

# Innholdsfortegnelse

1.	Innledning.....	3
1.1	Problemstilling.....	3
1.2	Motivasjon.....	3
1.3	Struktur.....	4
2.	Empirisk strategi.....	4
2.1.1	CAPM inn i Fama French 5 faktor modell.....	5
2.1.2	Styrker og svakheter med faktor modeller.....	6
2.2	Likviditetsfaktor.....	6
2.3	Regresjonsmodellen.....	8
2.3.1	Forutsetning for regresjonsmodellen.....	9
2.3.2	Test av forutsetningene.....	9
2.3.2.1	Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet.....	10
2.3.2.2	Durbin-Watson test for autokorrelasjon.....	11
2.3.2.3	Shapiro-Wilks test for ikke-normalitet.....	13
2.3.2.4	Fiksing av problem med heteroskedastisitet og autokorrelasjon.....	14
2.4	Prestasjonsmål.....	14
2.4.1	Sharpe ratio.....	15
2.4.2	Treynors indeks – (Fjernes).....	15
2.4.3	Jensens Alfa – (Fjernes).....	15
2.4.4	Appraisal ratio.....	16
2.4.5	Information ratio.....	16
2.4.6	Modigliani <sup>2</sup> .....	17
2.5	Aktiv vs. Passiv.....	18
3.	Data.....	20
3.1	Valg av data.....	21
3.2	Valg av referanseindeks.....	22
3.3	Innhenting av data.....	24
3.4	Deskriptiv statistikk.....	25
4.	Analyse.....	25
4.2	Prestasjonsanalyse.....	25

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

4.X Fama-French tre-faktor modell.....	27
4.X Fama-French fem-faktor modell.....	30
4.x Fama-French fem-faktor med likviditetsfaktor.....	33
5. Konklusjon.....	35
6. Litteraturliste.....	36
7. Appendiks.....	36

# Masteroppgave

## Sammendrag

I denne utredningen ser vi om aktivt forvaltede aksjefond som investerer i små selskaper (small-cap) i USA klarer å generere meravkastning ut over referanseindeks. Generelt blir det gjort færre analyser av små selskaper, og de får mindre medieoppmerksomhet. Det kan tenkes at det er et mindre effisient marked der dyktige fondsforvaltere klarer å skape meravkastning.

For å undersøke om fondene klarer å skape meravkastning bruker vi først Fama-French flerfaktormodell, pluss en likviditetsfaktor. Modellen viser at få fond skaper statistisk signifikante alfaverdier, der det var signifikante verdier er de i all hovedsak negative. Videre i analysen ser vi på prestasjonsmålene Sharpe, vurderingsrate, informasjonsrate og Modigliani<sup>2</sup> for å komplementere flerfaktormodellene, og gi en mer omfattende analyse. Sharpe raten og Modigliani<sup>2</sup> viser svake tegn til at fondene klarer å skape meravkastning, mens informasjonsraten og vurderingsraten viser svake tegn til det motsatte.

Samlet viser våre analyser at aktivt forvaltede fond som investerer i små selskaper på generell basis ikke klarer å skape meravkastning.

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

## Forord

Denne oppgaven skrives som avsluttende del av av mastergrad i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole.

Vi valgte å skrive om kapitalforvaltning fordi det er et tema vi begge har stor interesse for, både som fag på skolen og privat. Vi har begge tatt kurset "Kapitalforvaltning" på NHH med Trond Døskeland, som ga oss inspirasjon til temaet vi har valgt å skrive om. I kurset var det særlig prestasjonsanalyse av aksjefond vi synes var spennende. Vi valgte å se spesifikt på små selskaper fordi det er et marked vi begge er spesielt interessert i. Det er et mindre marked hvor vi mener det kan være flere muligheter for meravkastning. Små selskaper i USA ble da et naturlig valg siden det er det vi har mest kunnskap om og som er lettest tilgjengelig for oss.

Det har vært spennende, krevende og lærerikt å arbeide med denne utredningen. Vi vil rette en stor takk til våre familier, venner og kjære som har støttet oss under skrivingen av masteroppgaven, samt gjennom hele studieløpet.

Avslutningsvis ønsker vi å takke vår veileder Jørgen Haug for gode tilbakemeldinger og diskusjoner underveis i prosessen.

## 1. Innledning

I denne seksjonen presenteres problemstillingen i oppgaven. Deretter forklarer vi bakgrunnen for valg av problemstilling, og hvorfor dette er interessant. Så avsluttes seksjonen med en gjennomgang av oppgavens struktur.

### 1.1 Problemstilling

Temaet i denne utredningen er prestasjonsvurdering av aksjefond. For å vurdere aksjefonds prestasjoner, er det vanlig å vurdere dem justert for risiko. Videre begrenses oppgaven til å se på små selskaper i USA. Vi kommer derfor frem til følgende spissformulerte problemstilling:

*Klarer aktivt forvaltede aksjefond som investerer i små selskaper på det amerikanske markedet å skape risikojustert meravkastning?*

For å besvare dette spørsmålet skal vi utføre to supplerende analysemetoder. Vi gjennomfører regresjoner på Fama-French flerfaktormodeller, i tillegg til 5-faktormodellen inklusiv en likviditetsfaktor. Dette gjør vi for å se om fondene klarer å skape statistisk signifikante alfaverdier,

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

som er et godt mål på meravkastning. I tillegg skal vi se på fire ulike prestasjonsmål; sharpe ratio, vurderingsrate, informasjonsrate og Modigliani<sup>2</sup>, som viser ulike mål på risikojustert meravkastning.

## 1.2 Motivasjon

Historisk har det vært tilfelle at små selskaper kommer med en størrelse premie, og leverer bedre avkastning enn større selskaper (Fama & French, 1992, s. 16). Det gjør at det å investere i dette segmentet kan være ekstra "tiltrekkende" for noen. Investorer som ikke vil investere direkte selv, kan velge om de skal investere i passive eller aktive aksjefond. Denne oppgaven vil hjelpe med å belyse dette valget.

Fra 1. januar 2021 fikk arbeidstakere i privat sektor muligheten til å selv plassere egen pensjonssparing (Finansdepartementet, 2020). Dersom man ønsker kan man da investere i fond som investerer i små selskaper. Da vil det være nyttig å ha innsikt i hvordan aktivt forvaltede fond presterer, for å gjøre en vurdering om aktiv eller passiv plassering er det beste for seg innenfor segmentet små selskaper. Dette segmentet kan være interessant for pensjonssparere som er tiltrukket av vekstmulighetene som finnes i de små selskapene. De kan også fungere som en form for diversifisering, eller for investorer som ønsker eksponering til denne formen for systematisk risiko. Det er også mulig at mindre konkurranse og analyser innad i denne sektoren gjør at dyktige fondsforvaltere kan utnytte et mindre effektivt marked.

## 1.3. Struktur

Resten av oppgaven er delt inn i fem seksjoner. Seksjon to omhandler den empiriske strategien vi bruker for å besvare oppgavens problemstilling. Her går vi gjennom modellene vi bruker for å analysere fondenes avkastning, samt modellenes teoretiske bakgrunn. I tillegg går vi gjennom forutsetninger for regresjonsmodellene, og tester hvorvidt de holder for vår data og analyse. Videre går vi gjennom de ulike prestasjonsmålene vi bruker i analysen og drøfter styrker og svakheter med dem. Til slutt ser vi også på tidligere teori og empiri rundt aktiv og passiv fondsforvaltning, både generelt og mer spesifikt for små selskaper.

I seksjon tre går vi gjennom dataen som brukes i analysen. Her redegjør vi for utvalgsriterier for datasettet og valg av referanseindeks. Til slutt presenterer vi også deskriptiv statistikk for at leseren kan få et bedre bilde over datamaterialet.

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

Seksjon fire er analysedelen. Vi starter med å presentere og drøfte resultatene fra de tre faktormodellene vi har brukt. Deretter presenterer vi resultatene fra de ulike prestasjonsmålene vi har valgt å se på, samt sammenligner funnene med flerfaktormodellene.

Seksjon fem er konklusjonen i oppgaven hvor vi også gir et konkret svar på problemstillingen. Oppgaven avsluttes med svakheter/begrensninger av oppgaven, litteraturliste og appendiks.

## 2. Empirisk strategi

Empirisk strategi går gjennom fremgangsmåten for å besvare problemstillingen. Seksjonen starter med en teoretisk gjennomgang av Fama-French faktormodeller, samt en drøfting av styrker og svakheter med disse. Videre går vi inn på inkludering av en likviditets faktor, samt bakgrunnen for valget. Deretter presenterer vi regresjonsmodellene vi bruker i analysen. Vi tester forutsetningene og drøfter eventuelle utfordringer og løsninger ved brudd på disse. Så går vi gjennom ulike prestasjonsmål vi skal bruke for å supplere regresjonsmodellen. Vi avslutter med en gjennomgang av empiri og teori rundt aktiv og passiv forvaltning.

### 2.1 Faktormodell

Capital Asset Pricing Model (CAPM) er en enfaktormodell som gir et rammeverk for å estimere forventet avkastning basert på eksponering til markedsrisiko. Eksponering til markedsrisiko vil være eksponeringen til systematisk, ikke diversifiserbar risiko. CAPM er mye brukt innenfor finans, men har fått kritikk for dårlig empirisk grunnlag. Blant annet har det blitt vist at CAPM ikke forklarer hele tverrsnittvariasjonen i aksjes avkastning. Dette indikerer at andre systematiske faktorer også påvirker prisen til en aksje (Desmoulins-Lebeault, 2002, s. 1).

Et alternativ til CAPM er Fama-French sin 3-faktormodell (FF3F), utviklet av Eugene Fama og Kenneth French i 1992. Denne modellen utvider CAPM ved å introdusere de systematiske risikofaktorene størrelse (SMB) og verdi (HML) (Fama & French, 1992, s. 1.). Noen år senere, i 2015, ble denne modellen utvidet med to nye faktorer, profitabilitet (RMW) og investeringer (CMA) (FF5F). Inkludering av risikofaktorene i Fama-French er ment til å øke forklaringsvekten til modellen ved å forklare mer av porteføljens avkastningskarakteristika (Fama & French, 2015, s. 1).

#### 2.1.1 Styrker og svakheter

En svakhet med faktormodellen er at den bruker statistiske estimatorer som ikke fanger opp de dynamiske endringene i faktoreksponering. Blitz et al. (2016) trekker frem fem mulige svakheter med

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

5-faktormodellen. En av disse er at teorien beholder CAPM forholdet mellom markedsbeta og avkastning, selv om empiri viser at sammenhengen er flat eller negativ. En annen svakhet er at du nesten alltid vil kunne forklare vekk meravkastningen (alfa) gjennom eksponering til ulike sett av faktorer. Ved å bruke «data mining» kan man finne faktorer som tilsynelatende er statistisk signifikante, men i en økonomisk forståelse helt meningsløse (Blitz & Hanauer, 2020, s. 1.).

En styrke med flerfaktormodeller er at de viser eksponering mot ulike former for risiko, noe vi tror er spesielt relevant i vår oppgave. Størrelsen på selskapene det investeres i gjør det naturlig at fondene har høy positiv eksponering mot blant annet SMB- og likviditetsfaktoren. Modellen er også mye brukt og veldokumentert. I tillegg er faktordata tilgjengelig for hele analyseperioden. I problemstillingen er det meravkastning vi ser på, og denne meravkastningen blir godt representert gjennom alfa i modellen. Alfa er det man sitter igjen med etter modellen har korrigert for eksponering mot systematiske risikofaktorer. Hvis alfaverdien er positiv betyr det at avkastningen som er oppnådd ikke fullt ut kan forklares av de systematiske risikofaktorene i modellen, og følgelig har forvalter skapt meravkastning.

