

Jostein Fiveltun

Presterer norske aktivt forvaltede aksjefond bedre enn OSEFX ved markedsfall?

Masteroppgave i Finansiell Økonomi

Veileder: Bjarne Strøm og Snorre Lindset

Desember 2020

Jostein Fiveltn

Presterer norske aktivt forvaltede aksjefond bedre enn OSEFX ved markedsfall?

Masteroppgave i Finansiell Økonomi
Veileder: Bjarne Strøm og Snorre Lindset
Desember 2020

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet
Fakultet for økonomi
Institutt for samfunnsøkonomi



Kunnskap for en bedre verden

Sammendrag

Formålet med oppgaven er å teste hvorvidt aktivt forvaltede norske aksjefond presterer bedre enn OSEFX under nedgangsperioder. Oppgaven er et tilskudd til diskusjonen om aktiv forvaltning sett opp mot passiv forvaltning. Oppgaven er inspirert av anekdoten «aktivt forvaltede fond kan unngå finansielle bobler som oppstår innad i en indeks, som passivt forvaltede fond er tvunget til å stadig ta en større del av». Det er viktig å påpeke at markedsfall kan utløses av andre faktorer enn finansielle bobler. Oppgaven gjør ingen forsøk på å forklare årsaken til nedgangsperiodene. Datasettene som blir analysert har en historikk fra januar 1996 til juli 2019. Det er identifisert ni nedgangsperioder i datasettet hvor kriteriet er et fall på minimum 10% over en periode på minimum 50 handelsdager. Det er utelukkende det norske markedet som blir analysert.

Oppgaven drøfter det teoretiske bakteppet for problemstillingen før den deretter anvender kapitalverdimodellen på stokastisk form til å analysere problemstillingen fra flere vinkler.

Oppsummert så finner jeg ingen betydelige argumenter for at aktivt forvaltede norske aksjefond presterer bedre enn OSEFX under markedsfall. De analytiske funnene tyder faktisk på det stikk motsatte, at aktivt forvaltede aksjefond sett opp mot egen gjennomsnittlig prestasjon presterer dårligere under perioder med markedsfall.

Abstract

The purpose of this thesis is to evaluate the performance of Norwegian equity funds measured against OSEFX in periods of market decline. The thesis is a contribution to the academic debate regarding active vs passive fund management. The thesis is inspired by the anecdote “active fund management can avoid financial bubbles that arise in an index, which passive funds are forced to gradually take a larger portion of”. It is important to point out that market declines can be triggered by other factors than financial bubbles. The thesis makes no attempt to explain the reason for the market declines. The data analyzed range from January 1996 to July 2019. It is identified nine periods of marked decline in that period, where the criteria are a decline of minimum 10% spread over at least 50 trading days. The thesis is limited to the Norwegian market.

The thesis discusses the theoretical fundament for the problem of the thesis before it uses the capital asset pricing model on stochastic form to analyse the problem of the thesis from multiple angles.

In conclusion I am not able to find significant arguments for the claim that actively managed funds perform better than the OSEFX during market declines. The results from the analysis hints at quite the opposite, that actively managed funds perform worse than usual during periods of market decline.

Forord

Denne masteroppgaven markerer avslutningen på min mastergrad i Finansiell Økonomi ved Norges teknisk-vitenskapelige universitet (NTNU).

Det har vært en spennende og lærerik prosess, dog også krevende ved siden av fulltidsjobb. Motivasjonen for å skrive oppgaven var å se om man kunne spore forskjeller i passivt og aktivt forvaltede fond ved markedsfall. Dette for å teste anekdoten «hvis man investerer i et passivt forvaltet fond blir man også tvunget til å ta del i finansielle bobler aktivt forvaltede fond kan unngå». Jeg vil takke mine veileder Bjarne Strøm og Snorre Lindset for konstruktive tilbakemeldinger i prosessen. Jeg vil også takke mine nærmeste venner for støtte og tålmodighet gjennom flere år med sjonglering av både skole og jobb. Deres tilstedeværelse har vært et lyspunkt i en hektisk hverdag. En spesiell takk til min gode venn Sivert Hansen Sommerstad for uvurderlige innspill under dataanalysen.

Til slutt vil jeg takke min far og mor for å ha vært eksemplariske støttespillere gjennom 19 år med skolegang.

Innhold

Sammendrag	i
Abstract	ii
Forord	iii
Innhold	v
Tabeller	vii
1 Innledning	1
1.1 Problemstilling	3
1.2 Struktur	3
2 Teori og tidligere litteratur	4
2.1 Kapitalverdimodellen	4
2.1.1 Beta	5
2.1.2 Alfa	6
2.2 Markedseffisiens	6
2.2.1 Svak form for effisiens	8
2.2.2 Halvsterk form for effisiens.....	9
2.2.3 Sterk form for effisiens	10
2.2.4 Kritikk av markedseffisiensteorien	11
2.3 Atferdsfinans	11
2.3.1 Psykologi	12
2.4 Finansielle bobler	16
3 Metode	19
3.1 Grunnmodell.....	19
3.2 Grunnmodell utvidet med dummyvariabel	20
3.3 Grunnmodell utvidet med ni dummyvariabler.....	20
3.4 Grunnmodell kjørt periodevis	21
3.5 Empirisk metode	21
3.6 Svakheter ved modellen.....	24
4 Data.....	26
4.1 Beskrivelse av anvendt data	26
4.1.1 Presentasjon av fondene	27
4.2 Avhengig variabel.....	29
4.3 Forklaringsvariabler	30
4.3.1 Referanseindeks.....	30
4.3.2 Dummy for markedsfall.....	31
4.4 Deskriptiv statistikk for variablene.....	32

