioder. Både et lavt antall fond og ratinggrupper som ikke er representert er uheldig i en analyse.

Med bakgrunn i dette velges det å gjennomføre analysen med alle fond samlet i én (fiktiv) kategori. Oppgavens tidligere analyser viste at stjerne ratingen har best prediktiv evne ved avgiftsjustert 3-faktoralfa. Det velges derfor å benytte avgiftsjustert 3-faktoralfa i påfølgende analyse. Resultater ved ulike tidsperioder presenteres i tabell 7.

**Tabell 7: Regresjon for utvalgte tidsperioder (fond i én kategori)**

	<u>Konstant (5 stjerner)</u>	<u><math>\beta_1</math> (1 stjerne)</u>	<u><math>\beta_2</math> (2 stjerner)</u>	<u><math>\beta_3</math> (3 stjerner)</u>	<u><math>\beta_4</math> (4 stjerner)</u>	<u>R<sup>2</sup></u>	<u>F-statistikk</u>
<b><u>Ett år</u></b>							
2003	0,012 (-0,34)	-0,046 (-0,74)	-0,039 (-1,09)	-0,022 (-0,61)	-0,067* (-1,87)	0,144	2,3*
2004	-0,013 (-0,53)	-0,054* (-1,78)	-0,045 (-1,42)	-0,027 (-0,98)	-0,033 (-1,04)	0,046	1,02
2005	0,157*** (-4,93)	-0,048 (-0,80)	-0,117*** (-3,12)	-0,146*** (-4,06)	-0,103** (-2,63)	0,223	4,57***
2006	0,064* (-1,94)	-0,093** (-2,47)	-0,079** (-2,02)	-0,065* (-1,87)	-0,053 (-1,48)	0,134	1,86
2007	-0,048*** (-2,69)	-0,055 (-1,49)	0,015 (-0,72)	0,036 (-1,7)	0,050 (-2,05)	0,185	2,96**
2008	-0,013 (-0,71)	-0,038 (-1,41)	0,032 (-1,23)	0,023 (-1,04)	0,029 (-1,21)	0,068	2,40*
2009	0,031 (-1,66)	-0,020 (-0,30)	-0,039* (-1,80)	-0,056*** (-2,72)	-0,033 (-1,52)	0,096	2,18*
2010	0,004 (-0,19)	-0,007 (-0,33)	-0,007 (-0,34)	-0,012 (-0,55)	0,021 (-0,95)	0,119	2,30*
2011	-0,019 (-0,77)	0,000 (-0,00)	-0,027 (-0,93)	-0,017 (-0,59)	-0,016 (-0,56)	0,012	0,26
2012	-0,061*** (-10,00)	0,004 (-0,26)	0,003 (-0,29)	0,003 (-0,29)	0,030** (-2,11)	0,078	1,14
<b><u>Tre år</u></b>							
2003	-0,054 (-0,67)	0,063 (-0,65)	-0,092 (-1,07)	-0,024 (-0,29)	-0,106 (-1,27)	0,177	3,73**
2004	0,179** (-2,27)	-0,235*** (-2,73)	-0,142 (-1,60)	-0,180** (-2,25)	-0,135 (-1,60)	0,203	2,59**
2005	0,213*** (-6,03)	-0,169** (-2,07)	-0,246*** (-5,54)	-0,166*** (-3,90)	-0,125** (-2,50)	0,225	7,91***
2006	-0,001 (-0,02)	0,003 (-0,05)	-0,016 (-0,31)	0,018 (-0,44)	0,060 (-1,36)	0,037	0,7
2007	-0,059 (-1,39)	0,008 (-0,11)	0,092* (-1,84)	0,092* (-1,95)	0,087 (-1,54)	0,087	1,37
2008	0,021 (-1,13)	0,021 (-0,28)	0,032 (-0,94)	0,027 (0,267)	0,001 (0,976)	0,022	0,5
2009	0,029 (-0,76)	0,016 (-0,12)	-0,060 (-1,39)	-0,061 (-1,51)	-0,008 (-0,18)	0,087	1,83
2010	-0,044 (-0,90)	-0,008 (-0,15)	0,007 (-0,36)	-0,019 (-0,36)	0,001 (-0,01)	0,014	0,33
<b><u>Fem år</u></b>							
2003	0,083 (-0,8)	-0,025 (-0,14)	-0,141 (-1,30)	-0,048 (-0,45)	-0,136 (-1,26)	0,132	2,12*
2004	0,173** (-2,16)	-0,234** (-2,03)	-0,135 (-1,54)	-0,154* (-1,82)	-0,097 (-1,07)	0,122	1,4
2005	0,212*** (-2,87)	-0,165 (-1,39)	-0,167** (-2,12)	-0,147* (-1,85)	-0,090 (-1,07)	0,106	1,56
2006	-0,026 (-0,62)	0,075 (-1,08)	0,076 (-1,24)	0,080* (-1,69)	0,121*** (-2,68)	0,078	1,97
2007	-0,106** (-2,22)	0,065 (-0,62)	0,146** (-2,46)	0,144** (-2,6)	0,155** (-2,45)	0,104	2,16*
2008	-0,099*** (-2,81)	0,129 (-1,09)	0,093* (-1,69)	0,099** (-2,37)	0,074 (-1,52)	0,059	1,53