### 2.1.2 Likviditetsfaktor

I tillegg til å bruke Fama-French sin 5-faktormodell for å fange systematisk risiko ved eksponering til ulike faktorer, vil vi supplere denne med en likviditetsfaktor (FF5F+LIQ). Vi velger å inkludere en likviditetsfaktor ettersom vi tror at dette vil hjelpe med forklaringskraften til modellen. Tidligere empiri indikerer at aksjer med lavere likviditet har høyere forventet avkastning enn aksjer med høy likviditet (Pastor & Stambaugh (2003) s. 1). Små selskaper har som regel lavere handelsvolum enn større selskaper, og vi tror derfor at eksponering til lav likviditet kan være en viktig systematisk risikofaktor. Vi har valgt fond som kun investerer i små selskaper og dette innebærer at de må rebalanseres etter hvert som selskaper faller ut av det gitte investeringsuniverset. Dette kan innebære en ekstra kostnad for fondene, ettersom risikoen for lav likviditet kan gjøre at de ikke alltid klarer å selge seg ut til markedspris.

Likviditet er muligheten til å gjøre transaksjoner med aksjer uten å flytte prisen. Små selskaper har ofte mindre handelsvolum enn større selskaper, og det kan føre til lavere likviditet. Dette gjør at når man skal selge en mengde aksjer, vil man få dårligere og dårligere salgspris etter hvert som man spiser opp eksisterende likviditet. Ved en tilsvarende aksje med høy likviditet ville man klart å gjennomføre denne transaksjonen uten tap i aksjekurs. (Hayes, 2023)

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

Likviditetsfaktoren vi har valgt å benytte er laget av Lubos Pastor og Robert Stambaugh (Pastor & Stambaugh (2003) s. 1). Vi har valgt nettopp dette målet på likviditet ettersom den er mye brukt, og faktordata er tilgjengelig. Faktoren konstrueres ved å bruke flere ulike mål på likviditet, noe som kan øke graden av nøyaktighet. I tillegg vil det å legge til en ekstra faktor vi antar fondene vil ha høy eksponering mot øke forklaringskraften til modellen.

Denne likviditetsfaktoren konstruerer Pastor og Stambaugh ved å lage verdivektede porteføljer som er sortert etter et likviditetsmål. Så tar de avkastningen fra den minst likvide porteføljen minus avkastningen fra den mest likvide porteføljen. Porteføljene konstrueres fra individuelle aksjer fra New York Stock Exchange (NYSE), der de bruker daglig handelsdata. Likviditetsmålet finner de ved å ta daglig aksje turnover (total daglig handel i en aksje/totalt antall aksjer). De regner også ut gjennomsnittlig spredning i kjøps og salgskurs over en gitt periode.

Ulempen med en likviditetsfaktor er at definisjonen på likviditet kan være tvetydig. Det er mange forskjellige måter å måle likviditet på. Ulike mål kan føre til ulike resultater i modellen. Pastor-Stambaugh's definisjon på likviditet vil komme nær virkelig likviditet, men ikke treffe helt. Virkelig likviditet blir påvirket av utrolig mange variabler som ikke er mulig å inkludere i en modell. Faktoren vi har fra Pastor og Stambaugh er konstruert ved flere ulike mål på likviditet, men også denne er en forenkling av hvordan den faktisk likviditeten er.

### 2.1.3 Faktorbeta

Denne utredningen er en prestasjonsvurdering av fond som investerer i små selskaper. Det vil da være nærliggende å forvente at størrelsesfaktoren (SMB) vil være en sentral faktor i modellen, med høy beta-koeffisient. Samtidig vil beta-koeffisienten med all sannsynlighet være positiv siden mandatet til fondene er å investere i små selskaper, "S'en" i SMB.

For markedsfaktoren (MKT- $r_f$ ) vil vi trolig også finne en majoritet av høye, positive beta-koeffisienter. En av grunnene til dette er at vi kun har med aksjefond som holder lange posisjoner, ingen kortsalg. Med mindre aksjefondene har en spesifikk strategi om å eie aksjer som er negativt korrelert med markedet, så vil fondene mest sannsynlig være positivt eksponert mot markedsfaktoren. Dette tror vi vil gjelde den store majoriteten av fondene. Et argument for det motsatte er at ved å kun investere i små selskaper, vil de ekskludere ca. 90% av den totale markeds kapitaliseringen til NYSE. Det kan være at denne spesifikke delen av markedet beveger seg ulikt markedet som en helhet.

Beta-koeffisientene for verdifaktoren (HML) er derimot tvetydig på hva vi kan forvente å finne. Fond innenfor små selskaper kan drive med både vekst- og verdistrategier. Fortegn på HML beta vil

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

avhenge av hvilke strategier fondene har. Det samme gjelder RMW og CMA, hvor økonomisk intuisjon forteller lite om forventet grad og fortegn på eksponering.

For likviditetsfaktoren forventer vi høye, positive beta-koeffisienter. Fondene investerer i små selskaper, som tidligere diskutert ofte er mindre likvide.

## 2.2 Regresjonsmodell

For å besvare problemstillingen i denne oppgaven har vi valgt å gjennomføre regresjonsanalyser på flerfaktormodellene (1.1.). Vi har valgt å bruke flere varianter av Fama-French modellen fordi det gir oss mer robuste resultater. Hvis resultater er konsistente over flere modeller gir det sterkere støtte for at resultatene våre ikke er drevet av tilfeldigheter.

1.1

$$E(R_{it}) - rf = \alpha_i + \beta_1(E(R_m) - R_f) + \beta_2 * SMB + \beta_3 * HML + \beta_4 * RMW + \beta_5 * CMA + \beta_6 * LIQ + e_{it}$$

Regresjonsmodellen vi bruker er Ordinary Least Squared (OLS), eller minste kvadraters metode på norsk. Det er flere grunner til at vi velger å bruke OLS estimator i vår analyse, både praktiske og teoretiske. Innenfor økonomi og finans er OLS den mest brukte metoden for regresjonsanalyser. Dette gjør at OLS er innebygd i det fleste statistikkprogrammer og dermed er ganske enkelt å bruke. I tillegg har OLS estimatorer egenskaper som er forenlige med teorien. For at man fra et utvalg skal kunne si noe om populasjonen er det tre egenskaper man ønsker at estimatoren skal ha: den må være objektiv (unbiased), konsistent (consistent) og effektiv (efficient). Dette er egenskaper man også finner ved OLS, under noen forutsetninger som vi skal se på nå (Stock & Watson, 2015, s. 167).

### 2.3.1 Forutsetning for regresjonsmodellen

#### **Multikollinearitet**

Forutsetningen om multikollinearitet vil si at de uavhengige variablene ikke korrelerer med hverandre, noe som gjør at man taper presisjon i estimatene fra regresjonsanalysen. I praksis vil det som regel være en viss grad av korrelasjon mellom de uavhengige variablene. Det skaper imidlertid lite problemer dersom korrelasjonen ikke blir for stor (Brooks, 2008, 170-171). For vår data vil multikollinearitet oppstå ved korrelasjonen mellom de systematiske risikofaktorene MKT-rf, SMB, HML, RMW, CAM og LIQ.

#### **Feilleddene har konstant varians**

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.



Forutsetningen om at feilleddene er konstante,  $\text{Var}(u_t) = \sigma^2 < \infty$ , er forutsetningen om *Homoskedastisitet*. Dersom denne forutsetningen ikke er til stede, altså at feilleddene ikke har konstant varians, så er feilleddene *heteroskedastiske* (Brooks, 2008, s. 132). Dersom feilleddene er heteroskedastiske vil det gjøre utslag på p-verdiene i regresjonsanalysen og man kan ende opp med å gjøre type 1 eller type 2 feil. Vi må derfor teste for heteroskedastisitet.

### Uavhengige residualer

Kovariansen mellom residualene over tid er null,  $\text{cov}(u_i, u_j) = 0$  for  $i \neq j$ . Det vil si at man forutsetter at feilleddene fra periode  $t$  til  $t+1$  ikke korrelerer med hverandre. Dersom denne forutsetningen brytes, har man *autokorrelasjon* (Brooks, 2008, s. 139). Ettersom dataen vi bruker i analysen er tidsseriedata, krever det at vi tester for denne forutsetningen.

### Normalfordelte feilledd

For å kunne utføre hypotesetester må forutsetning om normalitet i feilleddene holde, ( $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ ) (Brooks, 2008, s. 161). OLS regresjon bygger på forutsetningen om linearitet, så dersom denne forutsetningen ikke holder vil ikke OLS være egnet. Derimot, hvis man har mange nok observasjoner vil brudd på forutsetningen om normalitet ha liten konsekvens og man kan benytte OLS (Brooks, 2008, s. 164).

## 2.3.2 Test av forutsetningene

Her ser vi videre på aktuelle tester for å sjekke om det forekommer brudd på de ovennevnte forutsetningene for regresjonsmodellen. I tillegg er det testet for multikollinearitet ved å se på variance inflation factor (VIF). Her fant vi lite til ingen tegn på multikollinearitet (se appendix 1).

### 2.3.2.1 Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet

En Breusch-Pagan-test er en test for å finne ut om det foreligger heteroskedastisitet i residualene. Testen tar residualene ( $u$ ) fra en regresjonsmodell og bruker de som en avhengig variabel i en regresjonsmodell med samme uavhengige variabler. Så former man enten en F-statistikk eller en LM statistikk og henter ut p-verdien. I Breusch-Pagan testen er nullhypotesen at residualene har konstant varians, mens alternativhypotesen er at residualene ikke er konstant (Wooldridge, 20016, s. 251). Det kan settes opp slik:

H0: Homoskedastisitet

H1: Heteroskedastisitet

Det betyr at dersom man får en p-verdi under 0,05 så forkaster man nullhypotesen og kan med en viss grad av statistisk sikkerhet påstå at det foreligger heteroskedastisitet i feilleddene.

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

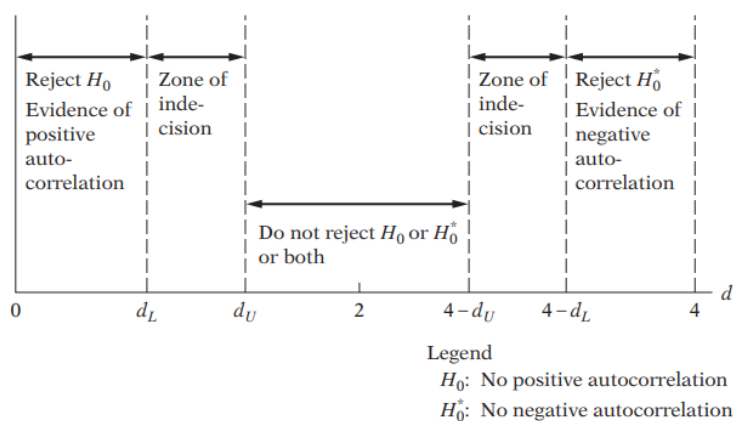
Resultatene fra Breuch-Pagan testen viser klare tegn til heteroskedastisitet. I FF3F er det 133 fond som har en p-verdi under 0,05, og som da gjør at vi forkaster nullhypotesen om homoskedastisitet. I FF5F og FF5F+LIQ er det enda flere som viser heteroskedastisitet med henholdsvis 331 og 327 fond. Mengden utslag gjør at vi finner det hensiktsmessig å korrigere for dette ved å bruke Newey West estimatorer.

