

Forord

Denne masteroppgaven er en del av vår mastergrad i finansiell økonomi ved NTNU. Arbeidet med masteroppgaven har tidvis vært krevende, samtidig som det har vært en svært lærerik prosess. Vi vil rette en stor takk til veileder Snorre Lindset for gode råd og innspill i både prosessen rundt valg av tema, og i det videre arbeidet med oppgaven. Vi vil også takke Joakim Kvamvold i Folketrygdfondet for god hjelp i form av gode råd, i tillegg til å ha hjulpet oss med tilgang på nødvendig datamateriale.

Masteroppgaven er i helhet et felles arbeid utført av Håkon Demmo og Patrick Mackell. Eventuelle synspunkter og feil i oppgaven er forfatterens egne.

Trondheim, 31. mai 2016

Håkon Demmo

Patrick Mackell

Oppsummering

I denne oppgaven har vi sett nærmere på om Folketrygdfondet (FTF) har klart å skape risikojusterte meravkastninger utover fondets egen referanseindeks. Dette har blitt gjort ved å utføre regresjonsanalyser på fondets delporteføljer, i tillegg til analyser av fondet som helhet. Valg av risikofaktorer har vært en utfordring der vi har brukt både egenproduserte størrelses- og verdifaktorer ved bruk av data fra MSCI, i tillegg til å ha brukt faktorer laget av Bernt Arne Ødegaard. Målet har vært å finne ut om FTF har skapt avkastninger utover det som kan forklares av risikofaktorene vi har benyttet.

Innledningsvis tar vi hensyn til en singelfaktormodell som kun tar hensyn til markedsrisiko, for så å utvide modellen med både størrelses-, verdi-, moment- og likviditetsfaktorer. I renteporteføljen analyserer vi innledningsvis også her med singelfaktormodell for så å utvide med to faktorer som tar for seg kreditt- og renterisiko.

Vi finner indikasjoner på at Folketrygdfondet har klart å skape en risikojustert meravkastning i både den norske aksjeporteføljen og i fondets renteportefølje, men ikke i fondets nordiske aksjeportefølje.

Innhold

1	Introduksjon	1
1.1	Struktur	2
2	Om Folketrygdfondet	3
2.1	Historie	3
2.2	Forvaltning	3
2.3	Mandat	5
3	Teori	7
3.1	Markedseffisiens og aktiv forvaltning	7
3.2	Faktorer og modeller	9
3.2.1	Aksjer	9
3.2.2	Renter	13
3.2.3	Alternative modeller	14
4	Metode	17
4.1	Testing og korrigerings	18
4.1.1	Autokorrelasjon og heteroskedastisitet	18
4.1.2	Multikollinearitet	19
5	Data	21
5.1	Faktorer og renter	21
5.1.1	Vekting	21
5.1.2	Risikofri rente	22
5.1.3	Oppsummering av faktordata.	22
5.2	Deskriptiv statistikk	24
5.3	Avkastningshistorikk	30
5.3.1	Aksjeporteføljer	31
5.3.2	Renteporteføljen	33
5.4	Akkumulerte faktoravkastninger	34
5.5	Utfordringer knyttet til risikofaktorer	35
6	Resultater og analyse	37
6.1	Norske aksjer	37
6.2	Nordiske aksjer	43

6.3	Renteporteføljen	45
6.4	Totalporteføljen	48
6.5	Kostnader ved Folketrygdfondets forvaltning	53
6.6	Konklusjon	54
A	Appendiks	59
A.1	Whites test	59
A.2	Breusch-Godfrey test	61
A.3	Risikojusterte målinger	63

Tabeller

5.1	Faktorer	23
5.2	Deskriptiv statistikk	26
5.3	Varianspåvirkning i aksjeporteføljene.	28
5.4	Varianspåvirkning i total- og renteporteføljen.	29
5.5	Deskriptiv statistikk for risikofaktorer	36
6.1	Analyse av norsk aksjeportefølje (Egenproduserte faktorer)	38
6.2	Analyse av norsk aksjeportefølje (Ødegaards faktorer)	40
6.3	Analyse av norsk aksjeportefølje ved bruk av femfaktormodell	42
6.4	Analyse av den nordiske aksjeporteføljen.	44
6.5	Analyse av renteporteføljen.	46
6.6	Korrelasjon mellom variablene i analyse av renteportefølje.	47
6.7	Beregning av VIF for analysen av renteporteføljen	47
6.8	Analyse av totalporteføljen.	50
6.9	Sammenligning av norsk- og nordisk aksjeportefølje	51
6.10	Analyse av totalporteføljen	52
A.1	White's test for heteroskedastisitet.	60
A.2	Breusch-Godfrey test for autokorrelasjon.	62

Figurer

2.1	Allokering i SPN	4
5.1	Akkumulerte norske aksjeavkastninger	31
5.2	Akkumulerte nordiske aksjeavkastninger	31
5.3	Akkumulert avkastning i den samlede aksjeporteføljen	32
5.4	Akkumulerte renteavkastninger	33
5.5	Norsk aksjeportefølje	34
5.6	Nordisk aksjeportefølje	34
5.7	Totalporteføljen	34
5.8	Renter	34
5.9	Sammenligning av akkumulerte faktoravkastninger	35

1 Introduksjon

Sparing i fond har vært og er i dag en vanlig måte å investere eller spare på. Flere fond baserer seg på en aktiv forvaltningsstrategi, noe som vil si at de ønsker å oppnå en høyere risikojustert avkastning enn en gitt referanseindeks. Diskusjoner rundt effekten av en aktiv forvaltningsstrategi har pågått over flere år i både media og akademiske miljøer, og det argumenteres for og imot strategien. Som følge av denne diskusjonen har fokuset rundt det å evaluere fond blitt større, og det har blitt stilt spørsmålsteget om resultater faktisk kan forklares av forvalternes dyktighet, eller om det dreier seg om tilfeldigheter eller flaks.

For å finne svaret på dette spørsmålet har det blitt vanlig å evaluere fonds prestasjoner. Aktive fond prøver som regel å slå en referanseindeks, og når man skal evaluere et fond, er det derfor naturlig å måle hvordan fondet har prestert i forhold til denne. Altså ser man på om fondet har klart å skape en meravkastning utover denne referanseindeksen, eller ikke. I gjennomføringen av en prestasjonsevaluering som dette er man ute etter å analysere og forklare en porteføljes risikojusterte avkastninger, og i denne oppgaven gjør vi dette ved bruk av forskjellige faktormodeller. Tanken bak disse modellene er i korte trekk at de skal ta hensyn til porteføljens eksponering mot ulike systematiske risikofaktorer, og dermed kunne se hvor mye av avkastningene i porteføljen man ser på som kan forklares av dette.

Folketrygdfondet (FTF) forvalter Statens pensjonsfond Norge (SPN), og er en av de største investorene på Oslo Børs, der de sitter på ca. 10% av hovedindeksen.¹ SPN forvaltes aktivt, og vi skal i denne oppgaven se nærmere på om dette har vært en lønnsom strategi eller ikke. Fondet består av fire forskjellige porteføljer, og vi skal også se på om Folketrygdfondets aktive forvaltningsstrategi har gitt forskjellige resultater i de ulike porteføljene.

Dette leder oss frem til oppgavens problemstilling som er:

- *Har Folketrygdfondet ved bruk av en aktiv forvaltningsstrategi klart å skape en signifikant meravkastning for fondet som helhet, og hvilke av fondets delporteføljer har eventuelt bidratt til dette?*

¹Poengtert i Folketrygdfondets årsrapport fra 2015.

1.1 Struktur

Oppgaven er delt inn i fem deler. Vi starter med å se nærmere på Folketrygdfondet og Statens pensjonsfond Norge. I denne delen av oppgaven vil vi fokusere på fondets historie, strategier og allokering. Deretter viser vi til teori rundt aktiv forvaltning, samtidig som vi presenterer modeller og teori rundt disse modellene. Den tredje delen av oppgaven går gjennom hvilke metoder som er brukt i oppgavens analysedel, samt eventuelle problemer som har dukket opp, og hvordan vi har korrigert for og løst disse. Den fjerde delen tar for seg datamaterialet vi bruker i oppgavens analysedel, samt deskriptiv statistikk for disse dataene. I oppgavens siste del presenterer og drøfter vi resultatene vi har fått, og knytter disse opp mot oppgavens problemstilling.

2 Om Folketrygdfondet

2.1 Historie

Den 1.januar 1967 ble folketrygdloven innført, og som en del av dette ble også Folketrygdfondet opprettet med formål om å forvalte overskuddene i folketrygden.²

Frem til 1990 var Folketrygdfondet underlagt forskjellige distriktsstyrer, men har siden disse ble avviklet, vært underlagt finansdepartementet. I 2006 ble Statens pensjonsfond opprettet, og samlet det som da var Statens petroleumsfond, og Folketrygdfondet. Fondenes virksomhet fortsatte som før, men nå henholdsvis under navnene Statens pensjonsfond utland (SPU) og Statens pensjonsfond Norge (SPN). Selv om begge disse fondene inngår i Statens pensjonsfond, har de ingen felles administrasjon, da SPU forvaltes av Norges Bank, mens SPN forvaltes av Folketrygdfondet.

2.2 Forvaltning

På Folketrygdfondets hjemmesider³ fremheves fondets risikobærende evne, størrelse, og kjennskap til selskapene i markedet som noen av deres kjennetegn.

Med risikobærende evne mener FTF at de har større toleranse for store markedssvingninger enn andre investorer. Som følge av dette kan FTF opptre motsyklisk og gå mot hovedretningen i markedet, noe som vil være vanskelig for andre aktører. FTF trekker frem⁴ at en slik investeringsatferd vil virke stabiliserende på markedet, men at det samtidig vil være krevende å gjennomføre, da det ofte innebærer at man skal øke eller redusere risikoen i porteføljen når andre gjør det motsatte. FTF legger også vekt på at det som den største institusjonelle investoren i det norske finansmarkedet vil være vanskelig å omsette verdipapirer uten å påvirke markedspriser, og at det som følge av dette kreves en tålmodig og grundig forvaltning av SPN. I tillegg til dette er FTF også opptatt av at de som en offentlig investor har et langsiktig perspektiv.

Folketrygdfondet følger som nevnt en aktiv forvaltningsstrategi. I motsetning til en investor med en passiv forvaltningsstrategi som investerer slik at man forsøker å replikere en referanseindeks, vil en investor med en aktiv strategi prøve å slå denne indeksen ved

²Beskrivelse av Folketrygdfondets historie på deres hjemmesider.

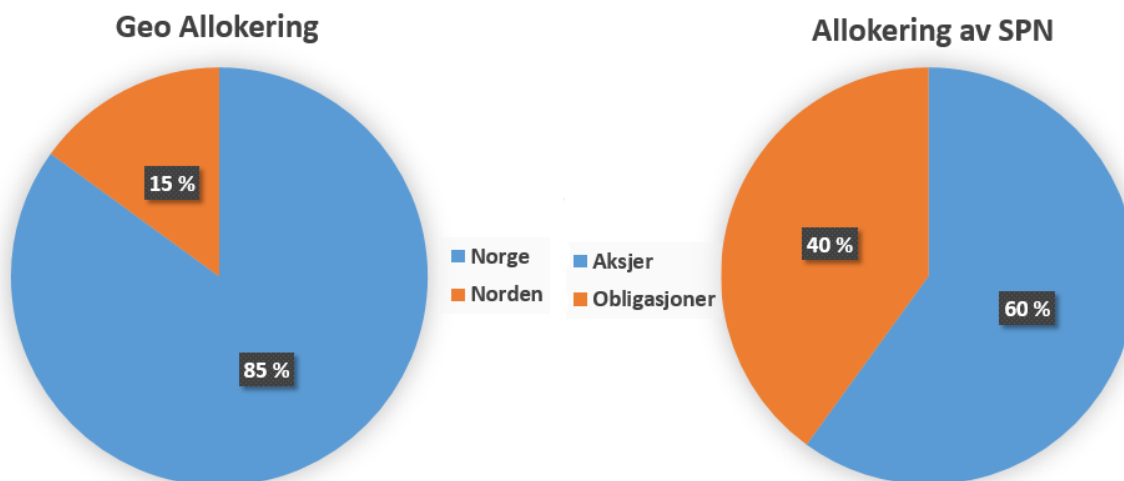
³Folketrygdfondets hjemmesider.

⁴Folketrygdfondets rapport "Strategisk plan for investeringsvirksomheten".

blant annet å analysere og predikere ulike aksjekurser for deretter å handle på grunnlag av dette. Folketrygdfondet er også pålagt å følge en investeringsstrategi som gjør at fondets relative volatilitet, eller standardavviket til fondets differanseavkastning⁵ ikke overgår tre prosentpoeng.

I dag inneholder SPN aksjer og obligasjoner fra både Norge, Sverige, Danmark og Finland. Renteporteføljen ble endret i første kvartal 2007 da nordiske utstedere ble lagt til i renteporteføljen med en vektning på 15%. I aksjeporteføljen ble det fra og med 2. kvartal 2001 inkludert nordiske aksjer. Folketrygdfondet vokter og rebalanserer disse porteføljene etter retningslinjene vist i figuren nedenfor.

De forskjellige porteføljene har også med ulike referanseindekser. De norske aksjene har OSEBX som referanseindeks, mens den nordiske aksjeporteføljen bruker VINXB. For den norske renteporteføljen brukes en referanseindeks som er satt sammen av én statlig og én ikke-statlig del.⁶ Den statlige delen er representert ved Barclays Global Aggregate Treasury Norway, og er vektet med 30 %, mens den ikke-statlige delen er representert ved Capital Global Aggregate Norway og er vektet med 70%. For den nordiske renteporteføljen brukes Barclays Capital Global Aggregate Scandinavia (Norge ekskludert) som referanseindeks.⁷



Figur 2.1: Allokering i SPN

Figuren viser andelen som er investert i aksjer og obligasjoner samt deres geografiske allokering.

⁵Med differanseavkastning menes forskjellen på avkastningene til porteføljen, og porteføljens referanseindeks.

⁶Dette er forklart i Folketrygdfondets GIPS-rapport fra 2015.

⁷Dette er nærmere forklart i Folketrygdfondets årsrapport fra 2015.

I sin forvaltning av SPN trekker Folketrygdfondet frem at de som følge av at de har ulike roller i de forskjellige landene de investerer i, også har forskjellige strategier i disse markedene.

Folketrygdfondet ser på det norske markedet som relativt illikvid, og har som følge av dette basert sin forvaltning av den norske porteføljen på en langsiktig og verdibasert tilnærming med relativt lav omløpshastighet i porteføljen. En slik forvaltning fører også til lave transaksjonskostnader. I de nordiske markedene er FTF en mindre aktør, og som følge av dette i kombinasjon med at de mener at disse markedene også er mer likvide, følger de her en annen investeringsstrategi. De trekker frem at det med bedre likviditet og flere selskaper i hver sektor åpner det seg flere muligheter for raske porteføljeendringer, som igjen åpner opp mulighetene for en forvaltning som er løpende tilpasset deres vurdering av utsiktene for den økonomiske utviklingen og markedsprisingen.

2.3 Mandat

Folketrygdfondets nåværende mandat har vært gjeldene siden 2007, da stortinget vedtok at staten skulle tilbakebetale 101,8 milliarder kroner i statsgjeld eid av SPN, samtidig som SPN skulle betale tilbake samme beløp til statskassen. Dette beløpet stod for nesten halvparten av SPNs forvaltede kapital. Dette medførte også endringer i sammensetningen til fondet ved at aksjeandelen økte, mens renteandelen ble redusert.⁸ I denne oppgaven vil vi som følge av denne endringen, i tillegg til å se på perioden 1998–2015, også se på årene etter 2007 som en separat periode.

⁸Delkapittelet er basert på informasjon gitt i rapporten “Gjennomgang av Folketrygdfondets forvaltning av Statens pensjonsfond Norge”.