Verdi for regressjonskoeffisienter fra regresjon ved bruk av dummyvariabler for alle fond som del av én kategori. Fondenes rating ved inngang av hvert år er benyttet, og regresjonskoeffisientene fremkommer fra uforklart avkastning påfølgende ett, tre og fem år. Konstantleddet symboliserer uforklart avkastning for fond med fem stjerner, mens  $\beta_i$  symboliserer betaverdi tilknyttet fond med  $i$  stjerner. T-statistikk i parentes under hver respektive koeffisient. \* signifikant på 10 % nivå, \*\* signifikant på 5 % nivå og \*\*\* signifikant på 1 % nivå.



Samlet er 20,8 % (5 av 24) av regresjonskoeffisientene tilknyttet énstjernesfond signifikant negative. Tostjernesfond viser tilsvarende antall signifikant negative koeffisienter. Ved 29,2 % (7 av 24) av regresjonene er koeffisienten tilknyttet fond med tre stjerner signifikant negativ. For firestjernesfond er kun 12,5 % (3 av 24) av koeffisientene signifikant negative.

Totalt inneholder 41,7 % (10 av 24) regresjoner (de ulike tidsperiodene og horisontene) ingen signifikante koeffisienter. Dette innebærer at i 41,6 % av tilfellene har femstjernesfond ikke prestert signifikant bedre enn lavere ratede fond. Dette indikerer liten eller ingen sammenheng mellom rating og alfa, og ratingsystemet viser dårlig prediktiv evne.

Ved å studere hver tidshorizont isolert, viser analyseresultatene i noe større grad et mønster. Resultatene ved ett års tidshorizont viser til 25 % (10 av 40) signifikant negative regresjonskoeffisienter, mens 2,5 % (1 av 40) er signifikant positiv. Dette innebærer at det i 72,5 % (29 av 40) av tilfellene ikke er signifikant forskjell i prestasjon mellom femstjernesfond og lavere ratede fond.

Når tidshorizonten utvides til tre år er 18,8 % (6 av 32) av regresjonskoeffisientene signifikant negative og 6,3 % (2 av 32) signifikant positive. Også her er det liten signifikant forskjell mellom referansegruppen og de lavere ratede fondene i forhold til hva som burde vært tilfelle dersom stjerne-ratingen var prediktiv.

Ved oppgavens lengste tidshorizont er 16,7 % (4 av 24) av regresjonskoeffisientene signifikant negative, mens 29,2 % (7 av 24) er signifikant positive. Dette betyr at lavere ratede fond har prestert signifikant bedre enn femstjernesfond i ca tre av ti tilfeller.

Generelt tenderer antall signifikant negative koeffisienter til å synke ved økt tidshorizont, mens antall signifikant positive koeffisienter stiger. Disse resultatene indikerer bedre prediksjonsevne for ratingsystemet ved kort fremfor lang tidshorizont. Dette er konsistent med oppgavens tidligere funn.

Selv om antall signifikant negative koeffisienter er størst ved ett års tidshorizont, observeres ingen sammenhengen mellom rating og alfa. Ratingsystemet kan derfor ikke påstås å innha prediktiv evne ved ulike tidsperioder. Dette strider mot denne studiens tidligere funn når hele tidsperioden og fondene samlet i én kategori ble analysert.