Det er flere grunner til at vi har valgt akkurat Breuch-Pagan test for å undersøke heteroskedastisitet. De viktigste grunnene er at det er en velkjent test som er enkel å implementere, og at den er lett tilgjengelig i statistiske pakker. En begrensning med Breusch-Pagan testen er at den antar at heteroskedastisitet er en lineær funksjon av de uavhengige variablene. Det betyr at selv om man ikke finner utslag på heteroskedastisitet så kan man ikke utelukke at det er et ikke-lineært forhold mellom variansen i feilleddet og de uavhengige variablene (Pedace, 2016).

### 2.3.2.2 Durbin-Watson test for autokorrelasjon

Durbin-Watson tester om det foreligger første ordens autokorrelasjon i feilleddene til regresjonsmodellen, og om det da bryter med forutsetningene for OLS. Fra DW testen får man en verdi som ligger mellom null og fire, og en tilhørende p-verdi. I tabeller videreutviklet av Savin og White (1977) finner vi de øvre og nedre d-verdiene for både 1% og 5% signifikansnivå for ulike antall observasjoner og uavhengige variabler. Vi har som i de andre hypotesetestene vi har utført, valgt å sette kravet til statistisk signifikans på  $p > 0,05$ , altså 5%. Formålet med testen er ikke å nøyaktig avgjøre hvilke fond som har autokorrelasjon, men derimot få en oversikt over om autokorrelasjon er et gjentakende problem. Se appendiks 7.2.1 for tabell over våre øvre og nedre d-verdier.

Figur 1



<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

**figur 1: Figuren viser hvordan vi avgjør de ulike kritiske verdiene for Durbin-Watson testen, som vi har satt opp i tabell 9. I tillegg viser den null- og alternativhypotesene for testen. Figuren er hentet fra "Basic Econometrics," av D. N. Gujarati, & D. C. Porter, 2009, s. 435.**

Figuren over viser hva de ulike intervallene av kritiske verdier forteller oss om autokorrelasjon. Vi kan se på verdiene for FF3F som et eksempel. For kritiske verdier mellom null og 1,64, så forkaster vi nullhypotesen om ingen positiv autokorrelasjon og blir stående igjen med alternativhypotesen om at det foreligger positiv autokorrelasjon i residualene. For kritiske verdier fra 1,64 til 1,77 er det sier testen at det man ikke kan avgjøre om det er autokorrelasjon eller ikke. Verdier mellom 1,77 og  $(4 - 1,77 =) 2,23$  betyr at vi beholder nullhypotesene og dermed kan si at det ikke foreligger autokorrelasjon. For verdier mellom 2,23 og  $(4 - 1,64 =) 2,36$  er det igjen ubesluttsomt. Til slutt vil verdiene mellom 2,36 og 4 tilsa at vi forkaster nullhypotesen og sitter igjen med alternativhypotesen at det er negativ autokorrelasjon. For de kritiske verdiene se appendiks 7.2.2.

Tabell 1

	Positiv autokorrelasjon	Ubesluttsomhet	Ingen autokorrelasjon	Ubesluttsomhet	Negativ autokorrelasjon
FF3F	15	38	520	118	111
FF5F	17	103	441	192	49
FF5+1F	20	105	400	243	34

**Tabell 1: Tabellen viser resultatene fra Durbin-Watson testen. Den gir en oversikt over hvor mange fond som havner innenfor de ulike intervallene for autokorrelasjon.**

Tabell 1 viser at for majoriteten av fondene sitter vi igjen med nullhypotesen om at det ikke er autokorrelasjon. Dette gjelder for alle tre modellene. Likevel er det ganske mange fond som har negativ autokorrelasjon, eller hvor man er ubesluttsom. Vi konkluderer derfor med at det er hensiktsmessig å korrigere for autokorrelasjon ved bruk av Newey West estimator.

En fordel med d-statistikken i Durbin-Watson-testen er at den bruker estimerte residualer som vi henter fra regresjonsanalysen. Det er altså en test som er lett å gjennomføre med tall man enkelt finner frem til. Durbin-Watson testen har seks underliggende forutsetninger som må holde for at testen skal gi en gyldig d-statistikk (Gujarati & Porter, 2009, s. 434). Dersom en eller flere av disse forutsetningene ikke holder, kan det føre til skjevhet i d-statistikken, som igjen kan gjøre at man

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

trekker konklusjoner om autokorrelasjon eller ikke basert på feil grunnlag. Ved gjennomgang av våre data og modeller finner vi ingen klare brudd på disse forutsetningene, noe som gjør at vi konkluderer med at Durbin-Watson-testen er en gyldig test for vår analyse/data.

### 2.3.2.3 Shapiro-Wilks test for ikke-normalitet

For å teste om feilleddene er normalfordelte, har vi valgt å bruke Shapiro-Wilks test. Testen undersøker om et utvalg kommer fra data som er normalfordelt. Testen gir oss en p-verdi som vi bruker til å si noe om følgende hypoteser:

H0: Feilleddene er normalfordelte

H1: Feilleddene er ikke normalfordelte

Det vil si at dersom Shapiro-Wilks testen gir en p-verdi på under 0,05, må vi forkaste nullhypotesen. Vi står da igjen med alternativ hypotesen om at feilleddene ikke er normalfordelte. Testen viser at i 3-faktormodellen er det 276 fond hvor vi forkaster nullhypotesen og for FF5 og FF5+LIQ er det henholdsvis 179 og 185 fond hvor feilleddene ikke er normalfordelte. Det er altså en betydelig andel av fondene i vårt utvalg som har problemer med ikke-normalitet. Dette er til en viss grad forventet siden aksjepriser gjerne ikke følger en normalfordeling. I tillegg har vi et relativt stort datasett, noe som reduserer konsekvensene det får for hypotesetesting av regresjonsanalysene. Vi anser det derfor ikke som nødvendig å gjøre videre korreksjoner for ikke-normalfordeling i feilleddene. Dersom man skulle gjort korreksjoner kunne man for eksempel brukt Generaliserte Lineære Modeller (GLM) som kan håndtere ikke-normalitet.

I likhet med heteroskedastisitet og autokorrelasjon finnes det flere tester for å undersøke normalitet i feilleddene. Vi har valgt Shapiro-Wilks testen fordi den er lett tilgjengelig i statistiske pakker, gjennom innebygde funksjoner, noe som gjør testen beleilig å gjennomføre. I tillegg konkluderer Razali & Wah (2011) med at blant de fire vanlige testene for normalitet som de har undersøkt, er Shapiro-Wilks testen den kraftigste testen for alle prøvestørrelser og fordelinger. Det vil si at Shapiro-Wilks testen klarer å fange opp ikke-normalitet i residualene bedre, og ved mindre utvalg, enn andre tester.

### 2.3.2.4 Newey-West estimatorer

Som tidligere diskutert har vi funnet utslag av både heteroskedastisitet og autokorrelasjon i våre data, så mye at vi ser det hensiktsmessig å korrigere for dette. Vi bruker derfor "HAC standard errors" (Heteroscedasticity and autocorrelation consistent standard errors). Det kan gjøres på flere ulike måter, men vi har valgt å bruke Newey-West estimator (Newey & West, 1987, s. 703-708) for å lage robuste feilledd. Nettopp det at den løser begge problemene avdekket ved de statistiske testene gjør

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

at vi velger å benytte Newey West estimatorene. Den er også velkjent, og enkel å implementere gjennom funksjoner i R.

## 2.4 Prestasjonsmål

Videre i analysen ser vi på ulike risikjusterte prestasjonsmål. I en evaluering av porteføljer har prestasjonsmålene den hensikt å vise porteføljens evne til å skape risikjustert meravkastning. Fondene evalueres ikke bare etter oppnådd avkastning, men også etter risikoen som ble tatt for å oppnå avkastningen. Det vil si at hvis en portefølje eller et fond har oppnådd høyere avkastning ved å ta på seg uproporsjonalt mye risiko, så vil det slå negativt ut på prestasjonsmålene til fondene.

Det er fire ulike prestasjonsmål vi skal se på. Alle prestasjonsmålene regnes ut ved aritmetisk gjennomsnitt.

- Sharpe-raten
- Informasjonsrate
- Vurderingsraten
- Modigliani<sup>2</sup>

Vi har valgt å bruke disse fire prestasjonsmålene i vår analyse fordi de har forskjellige egenskaper som gir oss ulik innsikt i analysen. Under vil vi presentere målene litt nærmere, hvor vi ser på utregningen og styrker og svakheter med dem.

### 2.4.1 Sharpe-raten

Sharpe-raten måler porteføljens avkastning utover risikofri rente per porteføljestandardavvik (Sharpe, 1966, s. 119-138). Sharpe ratio er velkjent innenfor finans, enkel å regne ut og den gir et tall som er enkelt å sammenligne. Desto høyere sharpe ratio, desto bedre. Sharpe tar også hensyn til den totale risikoen i en portefølje, ikke bare den systematiske risiko. Det betyr at hvis porteføljen er konstruert slik at man ikke har diversifisert bort all den usystematiske risikoen, så fanges det opp i sharpe-raten. Dette gjør at Sharpe vil fange opp om fondene har økt avkastning gjennom å ta på seg mer totalrisiko.

$$SR = \frac{R_p - r_f}{\sigma_p}$$

Hvor:

$R_p$ : avkastningen til porteføljen

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

$r_f$ : risikofri rente

$\sigma_p$ : standardavviket til porteføljen

#### 2.4.4 Vurderingsraten

Vurderingsraten (kjent som "appraisal ratio" på engelsk) viser en porteføljes alfa per enhet usystematisk risiko. For at en forvalter skal oppnå meravkastning utover markedsporteføljen, må han ta på seg usystematisk risiko. Forvalteren gjør aktive seleksjonsvalg som gjør at porteføljen differensierer seg fra markedsporteføljen. AR måler om forvalteren har klart å ta aktive seleksjonsvalg som skaper meravkastning relativt til den ekstra usystematiske risikoen han har tatt på seg. Forholdstallet vil da gi en indikasjon på hvor dyktig porteføljeforvalteren er til å aktivt velge aksjer som er feilpriset i markedet. Vi velger å regne ut vurderingsraten ved å bruke alfaverdier vi fant gjennom regresjonen som teller.

$$AR = \frac{\alpha_p}{\sigma(\varepsilon_p)}$$

Hvor:

$\alpha_p$ : alfa:

$$\alpha = R_p - (R_f + \beta_p(R_m - R_f)) + \beta_2 * SMB + \beta_3 * HML + \beta_4 * RMW + \beta_5 * CMA + \beta_6 * LIQ )$$

$\sigma(\varepsilon_p)$ : Porteføljens usystematiske risiko – Det er den aktive risikoen (tracking error risikoen) justert for CAPM risiko.