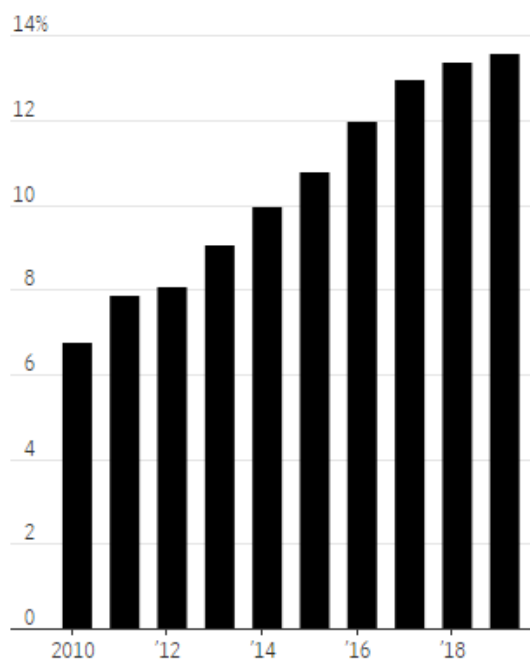
4.5	Styrker og svakheter ved datasettet	33
5	Empiriske resultater	35
5.1	Grunnmodell.....	36
5.2	Grunnmodell utvidet med én dummyvariabel	37
5.3	Grunnmodell utvidet med ni dummyvariabler.....	39
5.4	Grunnmodellen kjørt periodevis	42
5.5	Empirisk metode	46
5.5.1	Breusch-Pagan (for heteroskedastisitet).....	46
5.5.2	Durbin-Watson (for seriekorrelasjon)	46
5.5.3	Shapiro-Wilk test (for normalfordelte residualer).....	47
6	Konklusjon	48
	Referanser.....	50
	Vedlegg (1) F-tester for modell (3)	55
	Vedlegg (2) Grunnmodellen kjørt periodevis.....	67
	Vedlegg (3) Empiriske tester	72
	Vedlegg (4) Tabell for kritiske verdier - DW	81
	Vedlegg (5) Plott for normalfordelte residualer	82

Tabeller

Tabell 1: Oversikt over nedgangsperiodene.....	31
Tabell 2: Deskriptiv statistikk for variablene.....	32
Tabell 3: Regresjonsresultat for grunnmodellen for hele perioden	35
Tabell 4: Regresjonsresultat for grunnmodellen med én dummyvariabel.....	36
Tabell 5: Regresjonsresultat for grunnmodellen med ni dummyvariabler	38

1 Innledning

I de senere år har det vært en klar økning i passivt forvaltede fond sin markedsandel av den samlede aksjefondsparingen til investorer. Tall fra verdipapirfondenes forening for 2018 viser at norske privatinvestorer nettosolgte aktivt forvaltede aksjefond for 5,2 milliarder kroner. Samtidig nettokjøpte de passivt forvaltede aksjefond for 2,1 milliarder kroner. I 2011 hadde passivt forvaltede aksjefond en markedsandel på én prosent, mens de i 2018 hadde en markedsandel på 12%. (Verdipapirfondenes forening, 2019). Tall fra det amerikanske investormarkedet peker på samme trend.



Figur 1.1: Viser utviklingen i markedsandel for passivt forvaltede fond i det amerikanske investormarkedet. (Lim, 2019).

Årsaken til den senere tids økning av passivt forvaltede fond sin markedsandel kan i stor grad tilskrives økt folkeopplysning, kombinert med et stadig større tilbud av passivt forvaltede fond fra fondstilbyderne. Passivt forvaltede fond har lave kostnader sammenlignet med aktivt forvaltede fond, og har som hensikt å replikere markedsavkastningen. Mens det i fagmiljøet lenge har vært en kjent sak at aktivt forvaltede fond har utfordringer med å slå sin respektive

indeks over tid, har dette ikke nødvendigvis vært en like kjent sak for det ikke-profesjonelle markedet. At aktivt forvaltede fond sliter med å skape avkastning utover markedsavkastningen tilskrives av flere fagfolk som en følge av effisiensteorien, som i korte trekk sier at all informasjon er tilgjengelig for alle aktører, og at underliggende verdipapir derfor raskt prises deretter (Fama, 1970).

Mens et passivt forvaltet fond skal etterstrebe å replikere en indeks så har et aktivt forvaltet fond et langt mer fleksiblet mandat. Ett argument for å posisjonere seg i et aktivt forvaltet fond fremfor et passivt forvaltet fond, er at det aktivt forvaltete fondet over tid greier å skape en meravkastning utover både markedsavkastningen og kostnaden for fondet. Alternativt kan aktivt forvaltede fond være gode alternativ for markeder hvor det ikke tilbys passivt forvaltede fond, eller innenfor spesielle strategier.