Studiens resultater ved spesifikke tidsperioder støtter Famas (1970) svake form for effisiente markeder, der ratingsystemet ikke predikerer bedre enn en «*random walk*». Da svak form for

effisiente markeder støttes, bryter resultatene mot persistenshypotesen. Dette er konsistent med resultater funnet av Sørensen (2009).

Ingen prediktive evner når ulike tidsperioder studeres strider mot Blake & Morey (2000) og Morey & Gottesman (2006). Resultatene strider også mot Kräussl & Sandelowsky (2007) når de så alle fondene som del av én kategori.

## 6 Konklusjon

Studien har analysert om Morningstar Rating er prediktiv for norskregistrerte fonds prestasjoner. Analyser ble gjennomført med to tilnæringer, der begge benyttet prestasjonsmålene fra modellene til Jensen (1968), Fama & French (1993) og Carhart (1997). For å avdekke eventuell prediktiv evne ble alfaene fra prestasjonsmålene sett opp mot fondenes rating.

Morningstar Rating viste best prediksjonsevne når hele tidsperioden ble sett under ett, og spesielt ved å se alle fond som del av én fiktiv kategori. Ved en kort tidshorisont indikerte resultatene en klar positiv sammenheng mellom alfaverdier og rating for alle prestasjonsmål. Sammenhengen mellom alfaverdier og rating ble derimot svekket ved økt tidshorisont. Dette indikerer redusert prediksjonsevne. For kategori "Norge" viste stjerneveringen liten eller ingen prediktiv evne, uavhengig av tidshorisont. Dette da énstjernerfond i liten grad var signifikant negativ, noe som bryter med hypotesen om et prediktivt system der  $\beta_1 < \beta_2 < \beta_3 < \beta_4$ . For norskregistrerte fond tilhørende kategori "Norden", viste ratingsystemet god evne i å skille godt og dårlig presterende fond. Dette da femstjernerfond har prestert signifikant bedre enn én- og tostjernerfond ved alle prestasjonsmål og tidsperioder.

Ved spesifikke tidsperioder ble det tatt utgangspunkt i rating ved inngangen av hvert år (fra 2003), og uforklart avkastning påfølgende ett, tre og fem år. Resultatene viste at ratingen i liten grad evnet å skille prestasjonene til lavt og høyt ratede fond. Morningstar Rating kan ved denne tilnærmingen verken påstås å være prediktiv for gode eller for dårlige fremtidige prestasjoner. Dette da det ikke ble observert en sammenheng mellom rating og alfaverdier.

Totalt antyder analysene at lav rating gir lavere uforventet avkastning, enn hva som er tilfellet for fond med høyere rating. Resultatene indikerte dog at ratingsystemet har svakere evne i å skille prestasjoner for femstjernerfond fra prestasjoner for tre- og firestjernerfond.

Opgavens begrensning av datasettets størrelse. Inkludering av flere fond, og dermed kategorier, ville trolig gi et bedre utgangspunkt for å besvare den underliggende problemstillingen. Studien anses likevel å gi indikasjoner på om, og hvordan, Morningstar Rating kan benyttes som beslutningsgrunnlag ved investeringsvalg. For videre forskning på stjerneveringens prediktive evne kan det være interessant å inkludere flere og/eller andre kategorier.