3 Teori

3.1 Markedseffisiens og aktiv forvaltning

Hypotesen om effisiente markeder (EMH) har vært en viktig del av finanst teori, der Malkiel og Fama (1970) definerte et marked som effisient når prisen på et aktiva representerer all relevant og tilgjengelig informasjon. Under EMH vil altså ikke en investor, basert på tilgjengelig finansiell informasjon om en bedrift eller historiske analyser av et aktiva, kunne oppnå høyere avkastninger enn andre investorer som holder en tilfeldig valgt portefølje til mindre eller lik risiko. I følge Shleifer (2000) baserer EMH seg på tre svake antagelser om aktører i markedet. Første antagelse sier at alle aktører er rasjonelle, og at de da priser aktivaer rasjonelt. Andre antagelse går ut på at dersom aktører ikke er rasjonelle, så vil deres investeringer være tilfeldige og dermed kanselleres mot hverandre uten å påvirke prisen på aktivumet. Tredje antagelse sier at hvis investorer er irrasjonelle i samme grad, vil de møtes av investorer som utnytter arbitrasjemuligheter og dermed eliminerer deres påvirkning på priser i markedet. Malkiel og Fama (1970) definerte også ulike former for effisiens, der *svak form* gikk ut på at det ikke er mulig å oppnå en profitt basert på historiske priser og avkastninger. *Mellomsterk form* sa at det ikke er mulig å oppnå en profitt basert på offentlig tilgjengelig informasjon, mens *sterk form* vil si at all informasjon, inkludert innsideinformasjon er priset inn i et aktiva og at det som følge av dette ikke er mulig å generere en høyere forventet avkastning basert på monopolistisk tilgang på denne informasjonen.

I Black (1986) ble det hevdet at et velfungerende marked krevde at det eksisterte ineffisiens i markedet. Tanken bak dette var at dersom alle aktører hadde lik oppfatning av markedet, ville heller ingen handlet. Black (1986) antok også at det i markedet finnes to typer investorer, de med informasjon og de uten. Ideen bak dette var at informasjonsløse investorer skapte ineffisiens i markedet ved handel, og dermed ga investorene med informasjon en mulighet til å utnytte denne ineffisiensen.

Det har også blitt utført flere empiriske tester som har utfordret den svake formen for markedseffisiens. Blant annet ble det i Bondt og Thaler (1985) vist at porteføljer som ble satt sammen av bedrifter med lav avkastning de tre foregående årene, gjerne økte avkastningene de påfølgende årene. Grunnen til dette mente Bondt og Thaler (1985) var at underprising av aktiva førte til økt etterspørsel, noe som igjen førte til at prisen og

avkastningen til porteføljen de påfølgende årene også økte. Det motsatte ble observert med porteføljer bestående av de største «vinnerne» de siste tre årene, som i de påfølgende årene hadde lave avkastninger.

Fra et kortere tidsperspektiv så Jegadeesh og Titman (1993) at aksjer med positiv avkastning de siste seks til tolv månedene hadde en tendens til å fortsette i samme retning, og at aksjer med en negativ trend de siste seks til tolv månedene hadde en tendens til å fortsette nedover. Med dette kunne man forkaste teorien om svak effisiens, som sa at historiske priser ikke kunne brukes til å si noe om fremtidige priser. Selv Fama (1991) innrømmet at avkastninger på aksjer kan predikeres ved bruk av historisk data, noe som representerte et stort steg i markedseffisiensteorien.

I J.Siegel (1998) ble det stilt spørsmålstegn ved teorien rundt den *mellomsterke* formen for markedseffisiens, da Siegel viste at aksjer med lav markedsverdi i tidsperioden 1926-1996 hadde overprestert sammenlignet med aksjer med høy markedsverdi. Det ble også vist av Lakonishok et al. (1994) at porteføljer bestående av firmaer med lav “book to market”- rate⁹ (som anses som dyre vekstfirmaer) hadde en signifikant lavere avkastning enn porteføljer bestående av firmaer med høy book to market rate (billige verdiaksjer). Det viste seg også at porteføljene med lav BE/ME hadde større volatilitet enn porteføljene med høy BE/ME.

Kort oppsummert kan man si at en investor som benytter en aktiv forvaltningsstrategi også antar at markedet ikke er sterkt eller mellomsterkt effisient, og at det finnes ineffisiens i markedet. I denne oppgaven skal vi se på om FTF har klart å profitte på denne mulige ineffisiensen, og i hvilke porteføljer de eventuelt har klart dette.

⁹Refererer for enkelhets skyld til denne raten som BE/ME i resten av oppgaven.

3.2 Faktorer og modeller

For å se nærmere på SPNs aktive forvaltning skal vi benytte oss av ulike faktormodeller for å analysere avkastningene til aksje- og renteporteføljer, i tillegg til kombinasjoner av disse. En slik avkastningsanalyse benytter forskjellige lineære regresjonsligninger til å se på forholdet mellom en porteføljes og ulike faktorer avkastningsserier. Formålet med dette er å se på om en porteføljes avkastning er et resultat av porteføljes eksponering mot ulike risikofaktorer, eller om avkastningen forklares av noe annet. Modellenes skjæringspunkt, alfa, vil symbolisere den delen av porteføljes avkastning som ikke kan forklares av modellens risikofaktorer. Kort fortalt vil altså alfaen si noe om porteføljeforvalterens evne til å skape avkastninger, gitt porteføljes eksponering mot forskjellige risikofaktorer.

En faktor som vil kunne forklare mye av variasjonen i disse avkastningene, er modellens markedsfaktor. I våre modeller er denne faktoren gitt ved $R_{ref} - R_f$, der R_{ref} er avkastningen til den aktuelle porteføljes referanseindeks, mens R_f er risikofri rente. Data for denne faktoren er laget ved å ta differansen mellom den aktuelle porteføljes referanseindeks og den risikofrie renten. For å ta hensyn til denne faktoren vil vi bruke modellen

$$R_{spm} - R_f = \alpha + \beta \cdot (R_{ref} - R_f) + \epsilon, \quad (3.1)$$

der $R_{spm} - R_f$ er avkastningen til den aktuelle porteføljen utover den risikofrie renten, mens $R_{ref} - R_f$ er avkastningen til den aktuelle porteføljes referanseindeks utover den risikofrie renten. Konstantleddet alfa vil som nevnt beskrive den delen av porteføljes avkastning som ikke kan forklares av markedsfaktoren. Denne modellen er en enfaktormodell, og måler porteføljes sensitivitet for svingninger i referanseindeksen/markedet. Vi vil fra nå av referere til denne modellen som singelindeksmodellen, eller SIM.

3.2.1 Aksjer

Når vi skal se nærmere på aksjeporteføljene i SPN, vil vi i tillegg til SIM benytte oss av modeller som tar for seg flere risikofaktorer.

I Fama og French (1992) ble det ved bruk av data fra det amerikanske markedet vist at aksjer i små selskaper, eller selskaper med lav markedsverdi, har en tendens til å skape

høyere avkastninger enn aksjene til selskaper med høy markedsverdi. Det ble også vist at aksjer i selskaper med høy BE/ME, kjent som “Value stocks”, skapte høyere avkastninger enn aksjer med lav BE/ME, eller såkalte “Growth stocks”. Disse sammenhengene vil også kunne være med på å forklare avkastningene vi skal se på vår analyse. For å fange opp disse sammenhengene introduserte Fama og French (1993) risikofaktorene SMB og HML, der SMB skulle fange opp at små selskaper så ut til å generere høyere avkastninger enn store selskaper, mens HML skulle fange opp at “Value stocks” skapte høyere avkastninger enn “Growth stocks”.

For å lage disse faktorene konstruerte Fama og French (1993) hvert år i perioden 1963–1991 tre forskjellige porteføljer basert på BE/ME, og to porteføljer basert på markedsverdi. Porteføljene basert på BE/ME ble delt inn i én portefølje som inneholdt selskaper med høy BE/ME, én portefølje med selskapene med middels høy BE/ME, og én portefølje som inneholdt selskaper med lav BE/ME. Porteføljene basert på markedsverdi ble ut i fra median delt inn i en portefølje med store, og en portefølje med små selskaper. Ut i fra disse fem porteføljene lagde Fama og French de seks nye porteføljene S/H, S/M, S/L, B/H, B/M og B/L, som besto av selskaper som falt inn under to av kategoriene. For eksempel besto porteføljen S/H av små selskaper med høy BE/ME. Fra disse seks porteføljene konstruerte Fama og French (1993) faktorene SMB og HML ved bruk av formlene

$$SMB = \frac{1}{3} \cdot (S/H + S/M + S/L) - \frac{1}{3} \cdot (B/H + B/M + B/L) , \quad (3.2)$$

og

$$HML = \frac{1}{2} \cdot (S/H + B/H) - \frac{1}{2} \cdot (S/L + B/L) . \quad (3.3)$$

Ved å inkludere disse i SIM får vi modellen

$$R_{spn} - R_f = \alpha + b \cdot (R_{ref} - R_f) + s \cdot SMB + h \cdot HML + \epsilon , \quad (3.4)$$

der SMB står for “Small Minus Big”, og er forskjellen på avkastningen til en portefølje

med aksjer fra små selskaper, og en portefølje som inneholder aksjer fra store selskaper. SMB-, eller størrelsesfaktoren representerer altså avkastningen til en portefølje som har en lang posisjon i små aksjer og en kort posisjon i store aksjer, og fanger opp at små selskaper har en tendens til å skape høyere avkastninger enn store selskaper. HML står for “High Minus Low”, og tar som nevnt for seg forskjellen på avkastningen på “Growth Stocks” (Lav BE/ME) og “Value Stocks” (Høy BE/ME). Kort fortalt vil HML-, eller verdifaktoren, være en portefølje med positiv eksponering mot “Value Stocks” og negativ eksponering mot “Growth Stocks”. Modellen beskrevet i 3.4 er kjent som Fama og Frenchs trefaktormodell¹⁰.

Under en antagelse om at det virkelig er risikofaktorene SMB og HML som driver avkastningene i en portefølje, vil man kunne si at det finnes en skjevhet i et alfaestimat fra en singelindeksmodell. Denne skjevheten er i Gorman og Weigand (2009) definert som

$$\text{Skjevhet i alfa} = \alpha^{SIM} - \alpha^{F\&F} , \quad (3.5)$$

der retningen på denne skjevheten gjerne baserer seg på hvordan porteføljen man ser på er vektet. En overvekt av små selskaper i en portefølje vil sannsynligvis føre til en positiv skjevhet, mens en overvekt av store selskaper mest sannsynlig vil føre til en negativ skjevhet. På samme måte vil en portefølje med overvekt i verdiselskaper antakelig føre til en positiv skjevhet, mens en portefølje med en overvekt av vekstselskaper sannsynligvis vil føre til en negativ skjevhet.

I vår analyse har vi ved bruk av databasen “Macrobond”, hentet tidsserier for Oslo Børs Small Cap Index (OSESX), og OBX Total Return Index (OBX), og laget SMB-faktoren ved å ta en henholdsvis lang og kort posisjon i disse. OSESX består av de 10% minste selskapene på Oslo Børs, mens OBX består av de 25 mest omsatte aksjene på Oslo Børs. For HML har vi ved bruk av samme database hentet ut tidsserier bestående av avkastninger for “Value-”, og “Growth”-porteføljer fra “Standard Value”-indekser laget av MSCI. MSCI deler inn selskapene på en børs i tre deler basert på markedsverdi. “Standard Value”-indeksen består av de store og mellomstore selskapene, og dekker ca. 85 % av børsens samlede markedsverdi.¹¹ Et alternativ til å bruke “Standard Value”-porteføljene er å bruke det MSCI kaller IMI-indekser. Denne indeksen består i tillegg til selskapene med stor og mellomstor markedsverdi¹¹, av selskapene i det minste segmentet, og vil dekke

¹⁰Vi vil for enkelhets skyld senere i oppgaven i noen tilfeller henvise til denne modellen som F&F.

¹¹Denne informasjonen er hentet fra MSCI Global Investable Market Indexes Methodology 2016.

ca. 99% av den aktuelle børsens samlede markedsverdi. Vi har gjennomført regresjoner ved bruk av “IMI-faktorer”, men da resultatene og tolkningen av disse ikke endret seg nevneverdig, har vi valgt å ikke ta disse med i oppgavens analysedel.

Det finnes også flere utvidelser av trefaktormodellen til Fama og French. En av de mest brukte utvidelsene av trefaktormodellen er firefaktormodellen som ble introdusert i Carhart (1997). Denne modellen inneholder i tillegg til HML og SMB en faktor for momentum. Jegadeesh og Titman (1993) viste at en stigende aksjekurs har en tendens til å fortsette å stige, mens en fallende aksjekurs har en tendens til å fortsette å falle. I Carhart (1997) ble det vist at momentumfaktoren beskrevet i Jegadeesh og Titman (1993) var reell. Grunnen til dette var derimot ikke at investorer bevisst fulgte en strategi der de kjøpte tidligere vinneraksjer, men heller at flere investorer tilfeldigvis holder en portefølje som er overvektet i selskaper som har gjort det godt i det foregående året. Grunnen til dette mente Carhart var at det å aktivt følge en “momentumstrategi” ville ført til tap som følge av kostnader forbundet med strategien.

Meravkastningen som kan skapes ved å holde en portefølje som er overvektet i fjorårets vinneraksjer bør ikke regnes som et resultat av investorens ferdigheter, og det er dette momentfaktoren tar høyde for i modellen. Inkluderer man momentfaktoren i F&F, får man Carharts firefaktormodell. Denne modellen er gitt ved

$$R_{spn} - R_f = \alpha + b \cdot (R_{ref} - R_f) + s \cdot SMB + h \cdot HML + m \cdot MOM + \epsilon . \quad (3.6)$$

I vår analyse vil vi for momentumfaktoren benytte oss av data konstruert av Bernt Arne Ødegaard. Han har laget denne faktoren ved å dele selskapene i markedet inn i tre porteføljer basert på prestasjoner de siste 12 månedene, for så å ta en lang posisjon i den “gode” porteføljen, og en kort posisjon i den “dårlige” porteføljen. Vi har ikke tilgang på momentumfaktoren for den nordiske aksjeforføljen, og vil derfor ikke inkludere momentfaktoren i analysen av denne.

Ibbotson et al. (2013) viste ved bruk av data fra det amerikanske aksjemarkedet at en likviditetsfaktor også kan være med på å forklare en porteføljes avkastninger. Denne risikofaktoren tar høyde for at sannsynligheten for å bli låst i posisjoner er større hvis man holder illikvide aksjer. Dette vil igjen føre til at investoren vil være mindre fleksibel, og det vil være vanskeligere å gjøre endringer i porteføljen. For å lage risikofaktoren lagde

Ibbotson en portefølje med lang posisjon i den minst likvide kvartilen av markedet og en kort posisjon i den mest likvide kvartilen av markedet, og kontrollerte så avkastningene fra denne porteføljen ved bruk av både SIM, F&F, og Carharts firefaktormodell. Resultatet fra Ibbotsons analyse viste at man endte opp med en positiv og signifikant alfa ved bruk av samtlige av modellene. Med dette ble det vist at kombinasjonen av markeds-, størrelses-, verdi- og momentumfaktoren ikke kunne forklare all variasjonen i den konstruerte porteføljen, og at likviditetsfaktoren ga en signifikant avkastning selv etter at man hadde justert for disse faktorene. Kort oppsummert viste altså Ibbotson at markeds-, størrelses-, verdi-, og momentumfaktoren ikke fanger opp effekten av risikopremien man får ved å holde mindre likvide aksjer.

Likviditetsfaktoren er innhentet fra Bernt Arne Ødegaards hjemmeside, som er basert på Skjeltorp et al. (2009) ved bruk av norsk data. Ved å inkludere både moment- og likviditetsfaktoren i F&F vil modellen bli

$$R_{spn} - R_f = \alpha + b \cdot (R_{ref} - R_f) + s \cdot SMB + h \cdot HML + m \cdot MOM + l \cdot LIQ + \epsilon . \quad (3.7)$$

3.2.2 Renter

Når vi skal analysere fondets renteportefølje, har vi tatt utgangspunkt i en singelindeks- og en trefaktormodell. Fama og French (1993) viste at variansen til obligasjoners avkastninger kan forklares av andre inkluderte faktorer som tar for seg kreditt- og renterisiko. Med kreditt risiko menes den ekstra risikoen man som obligasjonsholder tar på seg ved å holde obligasjoner fra utstedere med dårlig kredittvurdering, og for å kompensere for denne ekstra risikoen vil obligasjonsholderen kreve høyere renteinntekter fra utstederen. Renterisikoen er den ekstra risikoen man som obligasjonsholder tar på seg ved å holde obligasjoner med lang løpetid. Sjansen for en betydelig renteøkning og dermed en endring i prisen på obligasjonen vil være større hvis løpetiden er lang. Med dette vil også obligasjonen ha større durasjon enn obligasjoner med kort løpetid, og dermed være mer utsatt for en renteøkning. For å ta denne ekstra risikoen vil investoren kreve en premie. For å ta hensyn til disse fenomenene inkluderer vi risikofaktorene TERM, og CREDIT i singelindeksmodellen. Modellen vil da bli

$$R_{spn} - R_f = \alpha + b \cdot (R_{ref} - R_f) + c \cdot CREDIT + t \cdot TERM + \epsilon, \quad (3.8)$$

der venstresidevariabelen er meravkastningen til den aktuelle renteporteføljen utover risikofri rente, og faktoren $R_{ref} - R_f$ er avkastningen til porteføljens referanseindeks fratrukket den risikofrie renten. Faktoren CREDIT er knyttet opp mot kredittrisiko som oppstår ved å holde obligasjoner med lav kredittvurdering, mens TERM-faktoren er relatert til renterisikoen som oppstår ved å holde obligasjoner med lang løpetid.