Et viktig premiss for denne oppgaven er at den til en viss grad lener seg på tidligere forskningsarbeid hva angår aktive forvalters evne til å prestere bedre enn sin respektive indeks over tid. Forskning gjort på både det norske aksjemarkedet og flere utenlandske markeder viser at majoriteten av aktive forvaltere i gjennomsnitt leverer en lavere avkastning enn sin respektive indeks (Coleman, 2020). Forfatter ønsker derfor ikke å gjøre en studie som er likt mye av det som er gjort av tidligere arbeid. Men kan det argumenteres for at det er gitte markedsforhold hvor aktivt forvaltete fond er bedre egnet enn indeksfond til å skape avkastning, eventuelt risikjustert avkastning?

Et anekdotisk argument som stadig dukker opp i debatten mellom aktivt og passivt forvaltede fond er at aktivt forvaltede fond kan observere finansielle bobler, eller åpenbare feilprisede verdipapirer i en indeks, og styre unna disse. Et passivt forvaltet fond derimot er på grunn av sin strukturelle natur tvunget til å stadig ta en større porsjon av den finansielle boblen etter hvert som den vokser.

Denne oppgaven har som hensikt å teste dette anekdotiske argumentet empirisk ved å se på historiske data for aktivt forvaltede aksjefond, passivt forvaltede aksjefond og Oslo Børs sin fondsindeks, OSEFX. Denne oppgaven kommer ikke til å ta for seg andre markeder enn det norske markedet. Til tross for at oppgaven kun ser på den fraksjonen av markedsforhold som utgjør nedgangsperioder er det i stor grad samme teoretisk grunnlag som utgjør fundamentet for oppgaven som om oppgaven hadde hatt som hensikt å se på samtlige markedsforhold. Det empiriske arbeidet blir derfor å underbygge eller gi motargumenter til eksisterende litteratur.

1.1 Problemstilling

Målet med denne oppgaven er å kartlegge hvorvidt aktivt forvaltede aksjefond i det norske markedet systematisk over tid greier å prestere bedre enn OSEFX under markedsfall. Altså om man med data for perioder med markedsfall statistisk kan vise at aktivt forvaltede fond presterer bedre enn OSEFX. Av hensyn til tilgjengelig datagrunnlag kommer jeg til å se på data fra januar 1996 til juli 2019. Grunnlaget for oppgaven defineres av følgende problemstilling:

Presterer norske aktivt forvaltede aksjefond bedre enn OSEFX ved markedsfall?

Effisiensteorien og tidligere akademiske funn i debatten mellom aktivt forvaltede fond og passivt forvaltede fond gjør et argument for at aktive forvaltere ikke skal prestere bedre enn sin indeks uansett markedsforhold. Atferdsfinans og finansiell boble-teori tilføyer dog noen argumenter for at en bevisst aktiv forvalter kan prestere bedre enn sin indeks under gitte markedssituasjoner.

1.2 Struktur

I kapittel 2 går jeg gjennom det teoretiske bakteppet for oppgaven. Det innebærer tidligere forskning som har lagt grunnlaget for litteraturen på området. Kapittel 3 skildrer metodene som er anvendt for å analysere problemstillingen. Kapittel 4 vil inneholde en beskrivelse og en forklaring av dataene som er anvendt til å utføre analysen, samt styrker og svakheter ved dataene som er anvendt. I kapittel 5 presenteres resultatene og de funnene jeg har gjort. Kapittel 6 konkluderer oppgaven og de funnene som er gjort.

2 Teori og tidligere litteratur

I dette kapitlet skal jeg kort redegjøre for det teoretiske bakteppet for analysen av problemstillingen. Kapitlet vil gi en kort utredning av kapitalverdimodellen, en praktisk og anerkjent modell for å prise finansielle instrumenter, som vil være sentral i analysens arbeid senere i oppgaven. Markedseffisiensteorien som legger grunnlaget for hypotesen om at aktivt forvaltede fond ikke vil prestere bedre enn sin indeks uansett markedsforhold blir nyansert, det samme blir også motstykket til markedseffisiensteorien – atferdsfinans. Da oppgaven har som hensikt å teste om norske aktivt forvaltede aksjefond klarer å unngå finansielle bobler i OSEFX er det også passende å se på hvordan litteraturen definerer en finansiell boble.

2.1 Kapitalverdimodellen

Utvalget av prisingsmodeller for verdipapirer er enorme, og denne oppgaven har ikke som misjon å redegjøre for hver av dem, ei heller utgreie de mest komplekse kontantstrømanalysene i detalj. Oppgaven har dog som misjon å teste om aktivt forvaltede norske aksjefond greier å prestere bedre enn sin respektive indeks, OSEFX, i nedgangsperioder. For å være i stand til å utføre en slik analyse behøves det en prisingsmodell. Forfatter velger til formålet å anvende kapitalverdimodellen.

Kapitalverdimodellen, ofte forkortet CAPM ble introdusert av William Sharpe (1964) og Lintner (1965). Modellen forklarer i korte trekk at i likevekt er avkastningen på et verdipapir summen av risikofri rente pluss beta ganger med markedets risikopremie. Matematisk uttrykkes kapitalverdimodellen slik:

$$E(R_i) = r_f + [E(R_m) - r_f]\beta_i$$

« $E(R_i)$ » noterer her forventet avkastning for verdipapiret, eller avkastningskravet. Videre noterer « r_f » risikofri rente, ofte definert som statsobligasjoner. « $E(R_m)$ » noterer markedsavkastningen, og « β_i » uttrykker betaverdien, et mål på systematisk risiko. I denne oppgaven benyttes en empirisk variant av denne som blir nærmere greid ut i kapittel 3.