## Referanseliste

- Alexander, C. (2008) *Market Risk Analysis, Volume I, Quantitative Methods in Finance*. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Banz, R. W. (1981) "The Relationship between Return and the Market Value of Common Stocks", *Journal of Financial Economics*, 9 (1), s. 3–18.
- Blake, C. R. og Morey, M. R. (2000) "Morningstar Ratings and Mutual Fund Performance", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35 (3), s. 451–483.
- Bodie, Z., Kane, A. og Marcus, A. J. (2011) *Investments*. 9. utgave. New York: McGraw-Hill/Irwin
- Brooks, C. (2008) *Introductory Econometrics for Finance*. 2. utgave. Cambridge: Cambridge University Press.
- Brown, S. J. og Goetzmann W. N. (1995) "Performance Persistence", *The Journal of Finance*, 50 (2), s. 679–698
- Brown, S. J., Goetzmann, W. N., Ibbotson, R. G. og Ross S. A. (1992) "Survivorship Bias in Performance Studies", *The Review of Financial Studies*, 5 (4), s. 553–580.
- Bøhren, Ø. og Michalsen, D. (2010) *Finansiell Økonomi – Teori og praksis*. 3. utgave. Bergen: Fagbokforlaget.
- Capon, N., Fitzsimons, G. J. og Prince R. A. (1996) "An Individual Level Analysis of the Mutual Fund Investment Decision" *Journal of Financial Services Research*, 10 (1), s. 59–82.
- Carhart, M. M. (1997) "On Persistence in Mutual Fund Performance", *The Journal of Finance*, 52 (1), s. 57–82.
- Cochrane, J. H. (2005) *Asset Pricing*. Revised Edition. Princeton: Princeton University Press.
- Copeland, T. E., Weston, J. F. og Shastri, K. (2005) *Financial Theory and Corporate Policy*. 4. utgave. New York: Pearson Addison Wesley
- Cowles, A. (1933) "Can Stock Market Forecasters Forecast?" *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1 (3), s. 309–324.

- Del Guercio, D. og Tkac, P. A. (2008) "Star power: The Effect of Morningstar Ratings on Mutual Fund Flows", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43 (4), s. 907–936
- Elton, E. J., Gruber, M. J. og Blake C. R. (1996). "Survivorship Bias and Mutual Fund Performance", *The Review of Financial Studies*, 9 (4), s. 1097–1120.
- Fama, E. F. (1965) "Random Walks in Stock Market Prices", *Financial Analysts Journal*, 21 (5), s. 55–59.
- 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. 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. (2004) "The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence", *Journal of Economic Perspectives*, 18 (3), s. 25–46.
- Grinblatt, M. og Titman, S. (1989) "Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings", *The Journal of Business*, 62 (3), s. 393–416.
- Grinblatt, M. og Titman, S. (1992) "The Persistence of Mutual Fund Performance", *The Journal of Finance*, 47 (5), s. 1977–1984.
- Grossman S. T. og Stiglitz, J. E. (1980) "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets", *The American Economic Review*, 70 (3), s. 393–408.
- Gruber, M. J. (1996) "Another Puzzle: The Growth in Actively Managed Mutual Funds", *The Journal of Finance*, 51 (3), s. 783–810.
- 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.

- Kendall, M. G. (1953) “The Analysis of Economic Time-Series – part I: Prices”, *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 116 (1), s. 11–34.
- Kräussl, R. og Sandelowsky, R. (2007) *The Predictive Performance of Morningstar’s Mutual Fund Ratings*. Upublisert paper, VU University Amsterdam.
- Lhabitant, F. (2004) *Hedge Funds: Quantitative Insights*. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Lintner, J. (1965) “The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets”, *The Review of Economics and Statistics*, 47 (1), s.13–37.
- Markowitz, H. (1952) “Portfolio Selection”, *The Journal of Finance*, 7 (1), s.77–91.
- Morey, M. R. (2002) “Rating the Raters: An Investigation of Mutual Fund Rating Services”, *The Journal of Investment Consulting*, 5 (2), s. 30–50.
- Morey, M. R. (2005) “The Kiss of Death: A 5-Star Morningstar Mutual Fund Rating?”, *Journal of Investment Management*, 3 (2), s. 41–52.
- Morey, M. R. og Gottesman, A. (2006) “Morningstar Mutual Fund Ratings Redux”, *Journal of Investment Consulting*, 8 (1), s. 25–37.
- Morningstar (2009) “The Morningstar Rating Methodology”, *Morningstar Methodology Paper June 30, 2009*.
- Morningstar (2012) “Category Definitions”, *Europe/Asia and South Africa Morningstar Methodology Paper October 2012*.
- Mossin, J. (1966) “Equilibrium in a Capital Asset Market”, *Econometrica: Journal of The Econometric Society*, 33 (4), s. 768–783.
- Newey, K. W. og West, K. D. (1987) “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica: Journal of The Econometric Society*, 55 (3), s. 703–708.
- Næs, R., Skjeltorp, J. A. og Ødegaard, B. A. (2007) *Hvilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs?*. Upublisert paper, Norges Bank.