Vi vil i vår analyse bruke data generert av Folketrygdfondet. Folketrygdfondet har laget CREDIT faktoren ved å benytte seg av swaprenter som en proxy for avkastninger på statlige obligasjoner med lav kredittrisiko i tillegg til andre obligasjoner med lav kredittrisiko, og sammenlignet disse med avkastninger på obligasjoner i ulike industrigrupper med større kredittrisiko. Obligasjonene med høy kredittrisiko vil gi en høyere avkastning enn “proxyavkastningen” til de statlige lavrisiko-obligasjonene. For TERM faktoren vil vi også her benytte oss av data gjort tilgjengelig av Folketrygdfondet, som har konstruert faktoren ved å se på forskjellen på avkastningene mellom statsobligasjoner med lang løpetid og statspapirer med kort løpetid.

3.2.3 Alternative modeller

Det finnes flere alternativer til modellene vi har beskrevet tidligere i teksten. I Fama og French (2015) utvidet Fama og French sin egen trefaktormodell ved å legge til to nye faktorer basert på investeringsaktivitet og lønnsomhet. Ved å inkludere disse faktorene i Fama og Frenchs trefaktormodell ble modellen

$$R_{spn} - R_f = \alpha + b \cdot (R_{ref} - R_f) + s \cdot SMB + h \cdot HML + r \cdot RMW + c \cdot CMA + \epsilon. \quad (3.9)$$

RMW forsøker å fange variasjonen i en porteføljens avkastning som kommer som resultat av et foretaks lønnsomhet, da det er vist at selskaper med robust inntjening historisk sett har skapt høyere avkastning enn selskaper med svak inntjening. *CMA* forsøker å fange opp variasjon i avkastningene som kommer som følge av porteføljens eksponering mot selskaper

med lav eller høy investeringsaktivitet, da selskaper med høy investeringsaktivitet historisk sett har skapt større avkastninger. Vi har valgt å ikke benytte oss av denne modellen i vår analyse som følge av mangelfull tilgang på data.

En annen tilnærming som kunne vært aktuell for vår problemstilling, er bruk av en modell som tar for seg porteføljens differanseavkastning fremfor porteføljens faktiske avkastning. For eksempel ville da Fama og Frenchs trefaktormodell blitt

$$R_{spn} - R_{ref} = \alpha + b \cdot (R_{ref} - R_f) + s \cdot SMB + h \cdot HML + \epsilon, \quad (3.10)$$

der vi benytter $R_{spn} - R_{ref}$ som venstresidevariabel i stedet for $R_{spn} - R_f$ som i modellene beskrevet tidligere i kapitlet. Tanken bak denne modellen er altså at man forsøker å forklare en porteføljes meravkastning fremfor porteføljes faktiske avkastninger.

4 Metode

I oppgavens analysedel skal vi ved bruk av OLS¹² utføre regresjoner på modellene beskrevet i kapittel tre. Når man benytter seg av denne estimeringsmetoden, er det visse forutsetninger vedrørende modellens egenskaper som må oppfylles¹³.

1. $E(u_t) = 0$

Den betingede forventningen til restleddet u_t må være lik null. Altså skal restleddet på tidspunkt t være uavhengig av den aktuelle modellens forklaringsvariabler. Dette gjelder ikke bare på samme tidspunkt, men også for tidligere og fremtidige observasjoner. Under denne forutsetningen vil estimatene være forventningsrette og konsistente.

Forventningsrett kan skrives som

$$E(\hat{\beta}_1|x_t) = \beta_1, \quad (4.1)$$

der $\hat{\beta}_1$ er estimatet til en koeffisient β_1 , og x_t er en gitt forklaringsvariabels observerte verdi på tidspunkt t .

En estimator kan sies å være konsistent hvis

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\hat{\theta} - \theta| > \epsilon) = 0, \quad (4.2)$$

der $\hat{\theta}$ er estimatet til en koeffisient θ , og ϵ er et vilkårlig valgt lite tall. Ligning 4.2 tar utgangspunkt i avviket mellom estimatoren og den sanne parameterverdien, og ser på sannsynligheten for at tallverdien på dette avviket er større enn et vilkårlig valgt lite tall. Hvis denne sannsynligheten går mot null når antall observasjoner øker mot uendelig, vil man kunne si at estimatoren er konsistent.

¹²OLS er en forkortelse for Ordinary Least Squares, som også er kjent som minste kvadraters metode.

¹³Seksjonen er basert på forelesningsnotater laget av Kåre Johansen i forbindelse med faget i faget SØK3001 som er undervist ved NTNU, og Brooks (2014).

$$2. \text{Var}(u_t) = \sigma^2$$

Homoskedastisitet. Det vil si at variansen til restleddet u_t i en modell er lik og konstant for alle observasjoner. Hvis dette ikke er tilfellet har vi heteroskedastisitet, og en konsekvens av dette vil være at “vanlige formler” for OLS ikke lenger er gyldige. En konsekvens av dette vil igjen være at for eksempel vanlige t - og F -tester heller ikke vil gjelde.

$$3. \text{Cov}(u_i, u_j) = 0 \text{ for } i \neq j$$

Fravær av autokorrelasjon. Hvis det er samvariasjon mellom feilleddene i en modell over tid, har man autokorrelasjon. Altså skal feilleddene i den estimerte modellen være ukorrelerte. Brudd på denne forutsetningen vil påvirke variansen til modellens estimator, og vanlige variansformler vil ikke lenger gjelde.

$$4. \text{Fravær av multikollinearitet.}$$

Multikollinearitet forekommer når to av forklaringsvariablene i en modell er høyt korrelerte. En konsekvens av multikollinearitet vil være at man ikke klarer å skille effekten fra ulike variabler.

4.1 Testing og korrigerings

4.1.1 Autokorrelasjon og heteroskedastisitet

Autokorrelasjon oppstår som nevnt når feilleddene i en tidsserieregresjon korrelerer med hverandre. Man vil ved eksistens av autokorrelasjon fortsatt få forventningsrette og konsistente estimatorer, men de vil ikke lenger være effektive. Altså vil det selv ved store utvalg kunne oppstå standardfeil som ikke stemmer. For å finne ut om det eksisterer autokorrelasjon i modellen, har vi tatt i bruk en *Breusch-Godfrey* test som vist i Breusch (1978) og Godfrey (1978). Denne testen utføres ved å se om et residual er korrelert med sine egne laggede verdier. Ved utførelse av testene på de ulike porteføljene i SPN finner vi at det kan eksistere autokorrelasjon i noen av porteføljene, og vi blir dermed nødt til å ta høyde for dette ved videre analyse.¹⁴

Heteroskedastisitet oppstår når variansen til restleddene i en regresjon ikke er konstant for alle observasjoner. I tilfeller med heteroskedastisitet vil ikke standardfeil estimert med

¹⁴Resultater fra de utførte testene er oppgitt i oppgavens appendiks.

OLS være gyldige, noe som også gjør at t -, og p -verdier heller ikke er holdbare. For å teste om det er heteroskedastisitet i våre data, har vi benyttet en White-test som beskrevet i White (1980). Når vi utfører testen på våre data, finner vi ut at heteroskedastisitet kan være et problem, og velger å korrigere for dette i oppgavens analyser.¹⁴

For å korrigere for autokorrelasjon og heteroskedastisitet vil vi i alle våre estimeringer benytte oss av standardavvik som er “HACSE”¹⁵. Disse er beregnet ved bruk av metoden beskrevet i Newey og West (1986).

4.1.2 Multikollinearitet

Multikollinearitet oppstår når én eller flere forklaringsvariabler korrelerer med hverandre. Dette vil kunne medføre regresjoner som ser “bra” ut (i form av høy forklaringskraft), men der estimerte koeffisienter ikke er signifikante grunnet høye standardfeil. Regresjonen vil også bli veldig sensitiv for endringer, så om man fjerner eller legger til en variabel, kan dette medføre store utslag i verdier på estimerte koeffisienter eller signifikans.

For å finne ut om det eksisterer multikollinearitet i modellene, kan man se på korrelasjonen mellom modellens forklaringsvariabler. Dersom noen av forklaringsvariablene i modellen er høyt korrelert, kan man undersøke dette nærmere ved å se på variablenes VIF¹⁶. VIF viser til i hvilken grad korrelasjon mellom forklaringsvariabler påvirker variansen til koeffisientene i modellen, og er gitt ved

$$VIF = \frac{1}{1 - R_i^2}, \quad (4.3)$$

der R_i^2 er forklaringskraften til en regresjon av en av forklaringsvariablene som venstresidevariabel og de resterende forklaringsvariablene på høyre side. Dersom det ikke eksisterer multikollinearitet, så skal $R_i^2 = 0$, og $VIF = 1$.

¹⁵Heteroskedasticity and Autocorrelation consistent standard errors.

¹⁶VIF er en forkortelse for “Variance Inflation Factor”.

5 Data

5.1 Faktorer og renter

I analysen av SPN har vi benyttet oss av månedlig data for avkastninger i SPN som helhet, samt avkastningene til porteføljene som fondet er satt sammen av. Disse avkastningene er justert for transaksjonskostnader, men er ikke justert for eventuelle andre kostnader knyttet til en aktiv forvaltningsstrategi.¹⁷ Avkastningene er hentet fra Folketrygdfondets hjemmesider, og er tilgjengelig for det offentlige. Data fra den norske aksjeporteføljen strekker seg fra januar 1998 til desember 2015, mens avkastningsdata for den nordiske aksjeporteføljen strekker seg fra mai 2001 til desember 2015. For den norske renteporteføljen har vi avkastningsdata fra januar 1998 til desember 2015, mens vi for den nordiske renteporteføljen har avkastningsdata fra mars 2007 til desember 2015. Vi har antatt at avkastningene er beregnet som aritmetiske avkastninger da det ikke er opplyst om noe annet.

Vi har tilgang på data for risikofaktorene SMB og HML i det norske aksjemarkedet via hjemmesiden til Bernt Arne Ødegaard¹⁸, men har ikke tilgang på produserte faktorer for de resterende nordiske landene. For å være konsistente har vi derfor produsert HML og SMB for både Norge, Danmark, Sverige og Finland ved hjelp av data fra MSCI. Vi vil i vår analyse av den norske aksjeporteføljen oppgi resultater ved bruk av både MSCI-faktorer og faktorene laget av Ødegaard.

5.1.1 Vekting

Ved konstruksjon av faktorene for analysen av den nordiske aksjeporteføljen har det som vist i ligning 5.1 og 5.2 blitt tatt i bruk et vektet snitt av faktorene for henholdsvis Sverige, Danmark og Finland.

¹⁷Dette er poengtert i Folketrygdfondets GIPS-rapport fra 2015.

¹⁸Disse faktorene er laget ved bruk av metoden beskrevet i Fama og French (1998).

Vektene er laget ved å benytte vektene i indeksen “MSCI Nordic Countries Index” ekskludert Norge, og ligger på 49,6% for Sverige, 33,5% for Danmark og 16,9 % for Finland.

$$SMB_{nordic} = w_{den} \cdot SMB_{den} + w_{swe} \cdot SMB_{swe} + w_{fin} \cdot SMB_{fin} \quad (5.1)$$

$$HML_{nordic} = w_{den} \cdot HML_{den} + w_{swe} \cdot HML_{swe} + w_{fin} \cdot HML_{fin} \quad (5.2)$$

5.1.2 Risikofri rente

For et estimat for risikofri rente har vi brukt renteindeksen ST1X. Vi har hentet denne renten fra “Macrobond”, der den var gitt som en årlig rente, og gjort den om til en månedlig rente ved bruk av formelen

$$r_f^{1m} = (1 + r_f^{1y})^{1/12} - 1, \quad (5.3)$$

der r_f^{1m} er månedlig risikofri rente, mens r_f^{1y} er den årlige risikofrie renten.

Når vi ser på den risikofri renten i modellene for den nordiske porteføljen har vi for enkelhetens skyld valgt å bruke den samme renten som vi bruker for det norske markedet.

5.1.3 Oppsummering av faktordata.

I tabell 5.1¹⁹ har vi laget en oversikt over hvilke faktorer vi kommer til å benytte oss av i vår analyse av SPN. Tabellen tar også for seg hvordan vi har laget, eller hvem som har gitt oss tilgang på data for faktorene.

¹⁹Denne tabellen er basert på en lignende tabell fra Folketrygdfondets rapport Risikojustert avkastning over tid.

Tabell 5.1: Faktorer

Tabellen oppsummerer konstruksjonen, opphavet og betydningen til risikofaktorene vi vil benytte oss av i vår analyse av SPN.

Faktor	Beskrivelse	Kilde	Marked
$R_{REF} - R_F$	Faktoren tar for seg differansen mellom referanseindeksen og risikofri rente. Risikofri rente er angitt som ST1X.		
SMB_{OSE}	Faktoren tar hensyn til en porteføljes eksponering mot små selskaper i forhold til store. Faktoren er konstruert ved å ta differansen mellom indeksene OSESX og OBX.	Oslo Børs	Norge
HML_{MSCI}	Faktoren tar hensyn porteføljes eksponering mot selskaper med høy BE/ME kontra lav BE/ME. Faktoren er konstruert ved å ta i bruk avkastninger fra "Standard Value"-porteføljer laget av MSCI og trukket fra avkastninger på porteføljen "Standard Growth".	Macrobond	Norge
SMB_{MSCI_N}	Faktoren tar hensyn til en porteføljes eksponering mot små selskaper i forhold til store. Faktoren er konstruert ved å ta i bruk avkastninger fra MSCIs "Small-", og "Large Cap" porteføljer for Danmark, Sverige og Finland, og vektet disse i henhold til indeksen "MSCI Nordic Countries Index" ²⁰	Macrobond	Norden ekskl. Norge
HML_{MSCI_N}	Faktoren tar hensyn porteføljes eksponering mot selskaper med høy BE/ME kontra lav BE/ME. Faktoren er konstruert ved å ta i bruk avkastninger fra MSCIs "Standard Value" og "Standard growth" porteføljer for Norden, for så å vekte de på samme måte som for SMB_{MSCI_N} .	Macrobond	Norden ekskl. Norge
SMB_{MSCI_T}	Faktoren tar hensyn til en porteføljes eksponering mot små selskaper i forhold til store. Faktoren er konstruert ved å ta i bruk avkastninger fra MSCIs "Small-", og "Large Cap" porteføljer for Danmark, Sverige og Finland, og Norge vektet disse i henhold til allokeringen i SPN i tillegg til å vekte faktorene for Danmark, Sverige og Finland relativt til indeksen "MSCI Nordic Countries Index" ekskludert Norge.	Macrobond	Norden inkl. Norge
HML_{MSCI_T}	Faktoren tar hensyn porteføljes eksponering mot selskaper med høy BE/ME kontra lav BE/ME. Faktoren tar hensyn til en porteføljes eksponering mot små selskaper i forhold til store. Faktoren er konstruert ved å ta i bruk avkastninger fra MSCIs "Standard Value", og "Standard growth" porteføljer for Norden for så å vekte de på samme måte som for SMB_{MSCI_T} .	Macrobond	Norden inkl. Norge
SMB_O	Faktoren tar hensyn til en porteføljes eksponering mot små selskaper i forhold til store.	Bernt Arne Ødegaard	Norge
HML_O	Faktoren tar hensyn porteføljes eksponering mot selskaper med høy BE/ME kontra lav BE/ME.	Bernt Arne Ødegaard	Norge
MOM_O	Faktoren tar hensyn til en porteføljes eksponering mot selskaper med høy avkastning det siste året kontra selskaper som har hatt en lav avkastning det siste året.	Bernt Arne Ødegaard	Norge
LIQ_O	Faktor tar hensyn til porteføljens eksponering mot selskaper med lav likviditet kontra selskaper med høy likviditet.	Bernt Arne Ødegaard	Norge
$TERM$	Faktoren tar for seg porteføljens eksponering knyttet til terminpremien.	Folketrygdfondet	Norge
$CREDIT$	Faktoren tar hensyn til porteføljens eksponering mot kredittrisiko.	Folketrygdfondet	Norge

5.2 Deskriptiv statistikk

I tabell 5.2 har vi samlet informasjon om de ulike porteføljene. Tabellen rapporterer i tillegg til den aktuelle porteføljens og referanseindeksens historiske gjennomsnittlige avkastning, porteføljens informasjonsrate, relative volatilitet, og “Sharpe-”rate.²¹ For enkelhets skyld vil vi i resten av oppgaven omtale informasjons-, og “Sharpe-rate” som henholdsvis IR og SR. De historiske avkastningene er kalkulert ved å beregne det geometriske gjennomsnittet til porteføljens annualiserte månedlige avkastninger. Den relative volatiliteten oppgitt i tabellen er det annualiserte standardavviket til differansen mellom avkastningene til den aktuelle porteføljen, og porteføljens referanseindeks.