Vi velger å inkludere vurderingsraten i analysen vår ettersom den vil vise hvor mye alfa fondene klarer å høste inn i forhold til den usystematiske risikoen. Alfa som fondene oppnår kan komme på bekostning av høyere idiosynkratisk risiko. AR vil da vise hvor mye ekstra idiosynkratisk risiko forvaltere har tatt på seg for å oppnå sin meravkastning, eller for å vike fra markedsporteføljen.

#### 2.4.5 Informasjonsrate

Informasjonsrate måler en porteføljes avkastning utover benchmarken, sammenlignet med volatiliteten til den avkastningen. IR måler forvalters evne til å skape meravkastning samtidig som den identifiserer hvor konsekvent forvalter klarer å skape denne meravkastningen ved å innlemme tracking error (nevner). Tracking error er et mål på hvor konsistent forvalter er i å oppnå meravkastning utover benchmark. Den viser risiko tatt ved aktiv forvaltning.

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

$$IR_p = \frac{\alpha_p + (\beta_p - \beta_B)[R_M - R_F]}{(\sigma(\epsilon_p)^2 + (\beta_p - \beta_B)^2 \sigma_M^2)^{1/2}}$$

Hvor:

$\beta_B$ : Benchmark beta

$\sigma_M^2$ : Variansen i markedsporteføljen

Informasjonsrate viser ekstra avkastning som er generert, etter at man tar hensyn til den risikoen som har blitt tatt ved å vike fra referanseindeksen. Denne oppgaven fokuserer på aktiv forvaltning, IR er et aktuelt prestasjonsmål ettersom det ser på meravkastning fra aktiv forvaltning mot risiko tatt ved aktiv forvaltning.

#### 2.4.6 Modigliani<sup>2</sup>

Modigliani<sup>2</sup> ( $M^2$ ) måler forskjellen i avkastning mellom porteføljen og markedet når man justerer porteføljens standardavvik til referanseindeksens standardavvik. Det gir et bilde på hvordan avkastningen til porteføljen ville sett ut dersom den hadde vært utsatt for samme risiko som referanseindeksen.

$$M^2 = (SR_p - SR_M) * \sigma_M$$

Hvor:

$SR_p$ : Porteføljens Sharpe rate

$SR_M$ : Sharpe raten til referanseindeksen

Vi inkluderer  $M^2$  ettersom den viser forskjellen i avkastning mellom referanseindeksen og porteføljen, ved likt standardavvik. Som nevnt tidligere er standardavviket som er et mål på total risiko ikke inkludert i faktormodellen.  $M^2$  kan være interessant fordi den viser hvordan fondene gjør det, ved samme totalrisiko som markedet, som er systematisk risiko dersom man tror på CAPM.

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

Selv om prestasjonsmålene kan være nyttige verktøy for både forvaltere og kunder i evaluering av fondsprestasjoner, så har de også visse begrensninger. En klar begrensning alle prestasjonsmålene har, er at de baserer seg på historisk data. Således reflekterer ikke prestasjonsmålene fremtidig prestasjon, kun historisk. Selv om historiske prestasjoner kan gi et godt grunnlag for å predikere fremtidige prestasjoner, så skal man være forsiktig med å dra konklusjoner om fremtidige fondsprestasjoner bare basert på historiske måltall. I tillegg har tidshorisonten man analyserer en stor innvirkning på historiske prestasjoner. Om man bruker 5, 10 eller 15 år kan ha stor innvirkning på hvordan prestasjonene til fond har vært. Noen fond kan ha gjort det bedre i noen markeds klimaer enn andre, noe som vil bli ulikt framstilt med ulike tidshorisonter. Til slutt er det også en svakhet med slike prestasjonsmål at de gjerne gir et simplistisk bilde av fondets prestasjoner. Simplistisk fremstilling av prestasjonene er ønskelig der man trenger en rask oversikt over fondene, men vil være mindre hensiktsmessig ved dypere analyser av hvorfor fondene har fått gitt avkastning. En annen mangel vil være at prestasjonsmålene ikke ser på statistisk signifikans. Selv om fondene skaper meravkastning ved prestasjonsmålene, betyr ikke det at vi kan si noe om de statistiske sannsynlighetene av resultatene.

## 2.5 Aktiv og passiv forvaltning - teori og empiri.

En sentral del av denne oppgaven handler om aktiv vs. Passiv forvaltning av aksjefond. Valget om man skal investere i aktive eller passive aksjefond er nært knyttet opp mot teorien om markedseffisiens (Fama, 1970, s. 383-417). Dersom man tror at markedet er effisient, tror man at det ikke vil være mulig å tjene penger i aksjemarkedet gjennom aktiv forvaltning. Slik vil aktiv forvaltning kun medbringe høyere kostnader ved å samle inn og bearbeide informasjon som allerede er priset inn i aksjekursene, og dermed oppnå lavere avkastning. En slik investor vil dermed investere passivt gjennom et indeksfond med lavere kostnader. Hvis man derimot har lite tro på at aksjemarkedet er effisient, så vil flinke forvaltere klare å bruke sine ressurser og kunnskap til å skape meravkastning utover referanseindeksen. Investorer vil da investere penger i aktivt forvaltede fond hvor man tror fondsforvalteren klarer nettopp dette etter kostnader. Videre i dette kapitlet skal vi se på tidligere empiriske studier på hvordan aktivt forvaltede aksjefond har gjort det i forhold til passiv forvaltning i indeks, særlig med små selskaper som investeringsunivers i USA.

I lite effisiente markeder kan det oppstå flere muligheter som dyktige forvaltere kan utnytte. Disse muligheten kan komme fra at det er mindre ressurser som blir brukt på analyse, informasjon er vanskeligere å finne og kommer ut mer gradvis. Dette er gjerne tilfelle i markedet for små selskaper og dermed at dyktige forvaltere vil ha mulighet til å oppnå meravkastning utover referanseindeks i dette markedet (Davies et al., 2008, s. 64-74,4). Videre i artikkelen analyserer de hvorvidt det faktisk er lettere å slå indeksen som aksjefond som investerer i små selskper. Funnene i artikkelen viser at medianen av forvalterne i det amerikanske aksjemarkedet oppnår en alfa på null før kostnader. Dersom man legger til kostnader blir alfa til median fondsforvalter både statistisk og økonomisk signifikant negativ.

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.



Allen (2005) konkluderer derimot med at fondsforvaltere av små selskaper har konsekvent og signifikant slått deres referanseindeks. Allen analyserer over en periode på 20 år som slutter i 2004. Han finner at medianforvalteren av små selskaper presterer bedre enn Russell 2000 indeksen i hver eneste rullerende treårsperiode, i analyseperioden. Dette er også justert for ulike skjevheter, i datamaterialet.

Davies et al. (2008) og Allen (2005) har kommet til veldig ulike konklusjoner i sine analyser. Det viser at det er tvetydighet i empirien på om aktiv eller passiv forvaltning er best i det amerikanske markedet for små selskaper, hvor også ulike valg som tidsperiode og referanseindeks kan ha betydelige utslag på analysen.

Når det kommer til teori rundt aktiv og passiv forvaltning er Sharpe (1991) en av de mest kjente. som påstår at før kostnader må den gjennomsnittlige aktivt forvaltede dollaren gi lik avkastning som den gjennomsnittlige passivt forvaltede dollaren. Etter kostnader vil da avkastningen på den aktivt forvaltede dollaren være mindre enn den passive.

### 3. Data

I denne seksjonen går vi gjennom dataen vi bruker i analysen. Vi ser på hvordan vi har hentet den inn og forklarer hvilke valg vi har gjort angående datamaterialet vi har. Til slutt presenterer vi også deskriptiv statistikk over fondene som gjør at leseren blir litt mer kjent med datamaterialet.

#### 3.1. Valg av data

Vi har valgt data over fond som kun investerer i små selskaper, og har månedlige avkastningstall over 10 år. Vi valgte en 10 årsperiode, fordi dette er lang nok tid til å gi oss nok observasjoner til å få et godt statistisk grunnlag, samtidig som utvalget av fond er stort nok. Dataen er hentet gjennom Morningstar Direct.

Vi har satt noen kriterier for utvalget av fond slik at vi får et datasett som er mest mulig egnet for å svare på problemstillingen i denne oppgaven.

1. Fondet må kun investere i små selskaper. Vi henter dataen fra Morningstar og bruker da deres definisjon på små selskaper. Morningstar regner gruppen som utgjør de øverste 70% av markedskapitaliseringen i et geografisk område som store selskaper, de neste 20% som mellomstore og de siste 10% som små (Morningstar, u.å.). Fond som skal være med i vår analyse må da være innenfor denne kategorien hos Morningstar.

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

2. Fondet må være et aksjefond. VFF definerer et aksjefond som et verdipapirfond som investerer minimum 80% av sine midler i aksjer (**Verdipapirfondenes Forening, u.å.**). På Morningstar Direct valgte vi å legge inn filter om at minst 85% av fondet måtte være i aksjer. Det innebærer at fondene i all hovedsak må ha lange posisjoner.
3. Fondet må være Amerikansk. Grunnen til at vi har satt dette kriteriet når vi undersøker amerikanske fond som investerer i små selskaper, er at alle fondene skal ha et likt utgangspunkt. Det er en begrensning som gjør at en unngår eventuelle forskjeller mellom fond i ulike land.
4. Fondet må handles i dollar, for at valuta ikke skal påvirke fondene.
5. Data må være tilgjengelig for hele analyseperioden. Dette kravet gjør at vi utelukker både fond som har "dødd" i perioden og fond som har blitt "født" i løpet av perioden.
6. Fondet må være av typen «open-ended». Det betyr at fondet må være åpen for nye investorer. Vi har satt dette utvalgsriteriet fordi vi ønsker at fondene vi analyserer skal ha et mest mulig likt grunnlag. Generelt presterer fond med mindre kapital bedre enn fond med mye kapital. Lukkede fond kan binde seg til å ha mindre kapital og derfor blir utgangspunktet for åpne og lukkede fond ulike.
7. Fondet må være aktivt forvaltet. For å kun få med aktive fond i datasettet valgte vi å filtrere vekk indeksfond på Morningstar Direct. Dette vil da inkludere alle fond som ikke går under definisjonen indeksfond på Morningstar.

Etter disse kriteriene endte vi opp med 802 aktivt forvaltede fond i vårt datasett. Av disse fondene var det ingen ETF-er. Noen av de ulike fondene har samme portefølje, men ulike kostnader og dermed ulike avkastninger etter kostnad. Vi valgte å inkludere alle fondene med samme portefølje, ettersom de ulike gebyrene gjør at de er forskjellige investeringsobjekter for investor. De vil også ha ulikheter i analysen ettersom ulike kostnadsstrukturer påvirker avkastningen, som er det vi bruker i analysen. Etter kriteriet om at fondet må være aktivt forvaltet vil fond med ulik grad av aktiv andel være inkludert. For å se hvor "aktive" fondene i utvalget vårt var, brukte vi "active share" fra Morningstar. Her fant vi at fondene i snitt har en høy aktiv andel på 87,44%. Vi vurderer alle de 802 fondene som aktive og derfor kan inkluderes i analysen.

Det at vi utelater fond som har blitt lagt ned i løpet av perioden gjør at det vil være noe overlevelsesskjevhet i datamaterialet. Det betyr at det er en skjevhet i utvelgelsen hvor man velger ut de som har overlevd, og fjerner de som ikke har blitt lagt ned i løpet av analyseperioden. Det vil være naturlig at fondene som blir lagt ned er de som gjør det dårlig, fordi de får færre kunder og dermed mindre inntekter. Det gjør at fondene i vår analyse trolig vil bestå av "de beste" fondene og dermed vil resultatene fra analysen vise et bilde med bedre prestasjoner for aktive fond enn hva det er i virkeligheten. Vi velger å kun ta med de som har overlevd, ettersom det vil gi oss nok observasjoner, og et bedre sammenligningsgrunnlag.