- 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.
- 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.
- Sirri, E. R. og Tufano, P. (1998) "Costly Search and Mutual Fund Flows", *The Journal of Finance*, 53 (5), s. 1589–1622
- Studenmund, A. H. (2011) *Using Econometrics: A Practical Guide*. 6. utgave. Boston: Pearson Education Inc.
- Sørensen, L. Q. (2009) *Mutual Fund Performance at the Oslo Stock Exchange*. Masteravhandling. Norges Handelshøyskole, Bergen.
- Treynor, J. L. (1965) "How to Rate Management of Investment Funds", *Harvard Business Review*, 43, s. 63–75.
- Ødegaard, B. A. (2012) *Empirics of the Oslo Stock Exchange. Basic, descriptive, results 1980–2011*. Upublisert paper, Universitetet i Stavanger og Norges Bank.
- Euroinvestor: <http://www.euroinvestor.com/markets/stocks/europe/norway/osebx/history>  
(Hentet: 06. mars 2013)
- Finans Norge: <http://www.fno.no/Hoved/Fakta/Verdipapirer-og-kapitalforvaltning/Faktaark-verdipapirer-og-kapitalforvaltning-A---A/Pengemarkedsrenter/NIBOR/> (Hentet: 04. mars 2013)
- Myrvold, K. (2002) *5 – stjerner – betyr det "løp å kjøp"?:*  
<http://www.morningstar.no/no/news/84367/5-stjerner---betyr-det-1%C3%B8p-%C3%A5-kj%C3%B8p.aspx> (Hentet: 28. februar 2013)
- Norges Bank: <http://www.norges-bank.no/no/prisstabilitet/rentestatistikk/nibor-effektiv-rente-manedsgjennomsnitt-av-daglige-data/> (Hentet: 06. mars 2013)

Oslo Børs:

[http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexOverview?newt\\_\\_ticker=OSEFX](http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexOverview?newt__ticker=OSEFX)

(Hentet: 25.02.2013)

Ødegaard, B. A. (2013):

[http://finance.bi.no/~bernt/financial\\_data/ose\\_asset\\_pricing\\_data/pricing\\_factors\\_monthly.txt](http://finance.bi.no/~bernt/financial_data/ose_asset_pricing_data/pricing_factors_monthly.txt)

(Hentet: 06. mars 2013)



## Appendiks

**Tabell 8: Oversikt over fond benyttet i analysene**

Fond tilhørende kategori "Norge"		Fond tilhørende kategori "Norden"
Alfred Berg Aktiv	Fondsfinans Spar	Alfred Berg Nordic Best Selection
Alfred Berg Gambak	Handelsbanken Norge	Carnegie Aksje Norden
Alfred Berg Humanfond	Holberg Norge	Delphi Nordic
Alfred Berg Indeks	KLP AksjeNorge	DNB Grønt Norden
Alfred Berg Norge	KLP AKSjeNorge Indeks	DNB Norden I
Alfred Berg Norge Pluss	Landkreditt Norge	DNB Norden II
Alfred Berg Norge Etisk	NB Aksjefond	DNB Norden III
Atlas Norge	Nordea Avkastning	DNB Norden IV
Carnegie Aksje Norge	Nordea Kapital	Holberg Norden
Carnegie Norge Indeks	Nordea Norge Verdi	KLP AksjeNorden
Danske Invest Norge I	Nordea SMB	Nordea Norden
Danske Invest Norge II	Nordea Vekst	ODIN Norden
Danske Invest Norge Vekst	ODIN Norge	Pareto Nordic
Danske Invest Norkse Aksjer Inst I	Omega Investment Fd	Storebrand Norden
Danske Invest Norske Aksjer Inst II	Pareto AksjeNorge	Terra Alpha
Delphi Norge	Pareto Aktiv	Terra Norden
Delphi Vekst	Pareto Verdi	Terra Vekst
DNB Barnefond	PLUSS Aksje	WarrenWicklund Norden
DNB Norge	PLUSS Indeks	
DNB Norge Avanse I	PLUSS Markedsverdi	
DNB Norge Avanse II	Storebrand Aksje Innland	
DNB Norge I	Storebrand Norge	
DNB Norge III	Storebrand Norge I	
DNB Norge IV	Storebrand Optima Norge A	
DNB Norge Selektiv I	Storebrand Vekst	
DNB Norge Selektiv II	Storebrand Verdi	
DNB Norge Selektiv III	Terra Norge	
DNB SMB	Terra SMB	
Fondsfinans Aktiv	WarrenWicklund Norge A	

Oversikt over fond som er benyttet i de ulike analysene gjennom oppgaven.