Informasjonsraten fokuserer på en porteføljes differanseavkastning i forhold til porteføljens relative volatilitet, og sier noe om en investors evne til å skape meravkastning. Informasjonsraten er gitt ved

$$\widehat{IR}_m = \hat{\mu}_{r_{rel}} / \hat{\sigma}_{r_{rel}} , \quad (5.4)$$

der $\hat{\mu}_{r_{rel}}$ er den gjennomsnittlige avkastningen til differansen mellom porteføljens og referanseindeksens avkastninger.²² Vi har beregnet denne ved å annualisere differanseavkastningene, for så å beregne et aritmetisk gjennomsnitt av disse. $\hat{\sigma}_{r_{rel}}$ er porteføljens relative volatilitet eller standardavviket til porteføljens differanseavkastning.

I tillegg til å se på investorens evne til å skape meravkastning, vil IR også være et mål på hvor konsistente investorens resultater er, da en mer konsistent investor vil ha en mindre $\hat{\sigma}_{r_{rel}}$ og dermed en høyere IR.

“Sharpe-”raten til en portefølje er et mål på porteføljens risikjusterte avkastning, og er gitt ved

$$\widehat{SR}_m = \hat{\mu}_{r_{x_t}} / \hat{\sigma}_r , \quad (5.5)$$

der $\hat{\mu}_{r_{x_t}}$ er porteføljens gjennomsnittlige avkastning utover risikofri rente, og $\hat{\sigma}_r$ er standardavviket til porteføljens avkastninger. I tabell 5.2 har vi oppgitt differansen mellom den aktuelle porteføljen, og porteføljens referanseindeks “Sharpe”-rate.

²¹Det er mer informasjon om hvordan vi har regnet oss frem til disse tallene i oppgavens appendiks.

²²Refererer heretter til denne differansen som porteføljens differanseavkastning.

Som man kan se i tabellen på neste side, lå den årlige gjennomsnittsavkastningen for hele SPN i perioden 1998 – 2015 på 7,32%, noe som ga en differanseavkastning på 0,53 prosentpoeng. I tillegg kan man se at totalporteføljens differanseavkastning også er positiv i periodene 2007 – 2015, og 2011 – 2015. For aksjeporteføljen vil den årlige gjennomsnittsavkastningen i perioden 1998 – 2015 være 8,21 %, og den gjennomsnittlige differanseavkastningen vil være på 1,39 prosentpoeng. Som i totalporteføljen, gir også aksjeporteføljen positive differanseavkastninger i periodene 2007 – 2015, og 2011 – 2015. I renteporteføljen ser vi at den årlige avkastningen er 6,1% for hele perioden, og at vi har en differanseavkastning på 0,23 prosentpoeng. Tabellen viser også at alle porteføljene bortsett fra den nordiske aksjeporteføljen i femårsperioden har hatt positiv IR og SR-differanser. Man kan også se at SPNs renteportefølje både har høyere Informasjonsrater, og SR-differanser enn de andre porteføljene.

Det bør poengteres at renteporteføljen ble endret i 2007 da kontolånsordningen ble avvirket, noe som innebar at om lag hundre mrd. norske kroner ble tilbakebetalt til staten.²³ I 2007 ble nordiske obligasjoner inkludert i renteporteføljen, og dette er også noe som bør tas hensyn til, da disse forandringene vil føre til endringer i både rente- og totalporteføljen.

²³Dette er er poengtert i rapporten “Statens pensjonsfond – Norge, avkastningsutviklingen 1998 – 2008”.

Tabell 5.2: Deskriptiv statistikk

Tabellen tar for seg deskriptiv statistikk knyttet til de forskjellige porteføljene i SPN.

		1998-2015	2007-2015	2011-2015
SPN	Annualisert avkastning	7.32	7.18	8.09
	Annualisert differanseavkastning	0.53	1.11	0.69
	Relativ volatilitet	1.24	1.24	0.55
	IR	0.36	0.79	1.15
	Sharperatedifferanse	0.08	0.11	0.11
Aksjer	Annualisert avkastning	8.21	6.10	8.88
	Annualisert differanseavkastning	1.39	1.58	0.65
	Relativ volatilitet	3.56	2.13	0.92
	IR	0.30	0.60	0.62
	Sharperatedifferanse	0.07	0.08	0.06
Renter	Annualisert avkastning	6.1	6.62	6.32
	Annualisert differanseavkastning	0.23	0.80	0.86
	Relativ volatilitet	0.78	0.68	0.55
	IR	0.27	1.12	1.47
	Sharperatedifferanse	0.16	0.29	0.48
Norske aksjer	Annualisert avkastning	8.18	5.46	7.55
	Annualisert differanseavkastning	1.45	1.76	0.78
	Relativ volatilitet	3.70	2.34	1.05
	IR	1.06	1.23	1.86
	Sharperatedifferanse	0.07	0.08	0.07
Nordiske aksjer	Annualisert avkastning	7.36	8.74	15.27
	Annualisert differanseavkastning	0.17	0.54	-0.18
	Relativ volatilitet	1.24	1.52	0.8
	IR	0.07	0.25	-0.19
	Sharperatedifferanse	0.05	0.04	-0.01

I tabell 5.3 og 5.4 har vi sett på påvirkningen differanseavkastning har hatt på variansen i fondets forskjellige porteføljer. Tabellene viser hvilken prosentandel henholdsvis variansen til referanseindeksen og differanseavkastningen utgjør av den totale variansen i SPN. Dette vil gi oss et mål på hvor stor andel av variansen til porteføljene som kommer av variansen i porteføljens referanseindeks, og er regnet ut ved bruk av metoden beskrevet i ligning 5.6 og 5.7.

$$R_t = Rb_t + [R_t - Rb_t] = Rb_t + AktRet_t \quad (5.6)$$

Ved å ta variansen på begge sider i tillegg til å dele på $var(R_t)$ får vi

$$\frac{var(R_t)}{var(R_t)} = \frac{var(Rb_t) + 2cov(Rb_t, AktRet_t)}{var(R_t)} + \frac{var(AktRet_t)}{var(R_t)}, \quad (5.7)$$

der R_t , Rb_t og $AktRet_t$ henholdsvis er avkastninger på hele porteføljen (aksjer, rente eller total), avkastning på referanseindeks og porteføljens differanseavkastning.

Vi velger å se på tre ulike perioder for total- og den norske aksjeporteføljen; 1998 – 2015, 2007 – 2015 og 2011 – 2015, mens vi ser på periodene 2001 – 2015, 2007 – 2015 og 2011 – 2015 for den nordiske aksjeporteføljen. For renteporteføljen ser vi på to perioder; 2007 – 2014 og 2010 – 2014. Grunnen til at vi kun ser på disse periodene i renteporteføljen er i tillegg til tilgang på data endringen i mandatet fra Finansdepartementet i 2007. Så for å være konsistente så forholder vi oss til perioden mellom 2007 og 2014, der det ikke ble gjort endringer, og der både norske og nordiske obligasjoner er inkludert i den totale renteporteføljen.

Tabell 5.3: Varianspåvirkning i aksjeporteføljene.

Resultatene i tabellen viser prosentvis påvirkning på variansen til fondets avkastninger. Disse er beregnet ved bruk av metoden beskrevet i ligning 5.6 og 5.7. *DIF* viser til porteføljens differanseavkastning, mens *REF* tar for seg porteføljens referanseindeks.

	Norske Aksjer			Nordiske Aksjer		
	1998-2015	2007-2015	2011-2015	2001-2015	2007-2015	2011-2015
<i>DIF</i>	3.17%	1.29%	0.67%	0.41%	0.84%	0.36%
<i>REF</i>	96.83%	98.71%	99.33%	99.59%	99.16%	99.64%
<i>Total</i>	100%	100%	100%	100%	100%	100%

Av tabell 5.3 kan vi se at 3,17% av den norske aksjeporteføljens varians i perioden 1998 – 2015 ikke kan forklares av variansen i porteføljens referanseindeks. I ni- og femårsperioden forklares henholdsvis 98,71% og 99,33% av den norske aksjeporteføljens varians av referanseindeksens bevegelser. Altså vil 1,29% av variansen i den norske aksjeporteføljens avkastning i niårsperioden og 0,67% i femårsperioden ikke kunne forklares av disse.

For den nordiske aksjeporteføljen viser tabell 5.3 at variansen i porteføljens referanseindeks i perioden 2001 – 2015 forklarer hele 99,59% av variansen til avkastningene i porteføljen. Altså vil kun 0,41% av porteføljeavkastningens varians forklares av andre faktorer. I ni- og femårsperioden vil henholdsvis 0,84%, og 0,36% av porteføljeavkastningens varians kunne forklares av noe annet en referanseindeksen “VINXB”. Disse verdiene er relativt små, og det kan se ut til at en eventuell aktiv forvaltningsstrategi i denne porteføljen har påført porteføljen lite volatilitet, noe som kan tolkes som at de har holdt en posisjon med tilnærmet lik risiko som referanseindeksen.

Tabell 5.4: Varianspåvirkning i total- og renteporteføljen.

Resultatene i tabellen viser prosentvis påvirkning på variansen til fondets avkastninger. Disse er beregnet ved bruk av metoden beskrevet i ligning 5.6 og 5.7. *DIF* viser til porteføljens differanseavkastning, mens *REF* tar for seg porteføljens referanseindeks.

	Totalportefølje			Renter	
	1998-2015	2007-2015	2011-2015	2007-2014	2010-2014
<i>DIF</i>	2.23%	1.28%	0.61%	6.64%	4.91%
<i>REF</i>	97.77%	98.72%	99.39%	93.36%	95.09%
<i>Total</i>	100%	100%	100%	100%	100%

For totalporteføljen viser tabell 5.4 at variansen i porteføljens referanseindeks i perioden 1998 – 2015 forklarer 97,77% av variansen til avkastningene i porteføljen. Altså vil 2,23% av porteføljeavkastningens varians forklares av andre faktorer eller forvaltningsstrategier. I ni- og femårsperioden vil henholdsvis 1,28%, og 0,61% av porteføljeavkastningens varians kunne forklares av noe annet enn porteføljens referanseindeks.

For renteporteføljen viser tabellen at referanseindeksen forklarer relativt lite av porteføljens variasjon. I perioden 2007 til 2014 forklarte referanseindeksen 93,36% av porteføljens varians, mens den i perioden 2010 til 2014 forklarte 95,09%.

5.3 Avkastningshistorikk

Denne seksjonen av oppgaven tar for seg avkastningshistorikken til de ulike porteføljene og referanseindeksene i SPN i perioden 1998 – 2015. Vi har valgt å benytte oss av akkumulerte avkastninger, da disse gir et god bilde på hvordan porteføljenes prestasjoner har variert over tid. De akkumulerte avkastningene er beregnet ved å benytte formelen

$$\text{Periodeavkastning} = (1 + r_1) \cdot (1 + r_2) \cdot (1 + r_3) \cdot \dots \cdot (1 + r_n) - 1, \quad (5.8)$$

der r_1, r_2, \dots, r_n er avkastningene til porteføljen, eller referanseindeksen i de ulike delperiodene. Etter vi har beregnet disse periodeavkastningene, har vi tegnet de inn slik at det første punktet i de vedlagte grafene er gitt ved

$$(1 + r_1) - 1, \quad (5.9)$$

det andre ved

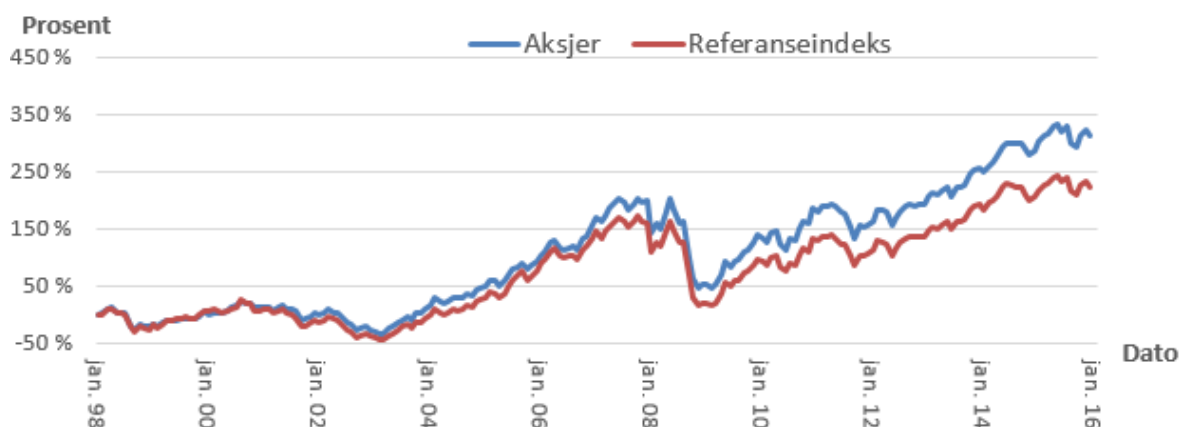
$$(1 + r_1) \cdot (1 + r_2) - 1,$$

det tredje ved

$$(1 + r_1) \cdot (1 + r_2) \cdot (1 + r_3) - 1, \text{ osv.}$$

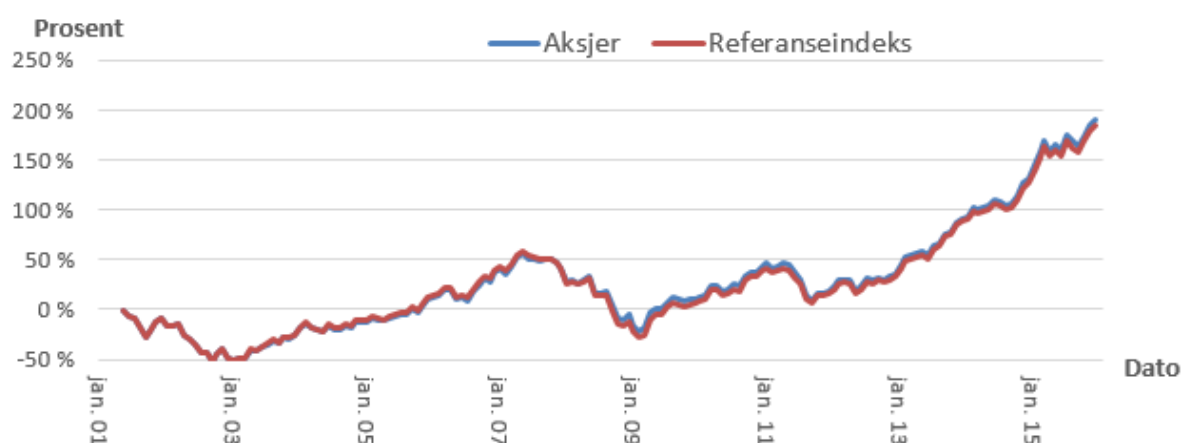
For å beregne periodeavkastningen for de resterende periodene fortsetter man på samme måte helt til man har inkludert alle observasjonene i utvalget.