Som i de aller fleste økonomiske modeller har også denne modellen sine forutsetninger og derfor sine begrensinger. En av hovedforutsetningene er at samtlige investorer har en

portefølje lik markedsporteføljen, altså at samtlige investorer er risikoaverse og har en godt diversifisert portefølje. Individuelle porteføljerisikoer blir ikke fanget opp. Modellen forutsetter videre at alle verdipapirer er lett tilgjengelige, at det ikke eksisterer transaksjonskostnader og at det ikke eksisterer skatt. Modellen følger videre markedseffisiensteoriens antagelser om at all informasjon er tilgjengelig for alle markedsaktører på samme tid. Fri finansiering er også en nødvendig forutsetning for at modellen skal fungere, altså at alle aktører kostnadsfritt kan låne og låne ut kapital tilsvarende risikofri rente. Videre definerer modellens utforming at den er gjeldende for kun én periode om gangen.

2.1.1 Beta

Som nevnt uttrykker betaverdien systematisk risiko for en investering. Den sier noe om hvordan et verdipapir utvikler seg i forhold til markedets markedsutvikling. Altså et verdipapir sin relative risiko i forhold til markedet. Forutsetningen for kapitalverdimodellen som omhandler en veldiversifisert portefølje, kommuniserer at all usystematisk risiko er blitt diversifisert bort. Systematisk risiko er derav risiko som ikke kan diversifiseres bort.

Matematisk uttrykkes beta slik:

$$\beta_i = \frac{Cov_{R_i, R_m}}{Var_{R_m}}$$

« β_i » noterer et verdipapir sin betaverdi. « Cov_{R_i, R_m} » noterer kovariansen til verdipapiret og markedet. « Var_{R_m} » er markedets varians.

Betaverdien kan være både positiv og negativ. En positiv betaverdi forteller at verdipapiret beveger seg i samme retning som markedet, en negativ betaverdi forteller det motsatte. Dersom betaverdi er 1 vil det si at verdipapiret beveger seg nøyaktig likt som markedet. Også motsatt, en betaverdi på -1 forteller at verdipapiret beveger seg stikk motsatt som markedet. Er betaverdien 0 så er verdipapiret i teorien risikofritt da det innehar verken systematisk eller usystematisk risiko.

2.1.2 Alfa

Alfa, også kjent som Jensens alfa ble introdusert av Jensen (1967, 1969). Nøkkeltallet sier noe om hvilken meravkastning en portefølje eller et verdipapir har skapt. For å kunne defineres som en meravkastning i kapitalverdimodellens øyne må meravkastningen kunne forklares av noe annet enn tilsvarende økt beta. Kapitalverdimodellen tar utgangspunktet i at alfa ikke eksisterer, altså at denne er 0. Matematisk uttrykkes Jensens alfa slik:

$$\alpha = E(Ri) - (rf + [E(Rm) - rf])\beta i$$

« α » noterer Jensen's alfa, « $E(Ri)$ » noterer avkastningen for porteføljen eller verdipapiret. « rf » noterer risikofri rente, « $E(Rm)$ » er markedets avkastning og « βi » noterer porteføljen eller verdipapirets beta.

Som formelen tydelig kommuniserer kan alfa skapes både ved en lavere beta enn markedet så vel som en høyere, det som er essensielt er at forholdet til avkastningen følger betaens verdi. Kvantifisert så kan ett eksempel være et fond som leverer lik avkastning som markedet, dog med lavere beta. Fondet har derav skapt en alfa. Sagt annerledes så har investoren fått bedre betalt per enhet risiko (beta) vedkommende har påtatt seg ved investeringen. Videre kan en investor oppnå dobbel markedsavkastning, men dersom betaen tilsvarende er dobbelt så høy så defineres ikke dette som alfa da investoren har betalt for avkastningen ved å påta seg mer risiko. Alfa vil derfor være et godt mål på om et aktivt forvaltet fond har prestert bedre eller dårligere enn sin indeks for en gitt periode.

2.2 Markedseffisiens

Jeg har nå lagt det teoretiske grunnlaget for analysene som skal gjennomføres i oppgaven. Det er nå naturlig å se på hvilke argumenter litteraturen gjør på vegne av problemstillingen.

Litteraturen gir en god nyanse med argumenter som taler både for og i mot at en aktiv forvalter kan prestere bedre enn sin indeks under markedsfall. Markedseffisiensteorien er et av de sterkeste argumentene for at en aktiv forvalter ikke skal klare å prestere bedre enn sin indeks, uansett markedsforhold.

Markedseffisiensteorien ble først brakt på banen av Maurice Kendalls i hans studie på finansielle tidsserier i 1953. Studien viste at aksjekurser hverken har auto- eller

semikorrelasjon, altså at kursene fluktuerte vilkårlig (Kendall 1953). Dette defineres videre som «the random walk hypothesis». I praksis betyr dette ganske enkelt at morgendagens aksjekurs har en forventningsverdi lik dagens aksjekurs. Den logiske slutningen bak denne hypotesen, er at dersom man kunne bruke historisk data for å predikere fremtidig kurser, ville investorer handlet på denne informasjonen frem til dagens kurs reflekterte informasjonen i sin helhet.