**Tabell 9: Årlig deskriptiv statistikk for rating (kategori "Norge")**

Utvalg	1-stjerne	2-stjerner	3-stjerner	4-stjerner	5-stjerner
<b>2003</b>	5,0 %	27,5 %	35,0 %	25,0 %	3,0 %
N=40	2	11	14	10	3
<b>2004</b>	6,7 %	24,4 %	35,6 %	26,7 %	6,7 %
N=45	3	11	16	12	3
<b>2005</b>	6,4 %	23,4 %	34,0 %	25,5 %	10,6 %
N=47	3	11	16	12	5
<b>2006</b>	9,6 %	15,4 %	40,4 %	23,1 %	11,5 %
N=52	5	8	21	12	6
<b>2007</b>	5,7 %	17,0 %	39,6 %	24,5 %	13,2 %
N=53	3	9	21	13	7
<b>2008</b>	5,6 %	16,7 %	38,9 %	27,8 %	11,1 %
N=54	3	9	21	15	6
<b>2009</b>	3,6 %	11,0 %	19,0 %	17,0 %	7,0 %
N=56	2	11	19	17	7
<b>2010</b>	3,4 %	20,7 %	32,8 %	31,0 %	12,1 %
N=58	2	12	19	18	7
<b>2011</b>	3,4 %	25,9 %	27,6 %	32,8 %	10,3 %
N=58	2	15	16	19	6
<b>2012</b>	6,9 %	24,1 %	36,2 %	24,1 %	8,6 %
N=58	4	14	21	14	5

Utvikling i antall ratede fond ved inngangen av hvert år og stjernefordeling for alle fond i kategori "Norge". N angir totalt antall fond.

**Tabell 10: Årlig deskriptiv statistikk for rating (kategori "Norden")**

Utvalg	1-stjerne	2-stjerner	3-stjerner	4-stjerner	5-stjerner
<b>2003</b>	7,7 %	15,4 %	38,5 %	15,4 %	23,0 %
N=13	1	2	5	2	3
<b>2004</b>	12,5 %	6,3 %	43,8 %	25,0 %	12,5 %
N=16	2	1	7	4	2
<b>2005</b>	18,8 %	0,0 %	37,5 %	37,5 %	6,3 %
N=16	3	0	6	6	1
<b>2006</b>	6,3 %	18,8 %	43,8 %	18,8 %	12,5 %
N=16	1	3	7	3	2
<b>2007</b>	11,8 %	5,9 %	35,3 %	35,3 %	11,8 %
N=17	2	1	6	6	2
<b>2008</b>	5,6 %	16,7 %	33,3 %	27,8 %	16,7 %
N=18	1	3	6	5	3
<b>2009</b>	11,1 %	16,7 %	44,4 %	27,8 %	0,0 %
N=18	2	3	8	5	0
<b>2010</b>	5,6 %	11,1 %	33,3 %	50,0 %	0,0 %
N=18	1	2	6	9	0
<b>2011</b>	5,6 %	27,8 %	22,2 %	38,9 %	5,6 %
N=18	1	5	4	7	1
<b>2012</b>	0,0 %	22,2 %	61,1 %	16,7 %	0,0 %
N=18	0	4	11	3	0

Utvikling i antall ratede fond ved inngangen av hvert år og stjernefordeling for alle fond i kategori "Norden". N angir totalt antall fond.