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

Dersom vi velger å ta med absolutt alle fondene som har minst én observasjon i perioden, vil man få 1740 fond. Dette vil da tilsa at mindre enn 50% har overlevd. Dette virker i utgangspunktet som et stort problem. For å undersøke hvor mye det påvirker analysen vår, brukte vi et vektet gjennomsnitt av antall observasjoner på avkastning og finner at gjennomsnittet er 10,99% (10,84% med overlevelsesskjevhet). Dette er ikke veldig ulikt gjennomsnittlig avkastning til fondene vi har tatt med, og indikerer at overlevelsesskjevhet ikke er et stort problem. Interessant også at inkludering av fondene som er lagt ned fører til litt høyere avkastning.

### 3.2. Valg av referanseindeks

For å gjøre en prestasjonsvurdering av aksjefond er det vanlig å ha en referanseindeks (benchmark) man kan måle fondet opp mot. For fondsforvalter og fondseier er det nyttig for å evaluere prestasjonen til forvalteren, og for kunder så får de mer innsikt i hvordan fondet har prestert i forhold til andre investeringsalternativ. Siden referanseindeks er nyttig for både fonds-eier, forvalter og kunder, så blir det naturligvis viktig hvilken referanseindeks man bruker. I den sammenheng har Verdipapirfondenes Forening (VFF) laget anbefalinger til kriterier de mener bør legges til grunn ved valg av referanseindeks.

VFF nevner åtte kriterier som de anbefaler for valg av referanseindeks. På bakgrunn av disse kriteriene vil vi til slutt presentere vårt valg av referanseindeks som vi bruker i analysen.

- Investeringsunivers
- Investerbarhet
- Anerkjent metodikk
- Hensyn til relevante skatteposisjoner og utbytte
- Pålitelighet og uavhengighet
- Tilgjengelighet
- Periodisering
- Historikk

I vår analyse har vi valgt å benytte Russell 2000 som referanseindeks. Russell 2000 er en indeks som er laget og opereres av FTSE Russell. Indeksen består av de omtrent 2000 minste selskapene i Russell 3000-indeksen, basert på markedskapital. Dette er en indeks bestående av de 3000 største investerbare aksjene i det amerikanske markedet. Russell 2000 rebalanseres årlig for at ikke små selskaper som har vokst seg store skal forstyrre tallene (FTSE Russell, u.å.). Det er verdt å merke seg at det her vil være et avvik, der Morningstar sin definisjon av små selskaper er 10% av selskapene med lavest markedskapitalisering, mens Russell 2000 utgjør ca. 7% av total markedskapitalisering i Russell 3000.

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

Fondene vi har med i vår analyse har små selskaper som sitt investeringsmandat, hvilket ligger innenfor samme investeringsunivers som Russell 2000. Man kan ikke investere direkte i Russell 2000, men man kan investere i f.eks. iShares Russell 2000 Small-Cap Index Fund som passivt følger Russell 2000 indeksen. Dette kan gjøres både enkelt og til en moderat nettoppris på 0,12% årlig kostnad (BlackRock, u.å.).

Russell 2000 er en indeks som tar hensyntar skatteregler likt andre amerikanske fond. Metodikken brukt for å beregne Russell 2000 er både anerkjent og veldokumentert, gjennom at FTSE Russell er en pålitelig indeksutvikler som er uavhengig av de enkelte fondsfondsforvalterne. Indeksinformasjon er lett tilgjengelig med daglige og månedlige sluttkurser. I tillegg til at Avkastningshistorikken går langt tilbake, slik at vi har tilgjengelig data for sammenligning for hele tidsperioden.

### 3.3 Innhentning av data

Dataen vi bruker i analysen er hentet fra en rekke ulike kilder. Fondsdata er hentet fra Morningstar, gjennom Morningstar Direct. De fem risikofaktorene MKT-rf, SMB, HML, CMA og RMW er hentet fra Kenneth French sin hjemmeside, mens Pastor-Stambaugh sin likviditetsfaktor er hentet fra Lubos Pastor sin hjemmeside. Historisk avkastningsdata fra Russell 2000 indeksen er hentet fra Morningstar Direct og den risikofrie renten er lastet ned sammen med de fem Fama-French faktorene. De har hentet den risikofrie renten fra Ibbotson and Associates Inc, som baserer den på 1 måneds T-bill.

### 3.4 Deskriptiv statistikk

Tabell 2

Beskrivelse	Aktive fond	Benchmark
Gjennomsnittlig årlig avkastning	<b>10,846%</b>	10,527%
Median avkastning	10,868%	10,527%
Antall fond	<b>802</b>	1
Standardavvik	<b>27,320%</b>	27,013%
Antall observasjoner	120	120
Skjevhet	-0,536	-0,483
Kurtose	2,513	2,252

**Tabell 2: Tabellen gir en oversikt over datasettet gjennom deskriptiv statistikk.**

Fra den deskriptive statistikken i tabell 2 ser vi at fondene jevnt over presterer veldig likt benchmarken. Eneste er at de har høyere avkastning, og høyere standardavvik. De aktive fondenes Medianavkastning er høyere enn gjennomsnittlig, noe som viser at det er flere av fondene gjør det bedre enn gjennomsnittet, men det er noen fond med lavere avkastning som drar ned

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

gjennomsnittet. Skjevheten på de aktive fondene er lavere enn benchmark, noe som sier oss at større del av fordelingen til avkastningen er negativ. Sagt med andre ord har de større nedsiderisiko. Kurtosis er også høyere i de aktive fondene, noe som vil si at de har tykkere haler, eller flere observasjoner som viker fra gjennomsnittet. Kurtosen på både aktive fond og benchmark er under 3, noe som indikerer en tynnhalet distribusjon.

## 4. Analyse

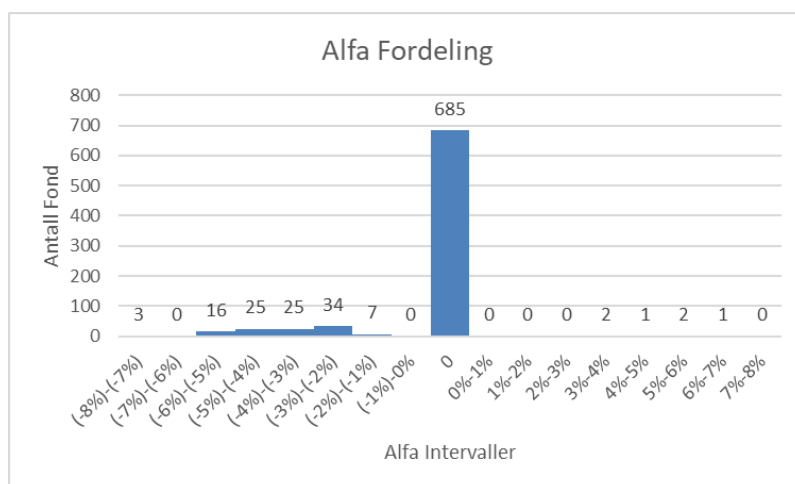
I analysen presenterer og drøfter vi funnene våre. Seksjonen starter med å gå gjennom FF5F+LIQ som er hovedmodellen i analysen. Deretter går vi gjennom 3- og 5-faktormodellene. Videre sammenligner vi resultatene fra flerfaktormodellene med prestasjonsmålene. Vi vil se i hvilken grad resultatene samsvarer, for å få et bedre bilde på fondsprestasjoner.

### 4.1 Flerfaktormodeller

I denne delen er verdier som ikke er statistisk signifikante satt til null, ettersom vi ikke kan hevde noe annet. Analysen er gjort med nullhypotesen at alfa er lik null. Vi ser etter både positiv og negativ differanseavkastning. Negativ differanseavkastning kan være interessant fordi det viser om den aktive strategien faktisk underpresterer, i tillegg til at det kan være muligheter til å utnytte en negativ alfa gjennom finansielle verktøy.

#### 4.1.1 Fama-French 5-faktor + likviditet

Figur 2



**Figur 2: Figuren viser fordelingen av alfa fra FF5F+LIQ. Alfa er fordelt i ulike intervaller på én prosent. Figuren inkluderer alle 802 fondene, hvor ikke-signifikante alfaverdier er satt til null.**

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

Figur 2 viser hvordan alfaverdiene hentet ut av FF5F+LIQ er fordelt. Den store majoriteten av fondene oppnår en alfa lik null. Av de 116 fondene som har fått signifikante alfaverdier er det kun seks fond som skaper positiv alfa, mens 110 fond skaper en negativ alfa. Modellen viser altså lite støtte for at fondene klarer å skape meravkastning. Den differanseavkastning som blir skapt er i alle hovedsak negativ.

Videre gir figuren et inntrykk over den økonomiske signifikansen til resultatene. Det vil si om verdiene vi finner i analysen er av en størrelsesorden som gjør at funnene er av økonomisk betydning. Dersom vi f.eks. finner er fond som har statistisk signifikant positiv alfa, men den alfaen utgjør 0,001% årlig, så er den så ubetydelig at den forteller oss veldig lite om evnen til å skape meravkastning. Absoluttverdier er da sentrale i å avgjøre den økonomiske signifikansen av våre funn. For fondene med signifikante alfaverdier viser figuren årlig alfa i intervallene [8%;1%] i absoluttverdier. For å vurdere om disse verdiene er økonomisk signifikante kan det være hjelpsomt å skape et referansepunkt. Fra den deskriptive statistikken kan vi se at referanseindeksen Russell 2000 i analyseperioden har gitt en årlig avkastning på 10,527%. Slik vil alfaverdier som i absolutte termer er mellom 1 og 8% utgjøre en betydelig differanseavkastning. Basert på dette konkluderer vi med at alle fondene i modellen som har statistisk signifikante alfaverdier, også har økonomisk signifikante alfaverdier.

**Tabell 3**

	MKT-rf	SMB	HML	RMW	CMA	LIQ	Justert R <sup>2</sup>
Positiv koeffisient	802	802	427	171	-	85	NA
Negativ Koeffisient	-	-	190	167	204	16	NA
Null/ikke signifikant	-	-	185	464	598	701	NA
Gjennomsnitt	0,97	0,67	0,11	-0,01	-0,06	0,01	0,94
Median	0,98	0,66	0,14	0	0	0	0,94
Øvre kvartil	1,01	0,75	0,36	0	0	0	0,96
Nedre kvartil	0,95	0,57	0	0	-0,17	0	0,92

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

Maksimum	1,24	1,10	0,70	0,54	0	0,20	0,99
Minimum	0,58	0,23	-0,81	-0,74	-0,40	-0,13	0,51

**Tabell 3: Tabellen gir en aggregert oversikt over beta-koeffisientene og den justerte  $R^2$  fra FF5F+LIQ. Tabellen inkluderer alle 802 fondene, hvor ikke signifikante beta-koeffisienter er satt til null.**

Tabell 3 gir en oversikt over de seks faktorene, samt forklaringsgraden til FF5F+LIQ. Alle fondene får positive beta-koeffisienter for faktorene MKT-rf og SMB. Dette stemmer delvis med våre forventninger diskutert i seksjon 2.1.3. Tabellen viser et gjennomsnitt for MKT-rf og SMB beta på henholdsvis 0,97 og 0,67. Vi forventet at SMB beta skulle være litt høyere, gjerne opp mot 1, og at markedsbeta skulle være litt lavere.