Begrepet «efficient market» ble for øvrig ikke nevnt før Eugene Fama publiserte artikkelen «Random Walks in Stock-Market Prices» i 1965. En artikkel som bygger på blant annet Kendalls sine studier på feltet av random walks. Et effisient marked defineres som et marked hvor det er utelukkende rasjonelle aktører, som til en hver tid prøver å maksimere sin profitt, ved å prøve å predikere fremtidig prising av verdipapirene som inngår i markedet. Og hvor all informasjon er tilgjengelig for alle aktørene til samme tid. I et slikt marked vil dagens pris på et verdipapir reflektere alle historiske hendelser, samt alle hendelser forventet å inntreffe frem i tid. Sagt annerledes så vil prisen for et verdipapir i et slikt marked til en hver tid reflektere «riktig pris» (Fama 1965). I sin artikkel fra 1970 «Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work» definerte Fama videre at forholdene som definerer et effisient marked er at det ikke finnes transaksjonskostnader, all informasjon er kostnadsfritt tilgjengelig for alle aktører, og alle aktørene er enige om betydning av informasjonen som foreligger med tanke på verdipapirets verdi (Fama, 1970).

Verden og dets fremtid er dog usikker, og det vil alltid være en viss uenighet blant markedsaktørene om hva riktig pris er. Derfor vil man stadig se daglige bevegelser i prisen for en aksje, men Fama påpeker at disse bevegelsene skal skje rundt den «riktige» prisen, og at disse daglige bevegelsene skal være tilfeldige (Fama, 1965). Grunnen til at disse daglige bevegelsene teoretisk skal være tilfeldige, er at om de hadde vært systematiske hadde markedsaktørene kunne handlet på dem. Og ved slik handel skapt et tilbud og etterspørsel som hadde eliminert bevegelsene over tid (om de hadde vært systematiske). Intuisjonen bak dette er også relativt grei. Prisen på en aksje avgjøres av et stort antall aktører som handler aksjen (i flere tilfeller er det snakk om flere millioner aktører). Skulle man kunne forutsi den neste sekunds bevegelse i aksjekursen måtte man kunne forutsett handlingene til samtlige av disse aktørene på samme tid. En kunst som til dags dato ikke er løst. Dette støtter isolert sett opp under hypotesen om at norske aktivt forvaltede aksjefond vil ha problemer med å prestere bedre enn markedet som en helhet under nedgangsperioder.

I et effisient marked er det kun ny informasjon som kan påvirke prisingen av verdipapiret. Da ny informasjon endrer grunnlaget for hvordan aktørene i markedet vurderer verdien av verdipapiret. Eksempler på ny informasjon som påvirker prisen av en aksje er informasjon som påvirker selskapets evne til å tjene penger, eller være profitabel. Dette kan være gjennombrudd i utviklingen av nye produkter, nye kontrakter, nye finansieringsavtaler eller annet som har direkte påvirkning på selskapets drift (det kan også være makroøkonomiske eller bransjespesifikke nyheter) (Fama, 1965). Sagt annerledes skulle man måtte forvente en informasjonsskjevhet blant markedsaktørene, altså at noen vet mer enn andre eller får informasjonen raskere enn andre for å kunne skape en meravkastning. Norge er dog et regulert marked med strenge regler mot innsideinformasjon, og det er således vanskelig å tenke seg at aktiv forvaltede norske fond under oppsyn av Finanstilsynet skal klare å utprestere markedet basert på informasjonsfordeler.

Jeg har nå introdusert markedseffisiensteorien. Grad av effisiens er dog nyanserbar. I sin artikkel «Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work» fra 1970, definerer Fama videre tre typer for effisiens. Svak form for effisiens, halvsterk form for effisiens og sterk form for effisiens. En teori er kun så sterk som sine empiriske bevis, og de empiriske bevisene har forskjellig grad av styrke for de tre nyansene.

2.2.1 Svak form for effisiens

I et marked med svak form for effisiens vil prisene reflektere all historisk kursinformasjon, det er med andre ord ikke mulig å forutsi fremtidige prisendringer ved å se på tidligere mønster. I et marked med svak form for effisiens vil det ikke være mulig å bruke teknisk analyse til å forutse markedets bevegelser. Svak form for effisiens åpner dog for at fundamentale analyser kan benyttes for å finne under- eller overprisede aksjer.

Flere studier har gjort forsøk på å teste om teorien om svakt effisiente markeder holder vann. Studiene har da typisk testet om det eksisterer seriekorrelasjon i prisene for et verdipapir, enten positiv (moment) eller negativ (reversering). Årsaken for denne fremgangsmåten er å avdekke om det finnes mønstre i aksjekursene som gjentar seg, og som da vil være mulig å handle på ved hjelp av teknisk analyse. Studier utført av Conrad og Kaul i 1988, viste at ved å ta for seg avkastningstall på ukentlig basis for New York Stock Exchange kunne man observere kortsiktig seriekorrelasjon. Lo og Mackinlay sine studier, også fra 1988, viste det samme. Dog kom begge studiene frem til at korrelasjonskoeffisientene var små.

I nyere tid har flere studier blitt gjort for å teste om markedet er svakt effisient ved å teste prisreverseringsstrategier. Disse taktikkene går ut på å «gå i mot markedets bevegelser». Altså å kjøpe når markedet faller og selge når markedet stiger. Ved å teste en slik strategi gjorde Otchere og Chan (2003) funn i sitt studie på Hong Kong-Børsen for perioden 1996-1998. som peker på at markedet i Hong Kong er svakt effisient, da disse strategiene justert for transaksjonskostnader ikke skapte en meravkastning. I alle fall ikke i tidsrommet som ble analysert. Avramov, Chordia og Goyal (2006) gjorde lignende funn for sin analyse av amerikanske aksjemarkedet for tidsperioden 1962-2002. Heller ikke de kunne forkaste hypotesen om et svakt effisient marked, da reverseringsstrategiene ikke ga avkastning utover en enkel «kjøp og hold» strategi.