**Tabell 11: Regresjon med ikke-avgiftsjusterte alfaer for hele perioden  
(én kategori)**

	<u>Konstant (5 stjerner)</u>	<u><math>\beta_1</math> (1 stjerne)</u>	<u><math>\beta_2</math> (2 stjerner)</u>	<u><math>\beta_3</math> (3 stjerner)</u>	<u><math>\beta_4</math> (4 stjerner)</u>	<u>R<sup>2</sup></u>	<u>F-statistikk</u>
<b><u>Ikke-avgiftsjustert Jensens alfa</u></b>							
1 år	0,021*** (4,68)	-0,026*** (-3,68)	-0,019*** (-3,95)	-0,019*** (-4,1)	-0,010** (-2,22)	0,009	7,71***
3 år	0,047*** (5,48)	-0,024* (-1,74)	-0,015 (1,54)	-0,019** (-2,18)	-0,010 (-1,13)	0,003	2,09*
5 år	0,039*** (3,03)	-0,021 (-1,11)	0,010 (0,66)	0,011 (0,81)	0,024* (1,75)	0,006	2,85**
<b><u>Ikke-avgiftsjustert 3-faktormodell</u></b>							
1 år	0,021*** (5,2)	-0,028*** (-4,09)	-0,022*** (-4,85)	-0,020*** (-4,64)	-0,010** (-2,2)	0,012	10,96***
3 år	0,052*** (6,81)	-0,038*** (-2,98)	-0,029*** (-3,34)	-0,026*** (-3,26)	-0,017** (-2,1)	0,007	4,38***
5 år	0,048*** (3,95)	-0,038** (-2,1)	-0,009 (-0,69)	-0,000 (-0,03)	0,012 (0,9)	0,008	3,64***
<b><u>Ikke-avgiftsjustert 4-faktormodell</u></b>							
1 år	0,023*** (5,58)	-0,015** (-2,3)	-0,021*** (-4,66)	-0,017*** (3,92)	-0,010** (-2,32)	0,008	7,58***
3 år	0,057*** (7,46)	0,000 (0,01)	-0,022** (-2,54)	-0,014* (-1,78)	-0,014* (1,68)	0,004	2,28*
5 år	0,057*** (4,9)	0,020 (1,08)	0,004 (0,33)	0,020** (1,6)	0,018 (1,48)	0,003	1,92

Verdi for regresjonskoeffisienter tilknyttet regresjon ved bruk av dummyvariabler for alle fond som del av én kategori. Alle tall er basert på uforklart avkastning påfølgende tidshorison (ett, tre eller fem år) etter mottatt rating i tidsperioden juli 2002 til desember 2012. Konstantleddet symboliserer uforklart avkastning for fond med fem stjerner, mens  $\beta_i$  symboliserer betaverdi tilknyttet fond med  $i$  stjerner. T-statistikk i parentes under hver respektive koeffisient. \* signifikant på 10 % nivå, \*\* signifikant på 5 % nivå og \*\*\* signifikant på 1 % nivå.

**Tabell 12: Regresjon med ikke-avgiftsjusterte alfaer for hele perioden  
(kategori "Norge")**

	<u>Konstant (5 stjerner)</u>	<u><math>\beta_1</math> (1 stjerne)</u>	<u><math>\beta_2</math> (2 stjerner)</u>	<u><math>\beta_3</math> (3 stjerner)</u>	<u><math>\beta_4</math> (4 stjerner)</u>	<u>R<sup>2</sup></u>	<u>F-statistikk</u>
<b><u>Ikke-avgiftsjustert Jensens alfa</u></b>							
1 år	0,023*** (4,76)	-0,006 (-0,73)	-0,017*** (-3,13)	-0,016*** (-3,19)	-0,007 (-1,42)	0,008	6,10***
3 år	0,051*** (5,74)	0,025 (1,55)	-0,005 (-0,50)	-0,005 (-0,50)	0,006 (0,67)	0,005	2,55***
5 år	0,067*** (4,42)	0,038* (1,78)	0,003 (0,17)	0,019 (1,24)	0,030* (1,85)	0,008	3,33***
<b><u>Ikke-avgiftsjustert 3-faktormodell</u></b>							
1 år	0,025*** (5,54)	-0,010 (-1,26)	-0,021*** (-4,25)	-0,019*** (4,04)	-0,009* (-1,84)	0,014	10,52***
3 år	0,060*** (7,45)	0,003 (0,2)	-0,025*** (-2,68)	-0,017* (-1,95)	-0,005 (-0,56)	0,008	4,57***
5 år	0,081*** (5,61)	0,014 (0,71)	-0,022 (-1,43)	0,002 (0,14)	0,012 (0,77)	0,009	5,62***
<b><u>Ikke-avgiftsjustert 4-faktormodell</u></b>							
1 år	0,025*** (5,57)	-0,003 (-0,37)	-0,020*** (-3,9)	-0,020*** (-4,15)	-0,012** (-2,43)	0,0130	14,85***
3 år	0,054*** (6,77)	0,033** (2,35)	-0,011 (-1,22)	-0,011 (-1,34)	-0,005 (-0,53)	0,010	4,12***
5 år	0,064*** (4,71)	0,072*** (3,74)	0,007 (0,46)	0,017 (1,2)	0,020 (1,36)	0,0156	5,64***