5.3.1 Aksjeporteføljer



Figur 5.1: Akkumulerte norske aksjeavkastninger

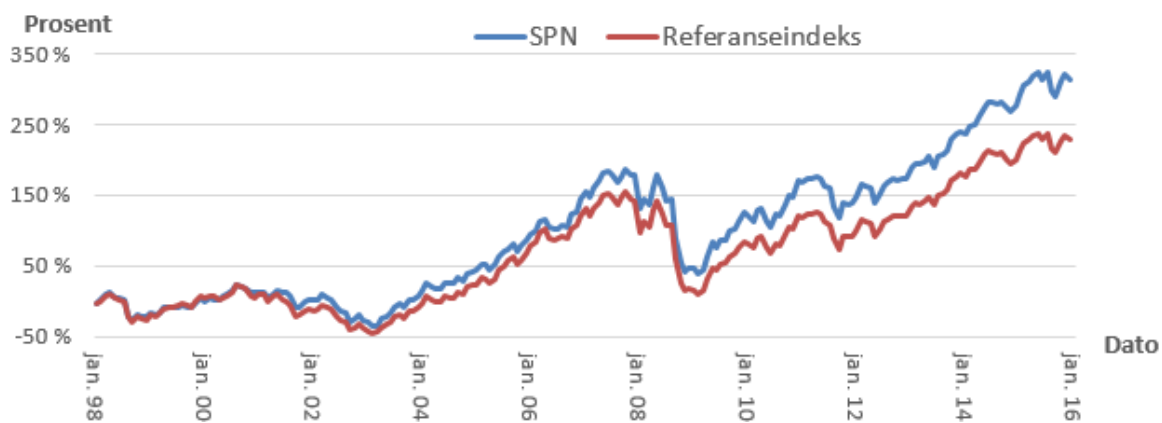
Figuren viser akkumulerte avkastninger for SPNs norske aksjeportefølje. Den blå grafen er de akkumulerte avkastningene til den norske aksjeporteføljen, mens den røde grafen er de akkumulerte avkastningene til den norske aksjeporteføljens referanseindeks.



Figur 5.2: Akkumulerte nordiske aksjeavkastninger

Figuren viser akkumulerte avkastninger for SPNs nordiske aksjeportefølje. Den blå grafen er de akkumulerte avkastningene til den nordiske aksjeporteføljen, mens den røde grafen er de akkumulerte avkastningene til den nordiske aksjeporteføljens referanseindeks.

Fra figur 5.1, og 5.2 ser vi at både den norske-, og nordiske aksjeporteføljen grovt sett har levert positive avkastninger i perioden 1998 – 2015, med unntak av årene under finanskrisen. Figurene viser også at den nordiske aksjeporteføljen har fulgt sin referanseindeks tettere enn den norske, noe som samsvarer med tallene oppgitt i 5.2, der den nordiske aksjeporteføljen har en annualisert gjennomsnittlig differanseavkastning på 0,17%, mot den norske aksjeporteføljens 1,45% i perioden 1998 – 2015.

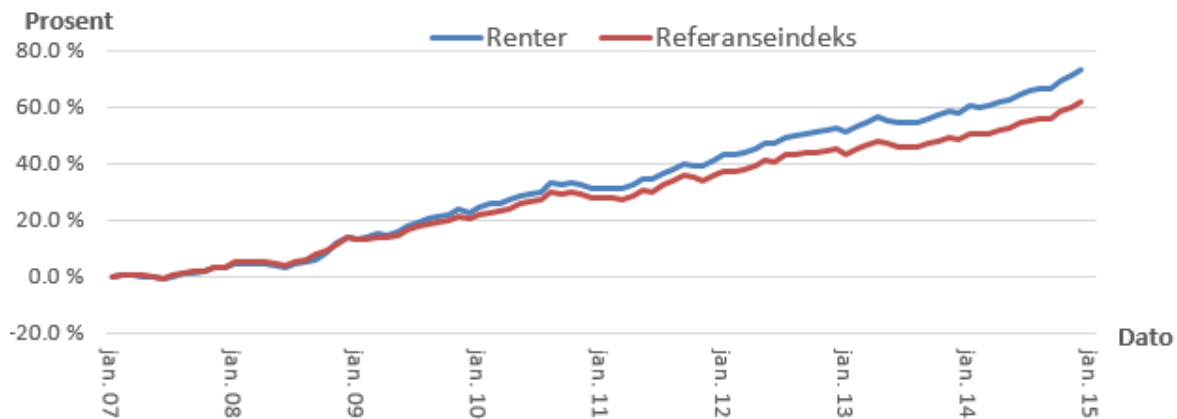


Figur 5.3: Akkumulert avkastning i den samlede aksjeporteføljen

Figuren viser akkumulerte avkastninger for SPNs samlede aksjeportefølje. Den blå grafen er de akkumulerte avkastningene til den samlede aksjeporteføljen, mens den røde grafen er de akkumulerte avkastningene til den samlede aksjeporteføljens referanseindeks.

Fra figur 5.3 ser vi at også den samlede aksjeporteføljen jevnt over har skapt positive avkastninger, med unntak av en dårlig periode under finanskrisen. Denne porteføljen er en vektet kombinasjon av den norske- og den nordiske aksjeporteføljen. Dette reflekteres i 5.3, da man ser at denne ligner ganske mye på figurene beskrevet på de to foregående sidene.

5.3.2 Renteporteføljen

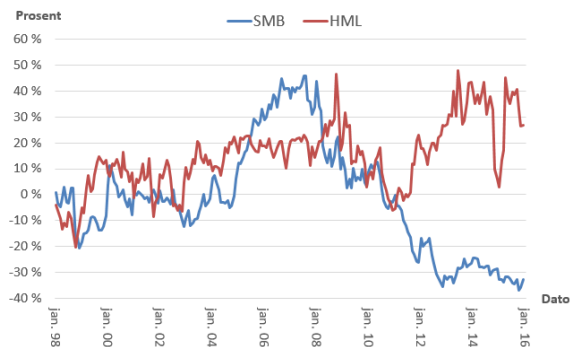


Figur 5.4: Akkumulerte renteavkastninger

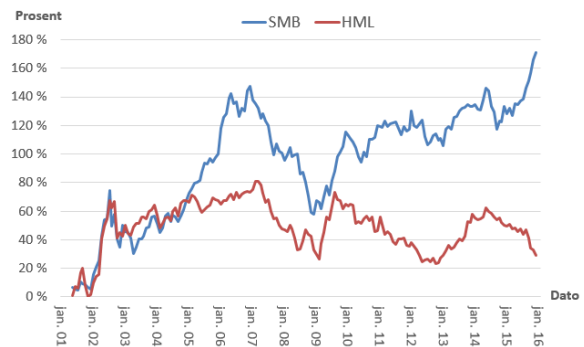
Figuren viser akkumulerte avkastninger for SPNs samlede rente. Den blå grafen er de akkumulerte avkastningene til den samlede renteporteføljen, mens den røde grafen er de akkumulerte avkastningene til den samlede renteporteføljens referanseindeks.

Figur 5.4 viser at SPNs samlede renteportefølje jevnt over har produsert positive avkastninger i hele perioden 2007 – 2015. Fra figuren ser det også ut til at differanseavkastningen mellom porteføljen og referanseindeksen har blitt større i de senere årene.

5.4 Akkumulerte faktoravkastninger



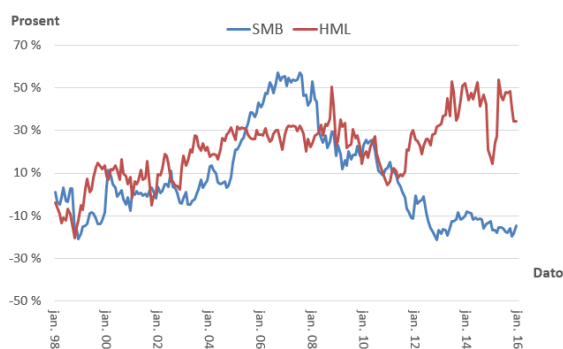
Figur 5.5: Norsk aksjeportefølje



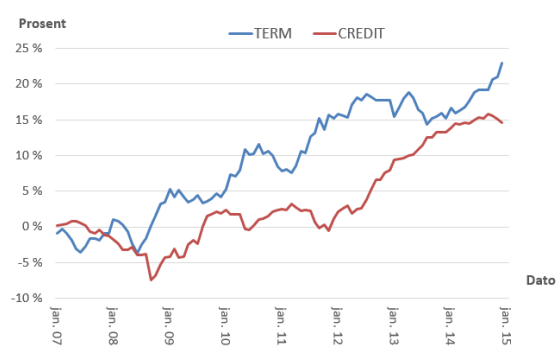
Figur 5.6: Nordisk aksjeportefølje

Figur 5.5 viser de akkumulerte avkastningene til risikofaktorene SMB og HML vi benytter i analysen av SPNs norske aksjeportefølje. Størrelsesfaktoren er som tidligere nevnt laget ved å ta en lang posisjon i indeksen OSESX, og en kort posisjon i indeksen OBX. Verdifaktoren HML er laget ved bruk av data fra MSCI.

Figur 5.6 viser akkumulerte faktoravkastninger for risikofaktorene vi benytter i analysen av SPNs nordiske aksjeportefølje. Både størrelses-, og verdifaktoren er laget ved bruk av data fra MSCI.



Figur 5.7: Totalporteføljen



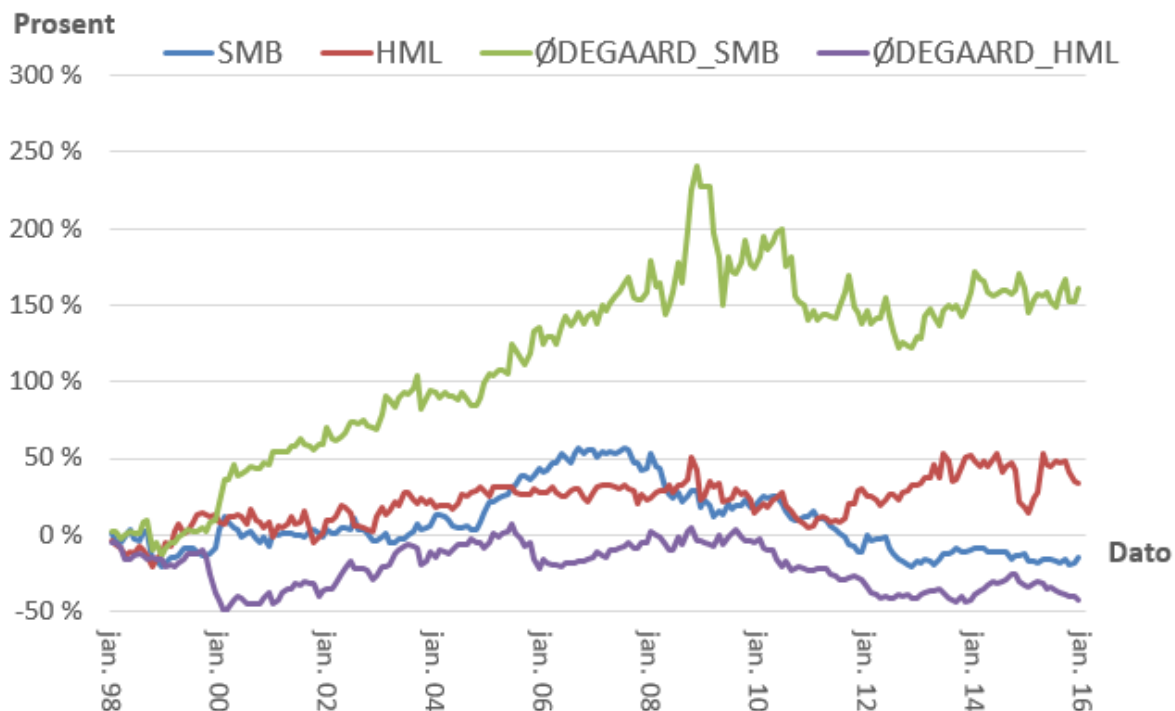
Figur 5.8: Renter

Figur 5.7 viser de akkumulerte avkastningene til risikofaktorene vi benytter i analysen av SPNs samlede aksjeportefølje. Den blå grafen viser størrelsesfaktorens akkumulerte avkastning, mens den røde grafen viser verdifaktoren sine. Disse risikofaktorene er som tidligere nevnt laget ved å konstruere risikofaktorene for de ulike landene som er inkludert i porteføljene, for så å vekte disse i samsvar med aksjeporteføljens allokering.

Figur 5.8 viser de akkumulerte avkastningene til risikofaktorene TERM og CREDIT. Disse faktorene benyttes i analysen av SPNs renteportefølje, og er konstruert og tilgjengelig gjort av Folketrygdfondet. Den blå grafen viser de akkumulerte avkastningene til faktoren TERM, mens den røde grafen viser CREDITs akkumulerte avkastninger.

5.5 Utfordringer knyttet til risikofaktorer

I figur 5.5 er det tegnet akkumulerte avkastninger for faktorene vi har konstruert ved bruk av data fra MSCI, i tillegg til faktorene produsert av Bernt Arne Ødegaard. Av grafen kan vi se at størrelsesfaktoren til Ødegaard gir høyere akkumulert avkastning enn den egenproduserte størrelsesfaktoren.



Figur 5.9: Sammenligning av akkumulerte faktoravkastninger

Figuren viser akkumulerte faktoravkastninger for størrelsesfaktoren (SMB) og verdifaktoren (HML) for faktorene produsert med data fra MSCI, og faktorene laget av Bernt Arne Ødegaard.

Figuren viser også at den egenproduserte verdifaktoren har en høyere akkumulert avkastning enn Ødegaards verdifaktor. Dette bekreftes også i Tabell 5.5 der vi ser på gjennomsnittlig annualisert avkastning på de egenproduserte- og Ødegaards faktorer. Tabellen inkluderer også standardavvikene til alle faktorene. Vi ser at standardavviket er på 12,43%

per år og 13,61% for henholdsvis egenprodusert- og Ødegaards størrelsesfaktor. For verdifaktorene er standardavvikene 14,06% og 13,29% for henholdsvis MSCI og Ødegaard. Vi ser at det er store forskjeller i risikopremier avhengig av hvilke faktorer vi bruker, men at forskjellen på faktorenes standardavvik og varians ikke er like store. Disse forskjellene viser utfordringer som oppstår ved at det finnes ulike måter å konstruere risikofaktorer.

I oppgavens analysedel vil vi utføre analyser ved bruk av både egenproduserte- og Ødegaards faktorer for å se om disse gir forskjellige resultater.

Tabell 5.5: Deskriptiv statistikk for risikofaktorer

Tabellen viser oss utfordringer som kan oppstå ved valg risikofaktorer for analysen av den norske aksjeporteføljen. Det er oppført gjennomsnittlige annualiserte avkastninger og standardavvik for størrelses- og verdifaktoren. Vi definerer den “hjemmelagde” størrelsesfaktoren som OSE, som er differansen mellom OSESX og OBX-indeksen.

	Størrelse % p.a		Verdi % p.a	
	Snitt	Stdav	Snitt	Stdav
OSE	-1.27	13.63		
Ødegaard	6.34	14.09	-1.78	15.69
MSCI			2.81	17.32

6 Resultater og analyse

I tabellene i denne delen av oppgaven oppsummeres resultatene fra våre analyser av SPNs avkastninger. Tabellene viser i tillegg til de estimerte koeffisientene også koeffisientenes t -verdier. Disse t -verdiene kommer som følge av at vi tester om koeffisientene foran α , SMB, HML, MOM, TERM og CREDIT er signifikant forskjellig fra null, og om koeffisienten foran $R_{ref} - R_f$ er mindre enn én på 10%, 5%- og 1%-nivå. Alle t -verdiene er justert for autokorrelasjon og heteroskedastisitet ved bruk av korrigerte standardavvik i henhold til Newey og West (1986). Når vi beskriver perioden vi analyserer vil f.eks 2007 – 2015 bety at vi ser på perioden mellom januar 2007 og desember 2015. Ved eventuelle avvik vil vi poengtere hvilken måned perioden starter og slutter. For eksempel ville perioden mellom 1. mars 2007 og desember 2010 blitt skrevet som 2007:3 – 2010.

6.1 Norske aksjer

Tabell 6.1, 6.2 og 6.3 viser resultater fra regresjonsanalyser ved bruk av SIM og forskjellige faktormodeller for den norske aksjeporteføljen i perioden 1998 – 2015. Vi har av grunnene beskrevet i kapittel 2.3 også valgt p se på niårsperioden 2007 – 2015, i tillegg til femårsperioden 2011 – 2015:12. Tabell 6.3 viser resultatene ved bruk av en femfaktormodell, mens vi i tabell 6.2 har utført en regresjon tilsvarende som i tabell 6.1, men med Bernt Arne Ødegaards produserte faktorer.