Man kan derfor si at det empiriske grunnlaget på svak form for markedseffisiens støtter opp under hypotesen om at aktivt forvaltede fond ikke vil være i stand til å systematisk prestere bedre enn markedet under markedsfall. I alle fall ikke ved hjelp av teknisk analyse.

2.2.2 Halvsterk form for effisiens

I et marked med halvsterk form for effisiens antar man at prisene i tillegg til å reflektere all historisk kursinformasjon, også reflekter all tilgjengelig offentlig informasjon om selskapet og dets drift. Eksempler på slik type informasjon er fremtidige kundeordre, finansiering for selskapet, kvalitet på ledelsen, bransjespesifikk informasjon og relevant makroøkonomisk informasjon. I et marked med halvsterk form for effisiens kan hverken teknisk analyse eller fundamental analyse anvendes for å forutse fremtidige bevegelser.

Det er også empirisk arbeid som tester om marked med halvsterk form for effisiens eksisterer. Fremgangsmåten for disse testene er ofte å se på om forhold mellom selskapers fundamentale verdier kan si noe om fremtidig avkastning. Typisk sees det på ratioer som P/E (pris/resultat) eller lignende ratioer som sier noe om den relative prisingen av et selskap målt mot selskapets regnskapsverdier. Basu (1977) så på sammenhengen mellom P/E og fremtidig avkastning, hans funn viste at selskap med lav P/E leverte høyere avkastning enn selskaper med høy P/E.

Funnet til Basu er et argument for at aktivt forvaltede aksjefond kan være i stand til å utprestere aksjemarkedet ved hjelp av fundamental analyse. Det kan derfor tenkes at funn som strider mot effisiensteorien kan forklares av et godt analyseapparat innad i de forvaltermiljøene som har plukket opp overprisede selskap før boblen sprakk og dermed styrt unna de. Samme argument kan anvendes ved markedsfall som ikke er utløst av en finansiell

boble. Altså at et drevent analyseapparat greier å styre unna selskapene som relativt sett fremstår høyest priset innad i indeksen, og som videre kan tenkes å være de papirene som faller mest i verdi under markedsfall.

2.2.3 Sterk form for effisiens

I et marked med sterk form for effisiens antar man at all relevant informasjon for selskapet er priset inn i dagens kurs. Dette inkluderer kurshistorikk, all offentlig informasjon og også informasjon som vanligvis kun er tilgjengelig for innsidere i selskapet. Dette scenarioet er det mest ekstreme tilfellet av markedseffisiens i teorien, og impliserer at nok av markedets aktører sitter med informasjon som kun er forbeholdt interne kretser i selskapet til at de kan prise dette inn i aksjekursen. Blant annet strenge lovreguleringer gjør at det intuitivt vanskelig kan eksistere et slikt marked.

Også på sterk form for effisiens har det blitt utført tester for å avgjøre hvorvidt hypotesen stemmer. En tilnærming for å teste hypotesen er å følge markedets utvikling etter at handler av innsidere i et selskap blir utført. Seyhun (1986) så på omtrent 60.000 innsidetransaksjoner på New York Stoch Exchange i perioden 1975 til 1981. Hans funn viste at prisen for en aksje det nylig hadde blitt gjennomført en innsidehandel i beveget seg i den retningen innsidehandelen ble gjort. Altså at dersom det var et innsidekjøp så steg aksjens kurs, og dersom det var en innsidesalg så falt aksjens kurs. Dog avdekket Seyhun i samme studie at bevegelsene var så små, at de i gjennomsnitt ikke ville dekke transaksjonskostnadene. Et interessant funn som henter til at selv hypotesen om sterk form for markedseffisiens kan være legitim.

Funnet til Seyhun kan dog også argumenteres for å være irrelevant da større aksjefond opererer med lavere transaksjonskostnader enn private investorer. Et stadig strengere regelverk for innsideinformasjon bør også underbygge at man instinktivt er skeptisk til at et slikt marked kan eksistere i dag. Paradokset med denne argumentasjonrekken gjelder også andre veien, altså at det fremstår tvilsomt at etablerte norske aksjefond over tid skal greie å utprestere sin indeks over tid på bakgrunn av innsideinformasjon. Det kan videre i forbindelse med Seyhuns studier argumenteres for at undersøkelser på 39-45 år gamle aksjekurser er mindre relevant.