I likhet med forventningene får vi mer varierende fortegn og størrelser på beta-koeffisientene til HML, RMW og CMA. Spesielt RMW og CMA viser å være av lite betydning for de fleste fondene i analysen, med jevnt over lave og mange ikke-signifikante beta-verdier. Det viser at flertallet av fondene ikke har en investeringsstrategi som gir eksponering til disse faktorene. Beta-koeffisientene for HML viser litt høyere eksponering. Det er stor variasjon i maksimum- og minimum-verdiene til HML betaen, noe som er å forvente med tanke på at fondene har ulike vekst- og verdi-strategier.

Videre viser tabell 3 at modellen gir lave beta-koeffisienter for likviditetsfaktoren. Gjennomsnittlig beta-koeffisient på 0,01 og median på 0, er sterke tegn til at likviditetsfaktoren ikke er en forklarende faktor for å forklare avkastning. Dette avviker fra hva vi forventet å finne. Morningstar sin definisjon av små selskaper er selskaper som utgjør de ti prosentene med lavest markedskapitalisering. Likviditetsfaktoren tar porteføljen med de 10% minst likvide selskapene, minus porteføljen med de 10% mest likvide selskapene. Siden mindre selskaper ofte er mindre likvide, ville det vært naturlig at fond som investerer i små selskaper i større grad eier aksjer som ligger i Pastor-Stambaugh porteføljen med de minst likvide aksjene. Slik tenkte vi at det ville være en naturlig overlapp, og at eksponeringen mot likviditetsfaktoren derfor ville være høy. Dette viser seg å ikke være tilfellet. En mulig grunn til den lave eksponeringen til likviditetsfaktoren kan være at aksjene som fondene investerer i, er likvide nok til at faktoren ikke har stor påvirkning på avkastningen. Det er også mulig at det ikke er en så stor sammenheng mellom størrelse og likviditet som vi antok, hvertfall ikke i perioden vi har analysert.

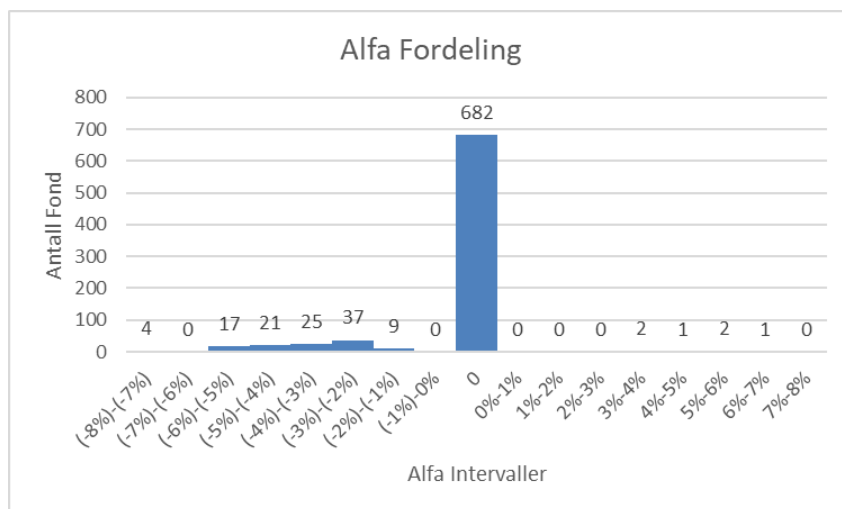
Tabellen viser at forklaringsgraden er veldig høy, med en justert  $R^2$  på 0,94 i snitt og median. Øvre og nedre kvartil er henholdsvis 0,96 og 0,92, som viser at modellens forklaringsgrad er jevnt over høy for de fleste fond. Det indikerer at FF5F+LIQ er en modell som passer godt til dataen, og som beskriver mye av variansen i avkastningen til fondene. Høy justert  $R^2$  er til en viss grad å forvente. De

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

fem faktorene i modellen er faktorer som er systematiske i markedet, og er lagt til som en utvidelse av CAPM for å øke modellens forklaringskraft. Særlig størrelsesfaktoren er å forvente å bidra sterkt til høy justert  $R^2$ , fordi fondene vi analyserer kun investerer i små selskaper. Vi har små selskaper på begge sider av likhetstegnet i modellen, noe som gjør en høy forklaringskraft naturlig. I tillegg vil økonomisk intuisjon tilsi at aksjer blir påvirket gjennom markedsforhold, endringer i investeringspreferanser og makroøkonomiske hendelser. Disse vil kunne komme til syne gjennom endringer i risikofaktorene og dermed forklares i modellen.

#### 4.1.2 Fama-French 5-faktormodell

Figur 3



**Figur 3: Figuren viser fordelingen av alfa fra FF5F. Alfa er fordelt i ulike intervaller på én prosent. Figuren inkluderer alle 802 fondene, hvor ikke-signifikante alfaverdier er satt til null.**

Figur 3 viser at fordelingen av alfaverdier er veldig lik 5+1-faktormodellen. Nesten ingen fond skaper positiv signifikant alfa, en del skaper negativ signifikant alfa, mens flesteparten gir for lite statistisk støtte til å hevde at det er en differanseavkastning. Videre viser figuren at de statistisk signifikante alfaverdiene også er økonomisk signifikante, med alle årlige alfaer over 1% i absoluttverdi.

Tabell 4

	MKT-rf	SMB	HML	RMW	CMA	Justert $R^2$
Postiv koeffisient	802	802	432	197	-	NA

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.



<b>Negativ Koeffisient</b>	-	-	191	170	234	NA
<b>Null/ikke signifikant</b>	-	-	179	435	568	NA
<b>Gjennomsnitt</b>	0,97	0,68	0,11	-0,01	-0,08	0,93
<b>Median</b>	0,98	0,68	0,14	0	0	0,94
<b>Øvre kvartil</b>	1,01	0,74	0,36	0	0	0,96
<b>Nedre kvartil</b>	0,95	0,58	0	0	-0,20	0,92
<b>Maksimum</b>	1,23	1,14	0,69	0,55	0	0,99
<b>Minimum</b>	0,58	0,25	-0,83	-0,77	-0,50	0,51

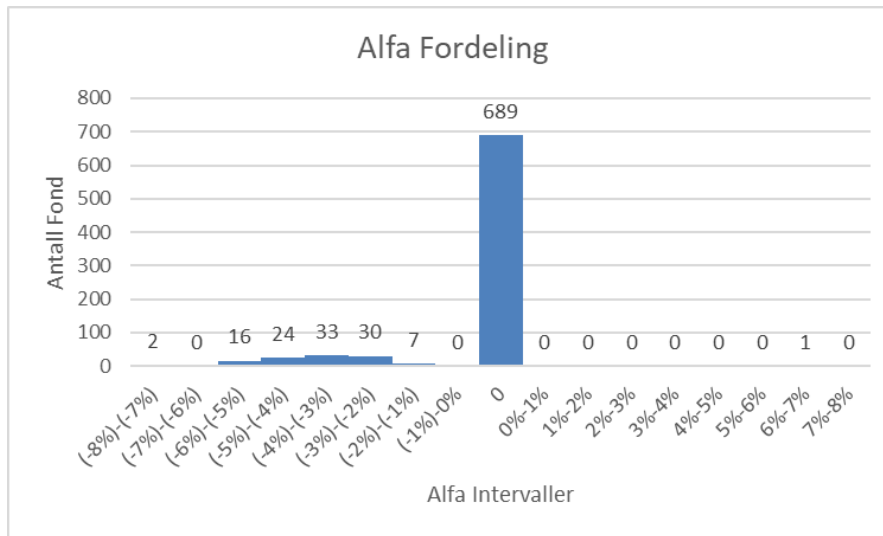
**Tabell 4: Tabellen gir en aggregert oversikt over beta-koeffisientene og den justerte  $R^2$  fra FF5F. Tabellen inkluderer alle 802 fondene, hvor ikke signifikante beta-koeffisienter er satt til null.**

Tabell 4 viser beta-koeffisientene og den justerte  $R^2$  for 5-faktormodellen. Både størrelsen og antall positive og negative beta-koeffisienter er nesten identisk med det vi fant for 5+1 faktormodellen, på gjennomsnitt-, median- og kvartilnivå. Den justerte  $R^2$  er også tilnærmet lik i begge modellene. Dette støtter opp om at likviditetsfaktoren er av liten betydning for modellen, som diskutert over.

#### 4.1.3 Fama-French 3-faktormodell

Figur 4

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.



**Figur 4: Figuren viser fordelingen av alfa fra FF5F. Alfa er fordelt i ulike intervaller på én prosent. Figuren inkluderer alle 802 fondene, hvor ikke-signifikante alfaverdier er satt til null.**

Figur 4 viser fordelingen av alfaverdier fra 3-faktormodellen. Alfa er veldig lik det vi fant i de forrige modellene med bare noen små forskjeller. Når vi tar vekk de to faktorene RMW og CMA er det nå kun ett fond som oppnår positiv statistisk signifikant alfa. Resultatene fra 3-faktormodellen leder oss derfor til samme konklusjon som de andre modellene. Aktive small-cap fond i USA klarer ikke å skape positiv meravkastning. De få som oppnår signifikante alfaverdier er i all hovedsak negative, mens majoriteten skaper en alfa som vi ikke kan hevde er ulik null.

**Tabell 5**

	MKT-rf	SMB	HML	Justert R <sup>2</sup>
Postiv koeffisient	802	802	510	NA
Negativ Koeffisient	-	-	292	NA
Null/ikke signifikant	-	-	-	NA
Gjennomsnitt	0,99	0,69	0,05	0,93
Median	0,99	0,69	0,12	0,94
Øvre kvartil	1,02	0,78	0,34	0,96
Nedre kvartil	0,96	0,60	- 0,24	0,91
Maks	1,25	1,45	0,69	0,99

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

Minimum	0,61	0,17	- 0,93	0,50
---------	------	------	--------	------

**Tabell 4: Tabellen gir en aggregert oversikt over beta-koeffisientene og den justerte  $R^2$  fra FF3F. Tabellen inkluderer alle 802 fondene, hvor ikke signifikante beta-koeffisienter er satt til null.**

Fra tabell 5 ser vi at 3-faktormodellen også gir veldig like resultater på beta og justert  $R^2$ , både på størrelse og fortegn, som de to andre modellene. Det betyr at når vi fjerner de to faktorene RMW og CMA, så endrer resultatet i modellen seg veldig lite. Ettersom beta-koeffisientene for disse faktorene var ganske små og varierende i de andre flerfaktormodellene, så var dette til en viss grad å forvente. Det støtter opp om at det i stor grad er MKT- $r_f$ , SMB og til en viss grad HML som er de viktigste faktorene til å forklare avkastningen til fondene analysert.

#### 4.1.4 Sammenfatning av resultater

De tre flerfaktormodellene vi har brukt i analysen viser i stor grad sammenfallende resultater. Ved 3-faktormodellen finner vi få fond signifikante med signifikante alfaverdier, hvor kun én av dem er positiv. Ved å ekspandere faktorene til 5-faktormodell og fem faktor pluss en får vi litt flere signifikante alfaverdier, hvor også noen flere er positive. Likevel er det gjennomgående i alle modellene at fondene som får signifikant alfa i all hovedsak er negative.