I resultatene fra SIM kan vi se at alfaestimatet for hele perioden ligger på 1,45% , mens den i ni- og femårsperioden ligger på henholdsvis 1,63% og 0,89%. Alfaestimatet er altså positivt i alle de tre periodene, og er signifikant i hele perioden og i niårsperioden på henholdsvis 10%- og 5%-nivå. Tabellen viser også at de estimerte betaverdiene er positive og signifikant mindre enn én i alle periodene. I Johnsen (2011) ble det trukket frem at en indeksbeta som er lavere enn én kan indikere at porteføljen er overvektet i store selskaper, da disse gjerne har en lavere beta enn store selskaper.

I den andre delen av tabellen presenteres resultatene vi får ved bruk av Fama & Frenchs trefaktormodell. I tabellen kan vi lese at vi også ved bruk av denne modellen vil få et positivt estimat for alfa i alle tidsperiodene, og at alfa her vil være signifikant forskjellig fra null på 5%-nivå i hele perioden og i niårsperioden. I femårsperioden vil den estimerte alfaen være signifikant på 10%-nivå. Den estimerte koeffisienten foran størrelsesfaktoren

er negativ og signifikant forskjellig fra null på 1%-nivå i den lengste perioden, mens den i fem- og niårsperioden er signifikant på 5%-nivå. Estimaten for koeffisienten h er også alltid negative, og er signifikant i ni- og femårsperioden, der kan vi se at h er signifikant på henholdsvis 5%- og 1%-nivå.

Tabell 6.1: Analyse av norsk aksjeportefølje (Egenproduserte faktorer)

Tabellen viser resultatene fra singelindeksmodellen (SIM) $R_{spn} - R_f = \alpha + \beta \cdot (R_{ref} - R_f) + \epsilon$ og tre-faktormodellen $R_{spn} - R_f = \alpha + \beta \cdot (R_{ref} - R_f) + s \cdot SMB + h \cdot HML + \epsilon$. Risikofaktorene SMB og HML er konstruert ved bruk av data fra MSCI og porteføljene OSESX og OBX. Den estimerte alfaen er annualisert ved å gange med 12. De oppførte t -verdiene til estimatene for $R_{ref} - R_f$ er for en ensidig test om $\hat{\beta}$ er mindre enn 1, mens de resterende t -verdiene er for en test om koeffisientene er forskjellig fra null. Standardavvikene i modellen er justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon i henhold til Newey og West (1986). Når t -verdiene er markert med én, to eller tre stjerner (*), betyr dette at t -verdien er signifikant på henholdsvis 10%, 5%- og 1%-nivå.

	SIM			F&F		
	1998 – 2015	2007 – 2015	2011 – 2015	1998 – 2015	2007 – 2015	2011 – 2015
$Alfa$	1.45 (1.94)*	1.63 (2.33)**	0.89 (1.52)	1.48 (2.10)**	1.50 (2.34)**	0.95 (1.91)*
$R_{ref} - R_f$	0.927 (-5.31)***	0.939 (-5.96)***	0.965 (-3.79)***	0.916 (-5.91)***	0.928 (-6.25)***	0.961 (-4.68)***
SMB_{OSE}				-0.07 (-3.92)***	-0.03 (-2.09)**	-0.02 (-2.25)**
HML_{MSCI}				-0.02 (-1.52)	-0.02 (-2.04)**	-0.02 (-4.02)***
Observasjoner	216	108	60	216	108	60
adj. R^2	0.9747	0.9913	0.9945	0.9769	0.9917	0.9956

Når vi sammenligner estimatene fra SIM og Fama & French for hele perioden, ser vi at alfa for hele perioden går fra å være 1,45% ved SIM til å bli 1,48% ved å inkludere SMB og HML i modellen. I tillegg ser vi at den estimerte alfaen går fra å være signifikant forskjellig fra null på 10%-nivå til å bli det på 5%-nivå. Denne økningen kan blant annet forklares av porteføljens signifikante og negative eksponering mot størrelsesfaktoren. SMB-faktoren i Fama & Frenchs trefaktormodell bygger på at Fama og French (1992) viste at små selskaper historisk sett har generert høyere avkastninger enn store selskaper, og en negativ SMB-koeffisient kan tolkes som at porteføljen er overvektet i aksjer med høy markedsverdi sammenlignet med referanseindeksen. Med en negativ eksponering mot denne er det nærliggende å tro at FTFs høye avkastninger ikke skyldes at porteføljen er overvektet i små aksjer, men heller at de har valgt “riktige aksjer”, og hatt god “timing” i sin forvaltning. Fra disse resultatene ser det ut til at Folketrygdfondet ved deres aktive forvaltningsstrategi har klart å skape en signifikant meravkastning i deres norske aksjeportefølje i periodene 1998 – 2015 og 2007 – 2015. I femårsperioden ser vi at alfa er signifikant på 10%-nivå med en t -verdi på 1,91. Porteføljen er i tillegg negativt eksponert mot verdifaktoren, noe som kan indikere at porteføljen er overvektet i vekstaksjer i forhold til verdiaksjer. I ni- og femårsperioden er koeffisienten h også signifikant på 5%-nivå, mens den i perioden 1998 – 2015 er insignifikant.

Når vi ser på forklaringskraften i analysene av SIM og Fama&French ser vi at denne kun øker med henholdsvis 0,22, 0,04, og 0,11 prosentpoeng i de tre periodene. Fra dette kan vi se at den største delen av variasjonen i porteføljens avkastning kan forklares av markedsfaktoren i modellen.

Som nevnt er alfaverdiene i både SIM og Fama&French positive, men disse estimatene har ikke tatt høyde for alle kostnadene forbundet med aktiv forvaltning. Som poengtert tidligere er avkastningene vi har analysert, allerede fratrukket transaksjonskostnader, men ikke justert for tilbakevektingskostnader og indekstilpassninger. De estimerte alfaverdiene bør derfor justeres for disse kostnadene for å kunne se på den reelle verdiskapningen i porteføljen.

I tabell 6.2 har vi estimert en modell tilsvarende som i tabell 6.1, men nå med Bernt Arne Ødegaards faktorer.

Tabell 6.2: Analyse av norsk aksjeportefølje (Ødegaards faktorer)

Tabellen viser resultatene fra trefaktormodellen $R_{spn} - R_f = \alpha + \beta \cdot (R_{ref} - R_f) + s \cdot SMB + h \cdot HML + \epsilon$. Risikofaktorene SMB og HML er produsert av Bernt Arne Ødegaard. Den estimerte alfaen er annualisert ved å gange med 12. De oppførte t-verdiene til estimatene for $R_{ref} - R_f$ er for en ensidig test om $\hat{\beta}$ er mindre enn 1, mens de resterende t-verdiene er for en test om koeffisientene er forskjellige fra null. Standardavvikene i modellen er justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Når t -verdiene er markert med én, to eller tre stjerner (*), betyr dette at t -verdien er signifikant på henholdsvis 10%-, 5%- og 1%-nivå.

	1998 – 2015	2007 – 2015	2011 – 2015
<i>Alfa</i>	1.90 (2.51)**	1.68 (2.33)**	1.10 (1.83)*
$R_{ref} - R_f$	0.909 (-5.84)***	0.928 (-4.06)***	0.946 (-4.23)***
SMB_O	-0.06 (-3.11)***	-0.02 (-0.931)	-0.04 (-3.56)***
HML_O	-0.0001 (-0.008)	-0.005 (-0.411)	0.004 (0.407)
Observasjoner	216	108	60
R^2	0.9755	0.9913	0.9949

Vi får her alfaestimat på 1,90%, 1,68% og 1,10 % i henholdsvis hele perioden, niårs- og femårsperioden. Estimatene er signifikante for hele perioden og i niårsperioden (på 5%-nivå), mens den i femårsperioden er signifikant på 10%-nivå. De estimerte betaverdiene er signifikant mindre enn én på 1%-nivå, og har ingen store endringer sammenlignet med tabell 6.1. Estimatene for størrelsesfaktoren er også her signifikant forskjellige fra null i hele perioden og femårsperioden (1%-nivå), men ikke i niårsperioden. Koeffisientene foran HML-faktoren har derimot endret seg ved at de nå er større i alle periodene. Når vi ser på signifikansen til verdifaktoren, ser vi at verdifaktoren går fra å være sterkt signifikant i femårsperioden ved bruk av data fra MSCI, til å bli insignifikant ved bruk av Ødegaards data.

Tabell 6.3 tar for seg resultatene vi får ved bruk av femfaktormodellen beskrevet i ligning 3.9, der vi i tillegg til størrelses- og verdifaktoren inkluderer en momentumfaktor, og en likviditetsfaktor. Også i denne modellen vil alfaestimatene være positive i alle tidsperiodene, men er nå signifikant på 5%-nivå i modellen som tar for seg hele utvalget og på 10%-nivå i niårsperioden. Ved å inkludere moment- og likviditetsfaktoren i modellen fører til at alfaestimatet i niårsperioden ikke lengre er signifikant på 5%-nivå, og det kan se ut til at den positive eksponeringen mot momentumfaktoren i denne perioden ser ut til å forklare noe av variasjonen i fondets avkastninger.

Betaverdiene er også i denne modellen positive og signifikant mindre enn én på 1%-nivå i alle tidsperiodene. Koeffisienten s er som i Fama-French negativ i alle periodene. Faktoren er signifikant på 1%-nivå i hele perioden, men er ved bruk av faktoren SMB_{OSE} ikke signifikant i det hele tatt i de to andre periodene. Ved bruk av faktoren SMB_O er s også signifikant i femårsperioden. Estimatet for h er negativ i alle periodene, men er ved bruk av faktoren HML_{MSCI} kun signifikant femårsperioden (1%-nivå). Ved bruk av Ødegaards data er ikke faktoren signifikant i det hele tatt. Koeffisienten m er i den lengste perioden negativ, mens den i fem- og niårsperioden er positiv. Koeffisienten er i modellen der vi har brukt SMB_{OSE} og HML_{MSCI} signifikant forskjellig fra null på 5%-nivå i ni- og femårsperioden, mens den ved bruk av SMB_O og HML_O i de samme periodene er signifikant på 1%-nivå. Den estimerte koeffisienten l er negativ i hele perioden og i niårsperioden, og den er positiv i femårsperioden. Faktoren er ikke signifikant bortsett fra modellen der vi har brukt SMB_O og HML_O , der den i femårsperioden er signifikant på 5%-nivå.

Tabell 6.3: Analyse av norsk aksjeportefølje ved bruk av femfaktormodell

Tabellen viser resultatene fra femfaktormodellen $R_{spn} - R_f = \alpha + \beta \cdot (R_{ref} - R_f) + s \cdot SMB + h \cdot HML + m \cdot MOM + l \cdot LIQ + \epsilon$. Risikofaktoren HML_{MSCI} er konstruert ved bruk av data fra MSCI, mens SMB_{OSE} er konstruert ved bruk av porteføljene OSESX og OBX. Faktorene SMB_O , HML_O , MOM og LIQ er laget av Bernt Arne Ødegaard. Den estimerte alfaen er annualisert ved å gange med 12. De oppførte t -verdiene til estimatene for $R_{ref} - R_f$ er for en ensidig test om $\hat{\beta}$ er mindre enn 1, mens de resterende t -verdiene er for en test om koeffisientene er forskjellige fra null. Standardavvikene i modellen er justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon ved bruk av metoden beskrevet i Newey og West (1986). Når t -verdiene er markert med en, to eller tre stjerner (*), betyr dette at t -verdien er signifikant på henholdsvis 10%-, 5%- og 1%-nivå.

	1998 – 2015	2007 – 2015	2011 – 2015	1998 – 2015	2007 – 2015	2011 – 2015
α	1.63 (2.18)**	0.99 (1.78)*	0.43 (1.18)	1.98 (2.49)**	1.0 (1.77)*	0.44 (1.13)
$R_{REF} - R_F$	0.911 (-4.83)***	0.928 (-3.71)***	0.976 (-2.67)***	0.906 (-4.88)***	0.927 (-3.38)***	0.965 (-3.37)***
SMB_{OSE}	-0.07 (-3.80)***	-0.02 (-1.23)	-0.01 (-1.39)			
HML_{MSCI}	-0.02 (-1.46)	-0.02 (-1.60)	-0.02 (-2.75)***			
SMB_O				-0.053 (-2.71)***	-0.01 (-0.678)	-0.04 (-4.42)***
HML_O				-0.0002 (-0.0134)	-0.003 (-0.256)	-0.001 (0.011)
MOM_O	-0.01 (-0.95)	0.04 (2.39)**	0.03 (2.42)**	-0.01 (-0.0581)	0.04 (2.82)***	0.03 (3.14)***
LIQ_O	-0.004 (-0.15)	-0.02 (-0.75)	0.02 (1.34)	-0.004 (-0.148)	-0.025 (-0.9)	0.025 (2.11)**
adj. R^2	0.9768	0.9922	0.9961	0.9753	0.9919	0.9958
Antall obs.	216	108	60	216	208	60

6.2 Nordiske aksjer

Tabell 6.4 viser resultatene av regresjonsanalyser for den nordiske aksjeporteføljen i perioden 2001 – 2015, i niårsperioden 2007 – 2015, og femårsperioden 2011 – 2015. I tabellene for den nordiske aksjeporteføljen har det blitt utført regresjonsanalyser ved bruk av SIM og Fama&Frenchs trefaktormodell. Grunnet mangel på data har vi ikke brukt hverken Carharts firefaktormodell eller femfaktormodellen beskrevet i ligning 3.9 i analysen av denne porteføljen.

I resultatene fra SIM for den nordiske aksjeporteføljen ser vi at alfaestimatene er på 0, 23%, 0, 72% og $-0, 17\%$, for henholdsvis hele perioden, niårs- og femårsperioden. Alfaestimatene er ikke signifikante i noen av periodene. Tabellen viser også at betaverdiene er signifikant mindre enn én i hele perioden og niårsperioden, men ikke i femårsperioden. En indeksbeta på mindre enn én antyder at porteføljen holder en lavere risiko enn markedet, og kan som nevnt tidligere blant annet forklares av porteføljens eksponering mot ulike risikofaktorer.

I tabellen presenteres også resultater fra Fama&Frenchs trefaktormodell. Vi ser at α -estimatet for hele perioden øker sammenlignet med SIM. I ni- og femårsperioden er alfaestimatet i SIM og F&F tilnærmet like. Alfaestimatene fra F&F er heller i likhet med estimatene fra SIM ikke signifikante på hverken 1%-, 5%- eller 10%-nivå. Koeffisienten for SMB, s , er signifikant på 1% nivå i hele perioden, og i niårsperioden, men ikke i femårsperioden. Dette kan tyde på at Folketrygdfondet har holdt en portefølje som har vært overvektet selskaper med høy markedsverdi, noe som også støttes opp av det lave betaestimatet. For verdifaktoren, HML, er den estimerte koeffisienten for hele perioden signifikant forskjellig fra null på 5%- nivå, men ikke ellers.

Når vi inkluderer SMB og HML i singelindeksmodellen, ser vi at koeffisientene foran størrelsesfaktoren er signifikante og negative i hele perioden og i niårsperioden. Dette indikerer at også den nordiske porteføljen i forhold til referanseindeksen er overvektet i store selskaper. Dette støttes opp av betaverdier på mindre enn én. Koeffisienten foran HML er også alltid negativ, men er kun signifikant i perioden som tar for seg hele utvalget. En negativ eksponering mot verdifaktoren kan som tidligere nevnt indikere at porteføljen er overvektet i vekstselskaper. Ved å inkludere begge faktorene i modellen, ser vi også at alfaestimatet øker betraktelig. Dette støtter opp at porteføljen er overvektet i store vekstselskaper, og at alfaestimatet fra SIM har en negativ skjevhet.²⁴

²⁴Skjevhet i alfa vist i ligning 3.5.

Tabell 6.4: Analyse av den nordiske aksjeporteføljen.

Tabellen viser resultatene fra singelindeksmodellen (SIM) $R_{spn} - R_f = \alpha + \beta \cdot (R_{ref} - R_f) + \epsilon$ og trefaktormodellen $R_{spn} - R_f = \alpha + \beta \cdot (R_{ref} - R_f) + s \cdot SMB + h \cdot HML + \epsilon$. Risikofaktorene SMB og HML er konstruert ved bruk av data fra MSCI. Den estimerte alfaen er annualisert ved å gange med 12. De oppførte t-verdiene til estimatene for $R_{ref} - R_f$ er for en ensidig test om $\hat{\beta}$ er mindre enn 1, mens de resterende t-verdiene er for en test om koeffisientene er forskjellige fra null. Standardavvikene i modellen er justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon ved bruk av metoden beskrevet i Newey og West (1986). Når t -verdiene er markert med en, to eller tre stjerner (*), betyr dette at t -verdien er signifikant på henholdsvis 10%, 5%- og 1%-nivå.