2.2.4 Kritikk av markedseffisiensteorien

Som de fleste teorier har også markedseffisiensteorien vært under kritikk av både akademikere og økonomer. Grossman og Stiglitz (1980) pekte på at effisiensteorien var et eneste stort paradoks, da den impliserer at det er umulig å slå markedets avkastning. Dersom dette hadde vært en akseptert sannhet blant investorene hadde ingen prøvd, og dermed ville ikke markedet blitt korrekt priset, da analyser ikke ville blitt anvendt for å finne feilprisede selskap. Dette er paradoksets natur. Dersom ingen hadde forsøkt å prise selskaper riktig basert på tilgjengelig informasjon hadde markedet heller ikke vært effisient. Sagt annerledes, for at teorien om markedseffisiens skal stemme må det eksistere aktører i markedet som ikke tror den stemmer. Det er heller ikke urimelig å påstå at effisiensteoriens forutsetninger, som innebærer rasjonelle investorer, gratis og tilgjengelig informasjon som tolkes likt av alle samt ingen transaksjonskostnader i beste fall er en forenkling av verdens virkelighet. Dette åpner en teoretisk mulighet for at hull i effisiensteorien kan eksistere. Noe som videre kan legge til rette for at aktive forvaltere kan finne feilprisinger, eller på en annen måte gjøre handelsbeslutninger som gjør at de greier å overgå den gjennomsnittlige handelsbeslutningen blant populasjonen som utgjør en indeks.

Man finner eksempler på fenomen som direkte utgjør en kritikk av effisiensteorien. Blant dem er markedsanomalier av forskjellig art og midlertidige fenomen som finansielle bobler. Det blir for ambisiøst for oppgavens natur å ta sikte på å utdype alle motstykker til effisiensteorien. Det er dog etter mitt skjønn rettferdig for oppgaven å belyse et av de viktigste fagfeltene som gir motargument nettopp til effisiensteorien.

2.3 Atferdsfinans

En av de viktigste forutsetningene for markedseffisiensteorien er forutsetningen om at investorene er rasjonelle. Siden 1990-tallet har det kommet flere teorier og akademiske verker som tar sikte på å forklare og relatere menneskers psykologi til aksjemarkedet. Atferdsfinans har siden blitt et eget fagfelt hvor målet overordnet er å kartlegge investorenes kognisjon til den grad at man med større hell kan forklare og forstå markedets tidligere, og fremtidige bevegelser. Til tross for at atferdsfinans ofte trekkes frem og brukes som en av markedseffisiensteoriens fremste kritikere er det viktig å notere seg at dette enda er et ungt fagfelt, og det gjenstår stadig en stor mengde arbeid innenfor feltet.

Delkapittelets ambisjon er å belyse atferdsfinans overordnet, samt gi noen konkrete eksempler på hvordan atferdsfinans har blitt brukt til å forklare og belyse irrasjonalitet i markedet, og på det viset gi et motargument til markedseffisiensteorien. Delkapittelet har ikke som ambisjon å gi en total utgreiing av fagfeltet, kun belyse dets signifikans som kritiker av markedseffisiensteorien. Psykologiaspektet ved atferdsfinans kan argumenteres for å være det fremste motargumentet til markedseffisiensteorien, og dets forutsetninger om rasjonelle investorer.

2.3.1 Psykologi

Atferdsfinans henter flere av elementene sine, og er i stor grad også tuftet på atferdspsykologi, nærmere sagt beslutningsatferd. Et godt og veldokumentert eksempel på beslutningsatferd som påvirker ikke bare investorer, men alle mennesker, er overkonfidens eller skråsikkerhet. I begrepet skråsikkerhet så ligger det at mennesker har en tiltrekning mot å overvurdere egne ferdigheter og evner, samt tillegge egen mening om et emne større riktighet enn hva virkeligheten tilsier. Systematisk overkonfidens er oppdaget både hos entreprenører (Cooper et al. 1988), ansatte innenfor finans (Stael Von Holstein 1972) og bedriftsledere (Russo & Schoemaker 1992). Overkonfidens ble funnet å være spesielt tilstedeværende når spørsmålene var å karakterisere som vanskeligere enn gjennomsnittlig (Griffin & Tversky 1992), eller dersom man var ansett som å være en person som bør ha kunnskap på temaet (Heath & Tversky, 1991).

En studie utført av Stotz og Von Nitzch i 2005 viste at mellom 60 og 70% av markedsanalytikere vurderte sine analytiske evner til å ligge over gjennomsnittet. Implikasjonen ved at markedsaktører tenderer til å være systematisk skråsikre, er at en stor mengde aktører vil handle et verdipapir på grunnlag av overdreven tillagt viktighet av foreliggende informasjon. I det hele viser en større mengde empiriske verker at investorer ikke er rasjonelle i tolkning av egen kunnskaps og ferdighetsevne.

Dokumentert irrasjonalitet blant flere av nøkkelaktørene i prissettingen av et verdipapir kan være et argument for at man utstyrt med denne kunnskapen bør være i stand til å redusere fenomener som overkonfidens og skråsikkerhet. Dersom man som aksjefondsforvalter er i stand til å implementere effektive verktøy og oppmerksomhet mot denne tematikken kan det være en mulighet for å prestere bedre enn markedet som helhet.

I en perfekt verden, som i markedseffisiensteorien, skal investorer i henhold til Bayesisk inferens oppdate sine kalkusjoner systematisk etter hvert som ny informasjon foreligger. En av byggestenene i sannsynlighetsteori er Bayes lov. Bayes lov kalkulerer sannsynligheten for et utfall basert på forkunnskaper om forholdene som påvirker utfallet. Matematisk fremstilles Bayes lov slik:

$$P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)}$$

Videre bestemmer Bayesisk inferens at sannsynlighetsberegningen skal oppdateres etter hvert som ny informasjon foreligger.