Det kan være flere grunner til at vi finner at en så liten andel av fondene har signifikante positive alfaverdier. En forklaring kan være i tråd med teorien til Sharpe (1991). Gjennomsnittet av aktiv forvaltning vil ha lik avkastning som passiv forvaltning, men siden kostnadene for aktiv forvaltning er høyere vil meravkastning etter kostnader i gjennomsnitt være negativ. Avkastningstallene som vi bruker i analysen er etter kostnader, så resultatene våre støtter opp denne teorien. Det kan da virke som at markedet for små selskaper er mer effisient enn det man gjerne tror. Selv om forvalterne er dyktige, så er ikke informasjonsasymmetrien stor nok til at de klarer å skape meravkastning. Den ekstra informasjonen de klarer å skaffe seg er eventuelt allerede priset inn i markedet. De ekstra kostnadene ved å innhente denne informasjonen vil da resultere i negativ meravkastning, slik som vi har funnet tegn til. En annen mulig forklaring kan selvfølgelig være mangel på dyktighet. Fondsforvalterne er ikke dyktige nok til å skape netto merverdier når man justerer for eksponering mot ulike faktorer.

Våre resultater samsvarer med funnene til Davies et. al (2008). Resultatene fra alle tre flerfaktormodellene leder til samme konklusjon - aktivt forvaltede fond med fokus på små selskaper i USA klarer ikke å skape meravkastning.

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

#### 4.1.5 Robusthetsanalyse

For å styrke resultatene fra flerfaktormodellene gjennomfører vi en robusthetsanalyse. I analysen har vi valgt å bruke månedlige avkastningstall. For å teste om resultatene våre er særlig sensitive til dette valget, gjør vi samme analyse med ukentlige avkastningstall. Vi velger å gjøre robusthetsanalysen på 3-faktormodellen, siden ukentlig data er mer tilgjengelig for MKT-*rf*, SMB og HML faktorene. Samtidig virker den, som tidligere diskutert, å være en nesten like god modell som FF5F+LIQ.

3-faktormodellen med ukentlig data leder til samme konklusjoner som hva vi fant med månedlige data. Det er 48 fond som skaper statistisk signifikant alfa, hvor 47 av dem er negative (se appendiks 7.3). Den største forskjellen er at ukentlig data gir negative alfa verdier nærmere null. Det betyr at modellen ved bruk av ukentlig data lener litt mer mot ingen differanseavkastning, mens månedlig data viser negativ meravkastning av mer økonomisk betydning. Siden resultatene og konklusjonene med ukentlig og månedlig data er så like, så viser det robusthet i analysen. Dette gjør at vi kan gi større tillit til at funnene våre gir en god beskrivelse av virkeligheten.

#### 4.2 Prestasjonsmål

I denne delen ser vi på hvordan selskapene med signifikant alfa gjør det i forhold til spesifikke prestasjonsmål. Vi ser på aggregerte resultater av prestasjonsmålene, og sammenligner funnene med resultatene fra FF5F+LIQ.

Tabell 6

Selskap	Sharpe	Appraisal	Information ratio	Modigliani <sup>2</sup>
Gjennomsnitt alle 802 fond	0,152	-0,025	-0,064	0,025
Median alle 802 fond	0,151	0,000	-0,028	0,021
Gjennomsnitt signifikant positiv alfa (6)	0,144	0,278	0,395	-0,022
Median signifikant positiv alfa	0,145	0,212	0,370	-0,014
Gjennomsnitt negativ alfa (111)	0,147	-0,198	-0,334	-0,003
Median negativ alfa	0,148	-0,193	-0,335	0,001
Referanseindeks	0,148	0	0	0

Tabell 6: Tabellen viser aggregert resultat fra prestasjonsanalyse over alle 802 fond. Videre viser den hvordan fondene med signifikant positiv alfa og signifikant negativ alfa fra FF5F+LIQ gjør det i forhold til totalpopulasjonen.

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

Tabell 6 viser hvordan de med signifikant alfa gjør det i forhold til hele populasjonen av fond, både de positive og de negative. Vi gjør dette av to grunner. Ved å sammenligne fond med signifikant positiv alfa med referanseindeksen, ser vi om de også klarer å skape meravkastning når vi bruker andre mål på prestasjonen enn faktormodellene. Dersom både faktormodellene og prestasjonsmålene viser positiv meravkastning, vil det gi oss et bedre grunnlag til å hevde at fondene skaper meravkastning. For at det skal være samsvar mellom analysene bør de med positiv alfa gjøre det bedre på prestasjonsmålene enn benchmarken, og motsatt for de med signifikant negativ alfa. Vi ser også på gjennomsnitt og median for alle fondene for å sammenligne hele utvalget med referanseindeksen. Merk at for AR, IR og  $M^2$  vil referanseindeksen naturlig ha en verdi på null, siden den er grunnlaget for sammenligningen.

For å undersøke om forskjeller i gjennomsnitt av de ulike prestasjonsmålene og referanseindeksen er statistisk signifikante, gjennomfører vi t-tester. Hypotesetest på gjennomsnittet lar seg gjøre med bakgrunn i sentralgrenseteoremet. Resultatet fra t-testene viser at vi forkaster nullhypotesene om at gjennomsnittet av de aktive fondene er lik referanseindeksen (se appendix 7.4). Vi sitter derfor igjen med alternativhypotesen og kan hevde at gjennomsnittet av de ulike prestasjonsmålene til fondene er signifikant ulik referanseindeksen.

#### 4.2.1 Sharpe raten

Tabell 6 viser en gjennomsnittlig sharpe rate på 0,152 for alle fondene, og 0,148 for referanseindeksen. Dette er en veldig liten forskjell, som ikke er av noe spesiell økonomisk betydning. Det er imidlertid verdt å merke seg at den faktisk er høyere. Dermed gir ikke Sharpe raten noen indikasjon på negativ meravkastning, slik vi fant ved bruk av flerfaktormodellene.

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

Videre ser vi at fondene med signifikant positiv alfa faktisk presterer dårligere enn benchmark, og dårligere enn gjennomsnittet av alle fondene. Dette er litt merkelig, og kan skyldes tilfeldigheter siden det kun er seks fond som har oppnådd signifikant positiv alfa. Det kan virke som om de med positiv alfa får dette på bekostning av en høy totalrisiko. Det er viktig å merke seg at positiv alfa ikke nødvendigvis betyr høy avkastning. Fondene med positive alfaverdier kan dermed ha lavere avkastning enn gjennomsnittet, slik at de får lavere Sharpe rate. Det er faktorer i både teller og nevner som kan bidra til den lavere Sharpe raten for fondene med positiv alfa. Videre ser vi at fondene med signifikant negativ alfa har en lavere Sharpe rate enn referanseindeksen og alle fondene samlet. Det at de med negativ alfa gjør det dårligere er i tråd med funnene våre fra flerfaktormodellene. Imidlertid hadde vi forventet at de med signifikant negativ alfa også skulle ha en lavere sharpe rate enn de med positiv alfa.

#### 4.2.2 Vurderingsraten

Videre ser vi på vurderingsraten, der fondene viser et gjennomsnitt på  $-0,025$ . Dette betyr at den ekstra idiosynkratiske risikoen de tar på seg ved å diversifisere fra markedsporteføljen, så taper de i snitt  $0,3\%$  årlig avkastning. Dette tyder på at forvalterne i snitt gjør dårlige aktive seleksjonsvalg. Alle fondene med positiv alfa i flerfaktormodellene har også positiv AR. Dette gjelder også motsatt for fondene med negativ signifikant alfa. Dette er som forventet ettersom utregningen er basert på alfa fra FF5F+LIQ.

#### 4.2.3 Informasjonsrate

Tabellen viser en gjennomsnittlig informasjonsrate på  $-0,064$ . Også denne verdien viser at de presterer dårligere enn referanseindeks. Det viser at fondene årlig i snitt har prestert  $0,768$  enheter dårligere enn referanseindeksen for den risikoen de har tatt på seg. Videre ser vi at fondene med signifikant positiv alfa også har en positiv IR, mens fondene med negativ alfa har en negativ IR. Slik ser vi at funnene fra informasjonsraten samsvarer med de vi fant i faktormodellene.

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

#### 4.2.4 Modigliani<sup>2</sup>

Modigliani<sup>2</sup> viser en positiv gjennomsnittsverdi på 0,025, som indikerer at fondene ved samme standardavvik som referanseindeksen oppnår en ekstra avkastning. Dette utgjør 0,3% årlig. Det er verdt å merke seg at denne verdien er lavere for fondene med betydelig positiv avkastning sammenlignet med de med negativ avkastning, i likhet med det vi ser i Sharpe raten. Dette er logisk siden  $M^2$  baserer seg på forskjellen mellom Sharpe raten til fondet og referanseindeksen. mulige forklaringer vil derfor være sammenfallende med det vi skrev i 4.2.1.

Blant prestasjonsmålene er det to av fire mål som viser at fondene skaper meravkastning utover referanseindeksen. Imidlertid er denne meravkastningen svært begrenset, både når det gjelder Sharpe raten og  $M^2$ . Samtidig er den negative meravkastningen som AR og IR viser også veldig svak. Hvis vi da ser på alle fire prestasjonsmålene under ett, så viser de lite tegn til at fondene skaper differanseavkastning, verken positiv eller negativ.

## 5. Konklusjon

Denne oppgaven undersøker om aktivt forvaltede aksjefond som investerer i små selskaper på det amerikanske markedet klarer å oppnå meravkastning. For å besvare dette spørsmålet har vi tatt for oss to ulike, supplerende fremgangsmåter. Vi bruker flerfaktormodeller for å se om fondene har signifikante alfaverdier når vi justerer for eksponering mot systematiske risikofaktorer. I tillegg ser vi på risikojusterte prestasjonsmål som gir et bilde av fondenes evne til å skape meravkastning.

Alle tre faktormodellene viser i stor grad sammenfallende resultater. Det er få fond som skaper signifikante alfaverdier, og av de fondene som oppnår signifikante verdier er

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

flesteparten negative. Det viser at av de aktivt forvaltede small-cap fondene i USA så er det flere som skaper negativ enn positiv meravkastning. Når vi ser på analysen av prestasjonsmål finner vi at Sharpe og Modigliani<sup>2</sup> viser at fondene skaper svak, positiv meravkastning. Ved vurderingsrate og informasjonsrate skaper de svak, negativ meravkastning. For alle prestasjonsmålene er gjennomsnittet av fondene statistisk signifikant ulik referanseindeksen. Samlet viser likevel prestasjonsmålene lave økonomiske forskjeller fra referanseindeksen. Konklusjonen fra prestasjonsmålene er derfor at de aktivt forvaltede fondene av små selskaper ikke skaper differanseavkastning.

Vi konkluderer derfor med at selv om det er mulig for enkelte fond å skape positiv meravkastning med aktiv forvaltning i det amerikanske markedet for små selskaper, så klarer de det ikke på generell basis. Dersom vi korrigerer for overlevelsesskjevhet, fant vi at resultatene trolig blir svakt bedre for de aktivt forvaltede fondene, men ikke “nok” til å endre konklusjonen.