	SIM			F&F		
	2001-2015	2007 – 2015	2011 – 2015	2001-2015	2007 – 2015	2011 – 2015
<i>Alfa</i>	0.23 (0.53)	0.72 (1.25)	-0.17 (-0.39)	0.55 (1.28)	0.70 (1.30)	-0.16 (-0.36)
$R_{ref} - R_f$	0.974 (-2.40)***	0.948 (-3.27)***	1.001 (0.1)	0.967 (-3.28)***	0.957 (-2.89)***	1.003 (0.24)
SMB_{MSCI_N}				-0.03 (-2.64)***	-0.05 (-4.15)***	-0.02 (-1.67)
HML_{MSCI_N}				-0.01 (-1.98)**	-0.01 (-0.884)	-0.02 (-1.37)
Observasjoner	176	108	60	176	108	60
adj. R^2	0.9967	0.9946	0.9964	0.9973	0.9956	0.9966

6.3 Renteporteføljen

Tabell 6.5 viser resultatene av analyser av SPNs renteportefølje i periodene 2007:3 – 2014:12, og 2010 – 2014. Grunnen til at vi velger å se på disse periodene i analysen av renteporteføljen er i tillegg til mangel på data for faktorene TERM og CREDIT en endring i Folketrygdfondets mandat. Denne endringen medførte blant annet at nordiske obligasjoner ble inkludert i renteporteføljen, og som følge av dette har vi bare tilgang på avkastninger for den nordiske renteporteføljen fra og med mars 2007.

Tabellen viser resultatene vi får ved SIM, i tillegg til en modell der vi også tar med risikofaktorene TERM og CREDIT. Resultatene viser at både SIM og flerfaktormodellen gir positive og klart signifikante alfaestimater i begge periodene, og det ser ut til at FTF har skapt en signifikant meravkastning i renteporteføljen.

Markedsfaktoren er også fortsatt positiv, men vil i motsetning til i SIM også være signifikant i både den korte og den lange perioden. TERM-faktoren har en koeffisient på 0.13 i begge periodene, og er signifikant forskjellig fra null på henholdsvis 5%- og 10%-nivå i perioden 2007 – 2014 og 2010 – 2014. En positiv eksponering mot TERM-faktoren indikerer at porteføljen i forhold til referanseindeksen er overvektet i obligasjoner med lang løpetid. Koeffisientene foran CREDIT-faktoren er positive og signifikante på henholdsvis 1%- og 5%-nivå, i periodene 2007 – 2014 og 2010 – 2014.

Hvis man sammenligner de to modellene, vil man se at forklaringskraften til modellen øker fra å være på henholdsvis 93,6% og 96,3% for de to tidsperiodene ved bruk av SIM, til å bli 96,2% og 97% når vi legger til flere forklaringsvariabler. Man kan også se at alfaestimatene reduseres når vi inkluderer TERM og CREDIT. Dette indikerer at noe av det som regnes som meravkastning i SIM skyldes fondets eksponering mot de to faktorene, noe som igjen underbygges av at koeffisientene foran TERM og CREDIT er positive. Man kan også se at koeffisienten foran markedsfaktoren i modellen blir mindre ved å inkludere risikofaktorene. Dette kan skyldes at markedsfaktoren er relativt sterkt korrelert med TERM.

Det er også her viktig å ta høyde for at avkastningene brukt i denne modellen heller ikke er justert for aktive forvaltningskostnader. De estimerte alfaverdiene bør justeres for disse kostnadene for å kunne se på den reelle verdiskapningen i porteføljen.

Tabell 6.5: Analyse av renteporteføljen.

Tabellen viser resultatene fra singelindeksmodellen (SIM) $R_{spn} - R_f = \alpha + \beta \cdot (R_{ref} - R_f) + \epsilon$ og trefaktormodellen $R_{spn} - R_f = \alpha + \beta \cdot (R_{ref} - R_f) + t \cdot TERM + c \cdot CREDIT + \epsilon$. Risikofaktorene TERM og CREDIT er konstruert og tilgjengeliggjort via Folketrygdfondet. Den estimerte alfaen er annualisert ved å gange med 12. De oppførte t-verdiene til estimatene for $R_{ref} - R_f$ er for en ensidig test om $\hat{\beta}$ er mindre enn én, mens de resterende t-verdiene er for en test om koeffisientene er forskjellige fra null. Standardavvikene i modellen er justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Når t -verdiene er markert med en, to eller tre stjerner (*), betyr dette at t -verdien er signifikant på henholdsvis 10%, 5%- og 1%-nivå.

	SIM		Flerfaktor	
	2007:3 – 2014	2010 – 2014	2007:3 – 2014	2010 – 2014
<i>Alfa</i>	0.96 (3.43)***	1.34 (4.34)***	0.69 (3.47)***	1.08 (4.17)***
$R_{REF} - R_F$	0.967 (-1.03)	0.899 (-3.16)***	0.854 (-2.24)**	0.795 (-2.46)***
<i>TERM</i>			0.13 (2.31)**	0.13 (1.69)*
<i>CREDIT</i>			0.19 (4.82)***	0.12 (2.42)**
Observasjoner	94	60	94	60
R^2	0.9363	0.9629	0.9617	0.9701

Tabell 6.6: Korrelasjon mellom variablene i analyse av renteportefølje.

Tabellen viser korrelasjonsmatrisen til forklaringsvariablene i trefaktormodellen beskrevet i ligning 6.5

	SPN-RF	REF-RF	TERM	CREDIT
SPN-RF	1			
REF-RF	0.968	1		
TERM	0.70	0.722	1	
CREDIT	0.114	-0.017	-0.40	1

I korrelasjonsmatrisen ovenfor ser vi at forklaringsvariablene REF-RF og TERM har en korrelasjonskoeffisient på 0,722. Denne korrelasjonen er relativt høy, og som følge av dette blir det relevant å undersøke om vi har multikollinearitet i modellen. For å undersøke dette har vi regnet ut forklaringsvariablenes "VIF", som er en indikator på grad av multikollinearitet.

I tabellen nedenfor ser vi at disse ligger på 3,07, 2,57 og 1,47 for henholdsvis TERM, REF-RF og CREDIT. O'brien (2007) viser til at en tommelfingerregel blant ulike forskere er at man bør ta hensyn til multikollinearitet hvis VIF er større enn ti . Da den høyeste VIF-verdien i denne modellen som nevnt ligger på 3,07, velger vi å ikke korrigere for kollinearitetsproblemer og lar modellen bli som den er.

Tabell 6.7: Beregning av VIF for analysen av renteporteføljen

Tabellen viser de beregnede VIF-verdiene til risikofaktorene i trefaktormodellen beskrevet i ligning 6.5

	VIF	1/VIF
TERM	3.07	0.325
REF-RF	2.57	0.388
CREDIT	1.47	0.680

6.4 Totalporteføljen

Tabell 6.8 viser resultater fra regresjonsanalyser ved bruk av SIM og en flerfaktormodell for hele SPN i periodene 2007:3 – 2014:12, i tillegg til femårsperioden 2010 – 2014:12. Vi bruker disse periodene som i renteporteføljen som følge av tilgang på data for faktorene TERM, og CREDIT, i tillegg til endringer i Folketrygdfondets mandat før 2007. I flerfaktormodellen inkluderes variablene SMB, HML, TERM og CREDIT. Størrelses- og verdifaktoren er laget ved å vekte de norske og nordiske faktorene i henhold til fondets geografiske allokering.

Vi ser at de estimerte alfa- og betaverdiene fra SIM er positive og sterkt signifikante i begge periodene, noe som indikerer at FTF har klart å skape en signifikant meravkastning i fondet som helhet. Når vi inkluderer flere forklaringsvariabler ser vi at de estimerte alfaverdiene blir mindre, men at de holder seg signifikante. Av faktorene ser vi at koeffisienten foran størrelsesfaktoren er negativ og signifikant på henholdsvis 5%- og 1%-nivå i henholdsvis åtte- og femårsperioden. Koeffisienten foran verdifaktoren er også negativ i begge periodene og signifikant på 10%-nivå i perioden 2007 – 2014, og 1%-nivå i perioden 2010 – 2014. Det vil være rimelig å anta en negativ eksponering mot disse faktorene vil bidra til et høyere estimat for alfa, men i dette tilfellet ser vi at den estimerte alfaen ved å inkludere flere faktorer går fra å være 1,16% til å bli 0,83% i perioden 2007:3 – 2014, mens den går fra å være 0,88% til å bli 0,78% i perioden 2010 – 2014. Dette skyldes sannsynligvis at de estimerte koeffisientene foran TERM, og CREDIT er positive i begge periodene, og dermed sier at noe av porteføljens avkastning kan forklares av disse faktorene, og ikke av forvalternes ferdigheter.

I tabell 6.9 har vi sett på den norske, og den nordiske aksjeporteføljen i periodene 2007:3 – 2014, og 2010 – 2014. Hvis man ser på denne i tillegg til å se på 6.5, der vi så på renteporteføljen i de samme periodene, kan man se at resultatene i disse tabellene samsvarer med vektingen og resultatene i analysen av totalporteføljen. For eksempel ser man at den estimerte alfaverdien for aksjeporteføljen i perioden 2007:3 – 2014 er henholdsvis 1,25% og 0,53% for Norge og Norden, mens alfaestimatet i samme periode for renteporteføljen er 0,69%. Disse porteføljene er fordelt slik at den norske aksjeporteføljen er vektet med 51%, den nordiske aksjeporteføljen er vektet med 9%, mens den totale renteporteføljen er vektet med 40%. Alfaestimatet i flerfaktormodellen for totalporteføljen på 0,83% ser altså ut til å være en naturlig følge av resultatene til SPNs delporteføljer.

Tabell 6.10 tar for seg en analyse av totalporteføljen der vi i tillegg til faktorene i modellen beskrevet i tabell 6.8 inkluderer faktoren MOM_O . Fra tabellen kan man se at momentumfaktoren er positiv og signifikant forskjellig fra null i 2007:3 – 2014, mens den i perioden 2010 – 2014 ikke er signifikant. Alfaen er fortsatt positiv men vil ikke lenger være signifikant på 5%-nivå, men er fortsatt signifikant på 10%-nivå. Dette kan skyldes porteføljens positive eksponering mot momentumfaktoren. Alfaen i perioden 2010 – 2014 reduseres fra 0,78% til 0,72%, og er signifikant på 5%-nivå i begge modellene.

Tabell 6.8: Analyse av totalporteføljen.

Tabellen viser resultatene fra singelindeksmodellen (SIM) $R_{spn} - R_f = \alpha + \beta \cdot (R_{ref} - R_f) + \epsilon$ og fleraktormodellen $R_{spn} - R_f = \alpha + \beta \cdot (R_{ref} - R_f) + s \cdot SMB + h \cdot HML + t \cdot TERM + c \cdot CREDIT + \epsilon$. Risikofaktorene SMB, og HML er konstruert ved bruk av data fra MSCI, og porteføljene OSESX og OBX. Faktorene TERM og CREDIT er laget av Folketrygdfondet. Den estimerte alfaen er annualisert ved å gange med 12. De oppførte t-verdiene til estimatene for $R_{ref} - R_f$ er for en ensidig test om $\hat{\beta}$ er mindre enn 1, mens de resterende t-verdiene er for en test om koeffisientene er forskjellige fra null. Standardavvikene i modellen er justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon ved bruk av metoden beskrevet i Newey og West (1986). Når t -verdiene er markert med en, to eller tre stjerner (*), betyr dette at t -verdien er signifikant på henholdsvis 10%, 5%- og 1%-nivå.

	SIM		Flerfaktor	
	2007 – 2014	2010 – 2014	2007 – 2014	2010 – 2014
<i>Alfa</i>	1.16 (2.69)***	0.88 (2.50)**	0.83 (2.28)**	0.78 (2.53)**
$R_{REF} - R_F$	0.939 (-4.83)***	0.965 (-3.53)***	0.922 (-5.10)***	0.957 (-3.77)***
SMB_{MSCI_T}			-0.02 (-2.50)**	-0.02 (-2.87)***
HML_{MSCI_T}			-0.01 (-1.79)*	-0.02 (-3.89)***
<i>TERM</i>			0.03 (1.01)	0.02 (0.67)
<i>CREDIT</i>			0.11 (1.88)*	0.01 (0.40)
Observasjoner	94	60	94	60
R^2	0.9919	0.9953	0.9925	0.9961

Tabell 6.9: Sammenligning av norsk- og nordisk aksjeportefølje

Tabellen sammenligner resultatene vi får ved analyse av den norske og den nordiske aksjeporteføljen ved bruk av trefaktormodellen $R_{spn} - R_f = \alpha + \beta \cdot (R_{ref} - R_f) + s \cdot SMB + h \cdot HML + \epsilon$. Risikofaktorene SMB og HML er konstruert ved bruk av data fra MSCI, og porteføljene OSESX og OBX. Den estimerte alfaen er annualisert ved å gange med 12. De oppførte t-verdiene til estimatene for $R_{ref} - R_f$ er for en ensidig test om $\hat{\beta}$ er mindre enn 1, mens de resterende t-verdiene er for en test om koeffisientene er forskjellige fra null. Standardavvikene i modellen er justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon ved bruk av metoden beskrevet i Newey og West (1986). Når t -verdiene er markert med en, to eller tre stjerner (*), betyr dette at t -verdien er signifikant på henholdsvis 10%, 5%- og 1%-nivå.

	Norge		Norden	
	2007:3 – 2014	2010 – 2014	2007:3 – 2014	2010 – 2014
<i>Alfa</i>	1.25 (1.87)*	0.88 (1.88)*	0.53 (0.94)	-0.52 (-1.20)
$R_{REF} - R_F$	0.925 (-6.33)***	0.950 (-4.19)***	0.956 (-2.73)***	1.002 (0.2)
SMB_{OSE}	-0.03 (-2.36)**	-0.04 (-3.86)***		
HML_{MSCI}	-0.02 (-1.92)*	-0.03 (-4.62)***		
SMB_{MSCI_N}			-0.05 (-4.05)***	-0.02 (-2.56)**
HML_{MSCI_N}			-0.01 (-0.75)	-0.02 (-1.30)
Observasjoner	96	60	96	60
R^2	0.9922	0.9960	0.9956	0.9969

Tabell 6.10: Analyse av totalporteføljen

Tabellen viser resultatene fra fleraktormodellen

$$R_{spn} - R_f = \alpha + \beta \cdot (R_{ref} - R_f) + s \cdot SMB + h \cdot HML + m \cdot MOM + t \cdot TERM + c \cdot CREDIT + \epsilon .$$

Risikofaktorene SMB og HML er konstruert ved bruk av data fra MSCI og porteføljene OSESX og OBX. Faktorene TERM og CREDIT er laget av Folketrygdfondet. Momentumfaktoren er innhentet fra

Bernt Arne Ødegaard sin hjemmeside. Den estimerte alfaen er annualisert ved å gange med 12. De oppførte t-verdiene til estimatene for $R_{ref} - R_f$ er for en ensidig test om $\hat{\beta}$ er mindre enn 1, mens de resterende t-verdiene er for en test om koeffisientene er forskjellige fra null. Standardavvikene i modellen er justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon ved bruk av metoden beskrevet i Newey og West (1986). Når t -verdiene er markert med en, to eller tre stjerner (*), betyr dette at t -verdien er signifikant på henholdsvis 10%, 5%- og 1%-nivå.

	2007:3 – 2014	2010 – 2014
<i>Alfa</i>	0.60 (1.88)*	0.72 (2.33)**
$R_{REF} - R_F$	0.930 (-5.02)***	0.958 (-3.65)***
SMB_{MSCI_T}	-0.01 (-1.88)*	-0.02 (-2.17)**
HML_{MSCI_T}	-0.01 (-1.81)*	-0.02 (-3.76)***
MOM_O	0.02 (3.09)***	0.01 (0.89)
$TERM$	0.02 (0.602)	0.01 (0.30)
$CREDIT$	0.10 (1.88)*	0.01 (0.25)
$adj.R^2$	0.9927	0.9961
<i>Observasjoner</i>	96	60

6.5 Kostnader ved Folketrygdfondets forvaltning

Som nevnt tidligere i kapitlet er avkastningene vi har brukt til å analysere Folketrygdfondets meravkastninger, justert for transaksjonskostnader men ikke andre forvaltningskostnader. For å gi et best mulig mål på verdiskapningen til Folketrygdfondets aktive forvaltning bør alfaverdiene vi har beregnet tidligere i kapitlet, reduseres med aktive forvaltningskostnader. I Johnsen (2011) diskuteres det om transaksjonskostnadene som allerede er tatt høyde for i de rapporterte avkastningene, også hadde forekommet hvis Folketrygdfondet hadde benyttet en passiv forvaltningsstrategi. I tillegg inneholder også SPNs rapporterte avkastninger inntekter knyttet til verdipapirutlån og emisjonsgarantier. Disse inntektene kunne muligens også vært oppnådd ved en passiv forvaltningsstrategi, og det kan diskuteres om også disse bør sees bort i fra når man ser på meravkastningen FTF har klart å skape som følge av en aktiv forvaltningsstrategi.