Verdi for regresjonskoeffisienter tilknyttet regresjon ved bruk av dummyvariabler for fond i kategori "Norge". Alle tall er basert på uforklart avkastning påfølgende tidshorisont (ett, tre eller fem år) etter mottatt rating i tidsperioden juli 2002 til desember 2012. Konstantleddet symboliserer uforklart avkastning for fond med fem stjerner, mens  $\beta_i$  symboliserer betaverdi tilknyttet fond med  $i$  stjerner. T-statistikk i parentes under hver respektive koeffisient. \* signifikant på 10 % nivå, \*\* signifikant på 5 % nivå og \*\*\* signifikant på 1 % nivå.

**Tabell 13: Regresjon med ikke-avgiftsjusterte alfaer for hele perioden  
(kategori ”Norden”)**

	<u>Konstant (5 stjerner)</u>	<u><math>\beta_1</math> (1 stjerne)</u>	<u><math>\beta_2</math> (2 stjerner)</u>	<u><math>\beta_3</math> (3 stjerner)</u>	<u><math>\beta_4</math> (4 stjerner)</u>	<u>R<sup>2</sup></u>	<u>F-statistikk</u>
<b><u>Ikke-avgiftsjustert Jensens Alfa</u></b>							
1 år	0,011 (1,08)	-0,053*** (-4,18)	-0,039*** (-3,16)	-0,024** (-2,21)	-0,018 (-1,62)	0,023	6,15***
3 år	0,034 (1,56)	-0,100*** (-4,07)	-0,092*** (-3,76)	-0,057*** (-2,58)	-0,059*** (-2,64)	0,044	6,28***
5 år	-0,028 (-1,24)	-0,096*** (-3,38)	-0,087*** (-3,12)	-0,021 (-0,89)	-0,012 (-0,49)	0,046	7,57***
<b><u>Ikke-avgiftsjustert 3-faktormodell</u></b>							
1 år	0,007 (0,72)	-0,049*** (-4,07)	-0,035*** (-2,99)	-0,018* (-1,86)	-0,013 (-1,26)	0,022	11,25***
3 år	0,027 (1,45)	-0,098*** (-4,4)	-0,085*** (-3,8)	-0,048** (-2,49)	-0,053*** (-2,69)	0,046	7,16***
5 år	-0,031 (-1,53)	-0,099*** (-3,74)	-0,086*** (-3,27)	-0,018 (-0,83)	-0,011 (-0,49)	0,054	8,25***
<b><u>Ikke-avgiftsjustert 4-faktormodell</u></b>							
1 år	0,014 (1,46)	-0,031** (-2,4)	-0,037*** (-3,07)	-0,007 (-0,72)	-0,005 (-0,43)	0,018	5,17***
3 år	0,069*** (3,48)	-0,061** (-2,25)	-0,082*** (-3,43)	-0,025 (-1,19)	-0,042** (-1,99)	0,025	5,31***
5 år	0,040* (1,8)	-0,059* (-1,66)	-0,054* (-1,69)	0,024 (1,01)	0,009 (0,39)	0,029	3,89***

Verdi for regresjonskoeffisienter tilknyttet regresjon ved bruk av dummyvariabler for fond i kategori ”Norden”. Alle tall er basert på uforklart avkastning påfølgende tidshorisont (ett, tre eller fem år) etter mottatt rating i tidsperioden juli 2002 til desember 2012. Konstantleddet symboliserer uforklart avkastning for fond med fem stjerner, mens  $\beta_i$  symboliserer betaverdi tilknyttet fond med  $i$  stjerner. T-statistikk i parentes under hver respektive koeffisient. \* signifikant på 10 % nivå, \*\* signifikant på 5 % nivå og \*\*\* signifikant på 1 % nivå.