### Svakheter i oppgaven.

En potensiell årsak til at vi ikke finner flere signifikante alfaverdier kan være mangel på tilstrekkelig observasjoner. Vi endte opp med 120 observasjoner over en 10 års periode, som generelt sett er en akseptabel mengde for å oppnå statistisk signifikans. Likevel er det mulig at vi ville ha funnet flere signifikante verdier hvis vi hadde utvidet tidshorisonten. Ulempen med å øke tidshorisonten vil være at vi har krav om at fondene “overlever” i hele perioden, og at vi dermed ville fått færre fond tilgjengelig for analysen. En annen ulempe er at overlevelsesskjevheten kan øke ytterligere. Vanligvis oppstår denne skjevheten av at de fondene som overlever hele perioden gjerne vil være de fondene som har gjort det best, mens fondene som presterer dårligst blir avvirket. I vårt tilfelle virker det derimot ut som at flere av fondene som blir ekskludert fra datasettet oppnådde like gode eller bedre resultater. Et alternativ hadde vært å bruke avkastningstall som er ukentlige eller daglige. Vi gjennomførte

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.



derfor en robusthetsanalyse med ukentlige tall, og fikk resultater i tråd med våre tidligere funn.

## 6. Litteraturliste

Stock, J. H., & Watson, M. W. (2015). *Introduction to Econometrics*. Pearson Education.

Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance* (2. utg.). Cambridge University Press.

Wooldridge, J. M., (2016). *Introductory Econometrics – A Modern Approach* (6. utg.). Cengage Learning.

Pedace, R. (2016, 26. mars). *The Role of the Breusch-Pagan Test in Econometrics*. Dummies. <https://www.dummies.com/article/business-careers-money/business/economics/the-role-of-the-breusch-pagan-test-in-econometrics-154873/>

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

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

Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics* (5. utg). McGraw-Hill. [https://www.cbpbu.ac.in/userfiles/file/2020/STUDY\\_MAT/ECO/1.pdf](https://www.cbpbu.ac.in/userfiles/file/2020/STUDY_MAT/ECO/1.pdf)

Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55(3), 703–708. <https://doi.org/10.2307/1913610>

Davis, J., Tokat, Y., Sheay, G., & Wicas, N. (2008). Evaluating small-cap active. *Journal of Investing*, 17(3), 64–74. <https://www.proquest.com/trade-journals/evaluating-small-cap-active/docview/220755369/se-2>

Razali, N.M. & Wah, Y.B. (2011). Power comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling tests. *Journal of Statistical Modeling and Analytics*, 2(1), 21–33. [https://www.researchgate.net/publication/267205556\\_Power\\_Comparisons\\_of\\_Shapiro-Wilk\\_Kolmogorov-Smirnov\\_Lilliefors\\_and\\_Anderson-Darling\\_Tests](https://www.researchgate.net/publication/267205556_Power_Comparisons_of_Shapiro-Wilk_Kolmogorov-Smirnov_Lilliefors_and_Anderson-Darling_Tests)

Sharpe, W. F. (1966). Mutual Fund Performance. *The Journal of Business*, 39(1), 119–138. <http://www.jstor.org/stable/2351741>

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

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

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

Allen, G. C. (2005). The active management premium in small-cap U.S. equities. *Journal of Portfolio Management*, 31(3), 10-17.

<https://www-proquest-com.ezproxy.nhh.no/scholarly-journals/active-management-premium-small-cap-u-s-equities/docview/195579908/se-2>

Morningstar. (u.å.). *Small-Cap Funds*. Hentet 10. mai 2023 fra <https://www.morningstar.com/best-investments/small-cap-funds>

Verdipapirfondenes Forening. (u.å.). *Hva er et aksjefond?* Hentet 23. mars 2023 fra <https://vff.no/fondshandboken/artikler/aksjefond>

FTSE Russell. (u.å.). *Russell 2000 Index*. (Index Fact Sheet). FTSE Russell. <https://www.ftserussell.com/products/indices/russell-us>

BlackRock. (u.å.). *iShares Russell 2000 Small-Cap Index Fund*. Hentet 09. mai 2023 fra <https://www.blackrock.com/us/individual/products/227756/blackrock-small-cap-index-institutional-class-fund#/>

Finansdepartementet. (2020, 6. november). *Egen pensjonskonto innføres fra 1. januar 2021*. Regjeringen.no.

<https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/egen-pensjonskonto-innfores-fra-1.-januar-2021/id2784033/>

Blitz, David and Hanauer, Matthias Xaver and Vidojevic, Milan and van Vliet, Pim, Five Concerns with the Five-Factor Model (November 1, 2016). Available at SSRN: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2862317>

(Desmoulin-Lebeault, A. CAPM empirical problems and the distribution. *AFFI (Association Française de Finance)*, 2002, <https://basepub.dauphine.psl.eu/handle/123456789/2749>)

Fama, E.F. & French, K.R. (1992) Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33 (1993) 3-56, 1.

Fama, E.F. & French, K.R. (2015) A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics* 116(2015) 1-22, 1.

Blitz, D. & Hanauer, M. (2020) How many factors are there? Or how to navigate the 'factor zoo'. *Robeco* (2020), 1. <https://www.robeco.com/docm/docu-202003-how-to-navigate-the-factor-zoo-us.pdf>

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

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

(Hayes, A. (2023, 14. mars) *Understanding liquidity and how to measure it*. Investopedia. <https://www.investopedia.com/terms/l/liquidity.asp>)

## 7. Appendiks

### 7.1 Variance Inflation Factor (VIF)

Tabell 7

	MKT-rf	SMB	HML	RMW	CAM	LIQ
VIF	1,258	1,670	1,964	1,329	2,095	1,479

Tabell 7: Tabellen viser resultatene fra VIF-testen for de seks faktorene som er med i modellen.

VIF brukes som et mål for å undersøke om det forekommer multikollinearitet i regresjonsanalysen. Man har multikollinearitet dersom det er korrelasjon mellom de uavhengige variablene. En tommelfingerregel er at VIF høyere enn ti tilsier at multikollinearitet kan være et problem for analysen. Tabell 7 viser VIF verdier på rundt to og under, derfor er det vurdert at multikollinearitet ikke er et problem i vår regresjonsanalyse.

### 7.2 Durbin-Watson Test

#### 2.1 d-statistikk

Siden vi har 120 observasjoner velger vi et middeltall av de kritiske verdiene i tabellen til Savin og White mellom  $n = 100$  og  $n = 150$  som representerer våre øvre og nedre d-verdier. I oversikten under viser vi omtrentlig d-statistikken for faktormodellen vi bruker i testen:

Tabell 8

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

d-verdier						
	3-faktor modell		5-faktor modell		5+1 faktor modell	
	$d_L$	$d_U$	$d_L$	$d_U$	$d_L$	$d_U$
5 %	1,64	1,77	1,6	1,81	1,58	1,83

Tabell8: Tabellen viser de nedre og øvre verdiene for d-statistikken for n=120 og k=4,6 og 7.

## 2.2 Kritiske verdier

Tabell 9

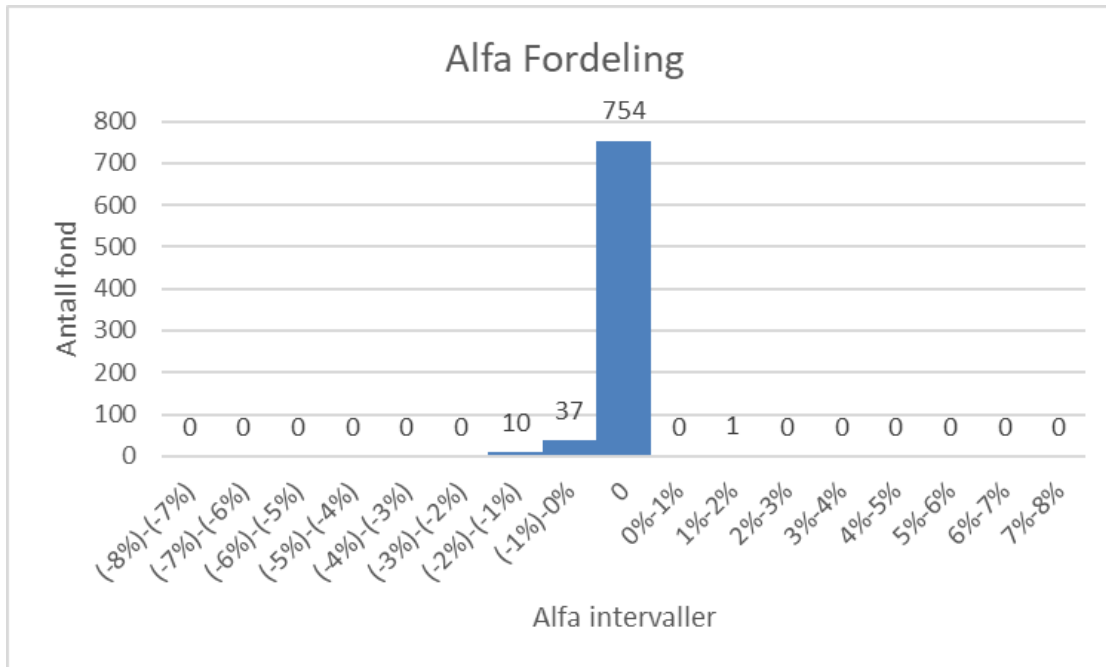
	Forkast H0 - Positiv autkorrelasjon		Sone for ubesluttsomhet		Behold H0		Sone for ubesluttsomhet		Forkast H0 - Negativ autkorrelasjon	
FF3F	0	1,64	1,64	1,77	1,77	2,23	2,23	2,36	2,36	4
FF5F	0	1,60	1,60	1,81	1,81	2,19	2,19	2,40	2,40	4
FF5F+L IQ	0	1,58	1,58	1,83	1,83	2,17	2,17	2,42	2,42	4

Tabell 9: Tabellen viser de kritiske verdiene for Durbin-Watson testen, for alle tre flerfaktormodellene vi bruker i analysen. Intervallene er fargekodet med tabellen under.

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

### 7.3 Robusthetsanalyse

Figur 5



Figur 5: Figuren viser fordelingen av alfa for alle 802 fondene for FF3F med ukentlige avkastningstall, hvor alle ikke-signifikante alfaverdier er satt til null.

### 7.4 Hypotesetest Prestasjonsmål

Tabell 10

Hypotesetest prestasjonsmål	Sharpe	AR	IR	M <sup>2</sup>
Average	0,15199215	-0,02526173	-0,06368539	0,024666
stdev	0,02504606	0,082920578	0,124866738	0,139231
Antall	802	802	802	802
standard error of mean	0,000884407	0,002928027	0,004409198	0,004916
Frihetsgrader	801	801	801	801
BM	0,147554963	0	0	0
t-stat	5,017131333	-8,627559295	-14,4437586	5,017131

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.

p-verdi	6,46365E-07	3,34016E-17	3,38476E-42	6,46E-07
---------	-------------	-------------	-------------	----------

**Tabell 10: Tabellen viser resultatet fra hypotesetestene gjort på gjennomsnittet av prestasjonsmålene. Kravet til statistisk signifikans er satt til  $p < 0,05$ . Nullhypotesen for alle testene er at gjennomsnittet av alle fondene er lik referanseindeksen.**

<sup>1</sup>Referanseindeksen vi bruker er Russell 2000. Nærmere beskrivelse i 3.2.