I vår analyse har vi ikke tilgang på eksakte tall knyttet til Folketrygdfondets transaksjons- og forvaltningskostnader, og det vil derfor være vanskelig å inkludere disse kostnadene i analysen på en god måte. I Johnsen (2011) ble det anslått at Folketrygdfondets samlede netto transaksjonskostnader var på 7,5 basispunkter per år for fondet totalt, og at fondets aktive forvaltningskostnader var på tre basispunkter. For å uttrykke risikojustert meravkastning for den aktive forvaltningen økte Johnsen hans alfaestimat for SPNs totalportefølje med 4,5 basispunkter. Gjør vi det samme med våre resultater, vil dette for fondets totalportefølje gi oss et alfaestimat på 0.875% ved bruk av F&F.

For å kunne si noe om hvordan aktive forvaltningskostnader hadde påvirket de resterende porteføljene i SPN måtte vi hatt tilgang på mer detaljert informasjon rundt kostnadene knyttet til hver enkelt portefølje.

6.6 Konklusjon

Formålet med denne oppgaven var å finne ut om Folketrygdfondet ved bruk av en aktiv forvaltningsstrategi har klart å skape en signifikant risikojustert meravkastning.

For fondets norske aksjeportefølje kan vi ved bruk av tabell 6.1 argumentere for at FTF ved en aktiv forvaltningsstrategi i perioden 1998 – 2015 har klart å skape en signifikant risikojustert meravkastning. Når vi benyttet oss av Ødegaards risikofaktorer i den samme modellen, førte ikke dette til vesentlige endringer i våre resultater. Ved å inkludere moment-, og likviditetsfaktoren i F&F gikk den estimerte alfaen i perioden 2007 – 2015 fra å være signifikant på 5%-nivå, til å kun være signifikant på 10%-nivå. Dette skyldes trolig at en del av den norske aksjeporteføljens avkastninger i denne perioden kommer av porteføljens positive og signifikante eksponering mot momentumfaktoren. Som følge av dette vil vi ikke klart kunne konkludere med at FTF har klart å skape en signifikant risikojustert avkastning i denne perioden. I perioden 1998 – 2015, og 2011 – 2015 får vi også ved bruk av femfaktormodellen signifikante alfaestimer, noe som gir grunnlag for å si at de ser ut til at FTF har lyktes med sin aktive forvaltningsstrategi av den norske aksjeporteføljen i disse periodene.

I den nordiske aksjeporteføljen viser våre resultater ingen signifikante alfaverdier, og det ser ikke ut til at FTF systematisk har slått referanseindeksen i noen av periodene vi har sett på. Også her har vi sett at vi i to av periodene har betaestimer som er signifikant mindre enn én, samtidig som porteføljen er negativt eksponert mot størrelses- og verdifaktoren. På tross av dette ser det ikke ut som at denne eksponeringen har resultert i en signifikant meravkastning.

I likhet med den norske aksjeporteføljen kan vi også argumentere for at FTF har skapt en signifikant risikojustert meravkastning i SPNs renteportefølje, da vi i analysen av denne porteføljen ender opp med positive alfaestimer som er klart signifikante. Ved å inkludere risikofaktorene TERM og CREDIT i singelindeksmodellen ser man at de estimerte alfaverdiene blir mindre, da porteføljen er positivt eksponert mot disse.

For SPNs totalportefølje er alfaestimatene positive og signifikant forskjellig fra null ved bruk av både SIM og flerfaktormodellene beskrevet i tabell 6.8 og 6.10 i begge de estimerte periodene.

Vi kan se at fondets aksjeporteføljer gjennomgående er negativt eksponert mot størrelsesfaktoren, noe som indikerer at fondet er overvektet i store selskaper. Størrelsesfaktoren er

også den faktoren utenom markedsfaktoren, som ser ut til å forklare aksjeavkastningene i SPN best, da denne som regel er signifikant. Verdifaktoren har i våre modeller kun vært signifikante i de periodene som tar for seg de fire og fem siste årene, mens den viste seg å forklare lite av aksjeavkastningen når vi så på de lengre periodene. Disse resultatene er i samsvar med Næs et al. (2007), som viste at avkastningene på Oslo Børs kunne forklares rimelig bra av en modell som inneholdt marked-, størrelses- og likviditetsfaktoren, men ikke verdifaktoren. I våre analyser har det derimot vist seg at likviditetsfaktoren ikke forklarer mye av avkastningene til SPNs norske aksjeportefølje, da denne ikke var signifikant i noen av modellene bortsett fra analysen²⁵ av den norske aksjeporteføljen i perioden 2011 – 2015 ved bruk av Bernt Arne Ødegaards faktorer.

Alt i alt indikerer resultatene fra våre analyser av totalporteføljen at Folketrygdfondet med sin aktive forvaltningsstrategi har klart å skape en signifikant meravkastning i perioden 2007 – 2014, og i perioden 2010 – 2014.

Samtidig bør det tas hensyn til at det kan finnes flere relevante risikofaktorer enn de vi har tatt med i våre analyser. I et eventuelt videre arbeid med denne oppgaven ville det neste naturlige steget ha vært å skaffe data for disse faktorene og gjort analyser av modeller der disse var inkludert. Eksempler på en slik modell kunne som nevnt i kapittel 3.2.3 for eksempel vært modellen beskrevet i Fama og French (2015) som i tillegg til størrelses- og verdifaktoren inkluderer inntjeningsfaktoren *RMW* og investeringsfaktoren *CMA*. Det ville også vært nærliggende å gjøre analyser der man i større grad tok høyde for de faktiske kostnadene som er forbundet med Folketrygdfondets aktive forvaltningsstrategi.

²⁵Resultatene av denne analysen er gitt i tabell 6.3

Referanser

- Black, F. (1986). Noise. *The journal of finance*, 41(3), 528–543.
- Bondt, W.F. og Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact? *The Journal of finance*, 40(3), 793–805.
- Breusch, T.S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models*. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334–355.
- Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge University Press.
- Carhart, M.M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of finance*, 52(1), 57–82.
- Fama, E.F. (1991). Efficient capital markets: Ii. *The journal of finance*, 46(5), 1575–1617.
- Fama, E.F. og French, K.R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *the Journal of Finance*, 47(2), 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), 3–56.
- Fama, E.F. og French, K.R. (1998). Value versus growth: The international evidence. *The journal of finance*, 53(6), 1975–1999.
- Fama, E.F. og French, K.R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1–22.
- Godfrey, L.G. (1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1293–1301.
- Gorman, L. og Weigand, R.A. (2009). Measuring alpha based performance: Implications for alpha focused, structured products. *Structured Products (October 14, 2009)*.
- Ibbotson, R.G., Chen, Z., Kim, D.Y.-J. og Hu, W.Y. (2013). Liquidity as an investment style. *Financial Analysts Journal*, 69(3), 30–44.
- Jegadeesh, N. og Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of finance*, 48(1), 65–91.
- Johnsen, T. (2011). *Evaluering av aktiv forvaltning for statens pensjonsfond norge*.

- J.Siegel, J. (1998). *Stocks for the long run. I* (s. 93–94). New York: McGraw-Hill.
- Lakonishok, J., Shleifer, A. og Vishny, R.W. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *The journal of finance*, 49(5), 1541–1578.
- Malkiel, B.G. og Fama, E.F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, 25(2), 383–417.
- Næs, R., Skjeltorp, J., Ødegaard, B.A. et al. (2007). Hvilke faktorer driver kursutviklingen på oslo børs. *Hentet Mars*, 3, 2013.
- Newey, W.K. og West, K.D. (1986). *A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelationconsistent covariance matrix*. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- O’Brien, R.M. (2007). A caution regarding rules of thumb for variance inflation factors. *Quality & Quantity*, 41(5), 673–690.
- Shleifer, A. (2000). *Inefficient markets, an introduction to behavioral finance. I* (s. 2–3). Great Clarendon Street, Oxford: Oxford Univeristy Press.
- Skjeltorp, J.A., Næs, R. og Ødegaard, B.A. (2009). Liquidity and the business cycle. *SSRN Working Paper Series*(1158408).
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 817–838.

A Appendiks

A.1 Whites test

I oppgaven har vi brukt testen som er beskrevet White (1980) for å finne ut om det eksisterer heteroskedastisitet i våre regresjoner. Testen er nyttig fordi den gjør få antakelser om formen til heteroskedastisiteten og utføres på følgende måte;

1. Vi antar at regresjonen er på en standard lineær form;

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + u_t \quad (\text{A.1})$$

For å teste om $\text{var}(u_t) = \sigma^2$ må man estimere modell som beskrevet i likning A.1 og lagre de estimerte residualene, \hat{u}_t .

2. Neste steg er å kjøre en regresjon på formen

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 x_{2t} + \alpha_3 x_{3t} + \alpha_4 x_{2t}^2 + \alpha_5 x_{3t}^2 + \alpha_6 x_{2t} x_{3t} + v_t, \quad (\text{A.2})$$

der v_t er et normalfordelt feilledd som er uavhengig av u_t . Grunnen til at man kjører en regresjon på denne formen er for å se på om variansen til residualene varierer systematisk med noen kjente forklaringsvariabler i modellen.

3. Videre utføres en F -test der felles nullhypotese er at $\alpha_2 = 0$, $\alpha_3 = 0$, $\alpha_4 = 0$, $\alpha_5 = 0$ og $\alpha_6 = 0$ samtidig. Dersom testobservatoren er større enn kritisk verdi ved gitt signifikansnivå, forkaster man nullhypotesen om at man har homoskedastisitet.

For våre analyser har White-testen gitt oss resultatene beskrevet i tabell A.1.

Tabell A.1: White's test for heteroskedastisitet.

Tabellen viser oss verdier på testobservatorer ved bruk av en F-test, og det markeres med henholdsvis én og to stjerner for om nullhypotesen kan forkastes ved 5%- og 1% signifikansnivå. Altså vil det da eksistere heteroskedastisitet dersom det markeres med stjerner. Testene er utført for periodene 1998 – 2015, 2001:5 – 2015 og 2007:3 – 2014:12 for henholdsvis norsk-, nordisk- og renteporteføljene. For totalporteføljen er det brukt 2007:3 – 2014:12 grunnet tilgjengelighet av data.

	SIM	F&F	Flerfaktor
Norske Aksjer	$F(2,213)=2.31$	$F(9,206)=1.77$	$F(20,195)=1.33$
Nordiske Aksjer	$F(2,173)=29.75^{**}$	$F(9,166)=20.16^{**}$	
Renteporteføljen	$F(2,91)=1.29$	$F(9,84)=3.63^{**}$	
Totalporteføljen	$F(2,91)=11.68^{**}$		$F(20,73)=8.41^{**}$

A.2 Breusch-Godfrey test

En Breusch-Godfrey test har i motsetning til en Durbin-Watson test mulighet til å teste for autokorrelasjon av høyere orden. Dette er nyttig når vi har månedlig data, og vi tester da opp til 12. ordens autokorrelasjon. For å teste for r -te orden autokorrelasjon ser vi på om residualet i modellen er korrelert med sine laggede verdier,

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \rho_3 u_{t-3} + \dots + \rho_r u_{t-r} + v_t, \quad (\text{A.3})$$

der null- og alternativ hypotesene er

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_r = 0, \text{ og} \\ H_A : \rho_1 \neq 0 \vee \rho_2 \neq 0 \vee \dots \vee \rho_r \neq 0.$$

Nullhypotesen sier oss at det ikke er noe autokorrelasjon. Testen utføres på følgende måte:

1. Starter med å utføre en regresjon ved å bruke minstekvadraters metode (MKM)

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + u_t, \quad (\text{A.4})$$

og lagrer de estimerte residualene.

2. Kjør en regresjon med \hat{u}_t som venstreside variabel og alle forklaringsvariablene fra A.4 som høyreside variabler, samt $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-r}$, og vi får da en regresjon på formen

$$\hat{u}_t = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \rho_3 \hat{u}_{t-3} + \dots + \rho_r \hat{u}_{t-r} + v_t, v_t \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (\text{A.5})$$

Noterer så ned testens forklaringskraft R^2 .

3. Lar så T være antallet observasjoner. Testobservatoren er da gitt som

$$(T - r)R^2 \sim \chi_r^2$$

Dersom man forkaster nullhypotesen, så indikerer dette at man har seriekorrelasjon av r -te orden. Våre resultater fra Breusch-Godfrey testen er beskrevet i tabell A.2.

Tabell A.2: Breusch-Godfrey test for autokorrelasjon.

Tabellen viser oss verdier på testobservatorer ved bruk av en χ^2 -test og det markeres med henholdsvis én og to stjerner for om nullhypotesen kan forkastes ved 5%- og 1% signifikansnivå. Altså vil det da eksistere autokorrelasjon dersom det markeres med stjerner. Testene er utført for periodene 1998 – 2015, 2001 – 2015 og 2007:3 – 2014 for henholdsvis norsk-, nordisk- og renteporteføljene. For totalporteføljen er det brukt 2007:3 – 2014 grunnet tilgjengelighet av data.

	SIM	F&F	Flerfaktor
Norske Aksjer	$\chi^2(12) = 17.42$	$\chi^2(12) = 15.58$	$\chi^2(12) = 14.79$
Nordiske Aksjer	$\chi^2(12) = 30.57^{**}$	$\chi^2(12) = 21.16^*$	
Renteporteføljen	$\chi^2(12) = 14.55$	$\chi^2(12) = 19.16$	
Totalporteføljen	$\chi^2(12) = 21.15^*$		$\chi^2(12) = 12.91$

A.3 Risikojusterte målinger

Sharpe Raten

Lar r_{x_t} være differanseavkastningen mellom statens pensjonsfond Norge og risikofri rente, som er gitt ved 3-måneders NIBOR, $r_{spn_t} - r_{ft}$ i måned t .

$$\widehat{SR}_m = \hat{\mu}_{r_{x_t}} / \hat{\sigma}_r \quad (\text{A.6})$$

Her er $\hat{\mu}_{r_{x_t}}$ gitt som utvalgets gjennomsnittlige meravkastning på porteføljen, og $\hat{\sigma}_r$ er estimert utvalgsstandardavvik til porteføljens avkastninger ved bruk av $T - 1$ i nevner. Tallene vist i tabellen er annualisert på følgende måte:

$$\widehat{SR}_a = \widehat{SR}_m \sqrt{12} \quad (\text{A.7})$$

Denne annualiseringen er en approksimering og ignorerer diskontering, ved å anta at årlige avkastninger er summen av månedlige avkastninger, noe som ikke er saken når vi bruker enkle avkastninger. Vi bruker denne formen for annualisering for enkelhets skyld og for å kunne sammenligne sharpe rater mellom ulike perioder.

Informasjonsrate

Vi definerer r_{rel_t} som den relative avkastningen på tidspunkt t , som også kan skrives som $r_{spn_t} - r_{ref_t}$. Dermed har vi at informasjons raten kan skrives som:

$$\widehat{IR}_m = \hat{\mu}_{r_{rel}} / \hat{\sigma}_{r_{rel}} \quad (\text{A.8})$$

der $\hat{\mu}_{r_{rel}}$ er gjennomsnittlig relativ avkastning for utvalget, og $\hat{\sigma}_{r_{rel}}$ er standardavviket til de relative avkastningene, med $T - 1$ i nevneren. $\hat{\mu}_{r_{rel}}$ er regnet ut ved å annualisere differanseporteføljens avkastninger, for så å regne ut det aritmetiske gjennomsnittet av disse. $\hat{\sigma}_{r_{rel}}$ er porteføljens annualiserte relative volatilitet, og er regnet ut ved å annualisere standardavviket til differanseporteføljens månedlige avkastninger på samme måte som beskrevet i ligning (19).