Grether (1980) fant dog at mennesker i større grad stoler på representativitet enn Bayes lov. Representativitet sier i grunn at vi lar hyppigheten av et utfall påvirke vår vurdering av hvor sannsynlig det er. For investorer kan dette påvirke beslutningstakingen i flere retninger. Eksempelvis kan en investor være mer tilbøyelig til å anta at en aksje kommer til å fortsette å stige eller falle dersom aksjen har gjort nettopp det den siste tiden. Man aksepterer kursutviklingen som normal ut i fra tidligere historikk. I praksis kan dette både skape underprisede og overprisede aksjer. Med andre ord et tydelig avvik fra et rasjonelt marked. Det foreligger her en teoretisk mulighet for at en aktiv forvalter kan prestere bedre enn markedet under markedsfall ved å unngå de overprisede papirene.

I skapelsen av en slik irrasjonell markedssituasjon, som for eksempel en finansiell boble åpner det seg åpenbare muligheter for forvaltere som evner å forbli rasjonelle og som ikke faller inn i ovennevnte partiskheter. En aktiv forvalter som for eksempel baserer sine kjøp og salg på fundamentale analyser vil på et tidspunkt selge et verdipapir når det har steget til et nivå de anser som overpriset.

En annen form for partiskhet som påvirker mennesker er forankring. Konseptet forankring går i stor grad ut på at man tillegger et tidligere referansepunkt viktighet for fremtidige beslutninger. Eksempler på forankring blant aktørene i finansmarkedet er at man tillegger tidligere kursnivåer symbolsk verdi, spesielt kursnivåer man selv har erfaring med. Dersom man kjøpte aksje A til 100 kroner så har man et ankerpunkt til prisnivået. Dersom aksjen da faller vil man forvente at aksjen på et tidspunkt kommer tilbake til dette nivået. En investor som benytter seg av teknisk analyse vil bruke ankerpunkt til stadighet for å danne seg kursnivåer vedkommende identifiserer som «støtter» eller «motstand». Dette til tross for at det ikke eksisterer seriekorrelasjon i aksjekurser. Utvilsomt irrasjonell atferd, og igjen

åpenbarer det seg muligheter for aktører som greier å forbli rasjonelle. Et eksempel kan være anvendelsen av stop-loss eller uttalte risk/reward faktorer som legger føringer på når forvalteren skal selge papiret. Dette som et motstykke til å forvente at aksjekursen skal komme tilbake til et gitt symbolsk tall.

Bekreftelsespartiskhet er øvelsen å søke etter informasjon som bekrefter de syn man selv har, og motsette seg eller forkaste informasjon som er kontrær til eget syn. Grunntanken bak denne partiskheten er at det er mer komfortabelt å leve i troen på at ens eget syn er det riktige. Pescetto, Duong og Santamaria (2011) fant at positive investorer systematisk underreagerer på negativ informasjon, mens negative investorer systematisk underreagerer på positiv informasjon. Bekreftelsespartiskhet kan sies å vær nært beslektet med standhaftighet, en annen partiskhet som skildrer at vi ønsker å tviholde på egne meninger til tross at for at vi åpenbart får det bevist at disse meningene ikke stemmer overens med virkeligheten. Det kan tenkes at systematisk underreaksjon på negative nyheter over tid skaper en finansiell boble. Det er ingen enkel sak å håndtere menneskelig partiskheter, nettopp fordi man ofte ikke er bevisst dem selv. Et forvaltermiljø med kjennskap til eksistensen av denne type partiskheter kan dog forebygge å bli offer for dem selv, ved å for eksempel implementere regler om at en investeringsmulighet skal drøftes i flere uavhengige grupper før den gjennomføres. En slik rutine kan legge til rette for at forvalteren presterer bedre enn indeks under eksempelvis markedsfall. Samme argument kan selvsagt snus på og anvendes andre veien. Selv profesjonelle aktører kan bli ofre for egne partiskheter, og la disse lede til irrasjonelle investeringsvalg.

Tversky og Kahneman publiserte i 1979 sin artikkel «prospect theory: an analysis of decision under risk». Prospect theory, eller forespeilingsteori på norsk, er et forsøk på å forklare menneskers beslutningsatferd som en kontrast til antagelsen om at mennesker er rasjonelle. Tversky og Kahnemann konstruerte fiktive veddemål med to utfall som de deretter fikk deltagerne i studien til å ta stilling til, altså hvilket veddemål vil de preferere. Funnene i studien var at mennesker helt tydelig bryter med deres forventede nyttefunksjon. Et av deres mest kjente funn som er sitert flere ganger siden, er at vi oppfatter relativ større smerte ved tap enn vi gjør av glede ved seier. Det er enkelt å visualisere tilfeller hvor en investor vil være påvirket av nettopp dette. Et enkelt eksempel er at investoren vil tendere til å holde på tapsaksjer for lenge, og selge vinneraksjer for tidlig. Et annet interessant funn var at selv når deltagerne ble oppgitt de faktiske sannsynlighetene ved veddemålet de skulle ta stilling til, handlet de ikke i tråd med dette. En tydelig indikasjon på irrasjonell atferd. Videre har

Tversky og Kahnemann (1986) funnet at formuleringen av veddemålet eller scenarioet deltageren stilles ovenfor er avgjørende for deltagerens valg. Tversky og Kahnemann sine funn legget nok et fundament for at irrasjonell prising kan oppstå i et finansielt marked. Det er vanskelig å tenke seg at investorbasen som utgjør en indeks samlet er så rasjonell at det ikke eksisterer handelsmuligheter for en aktør som greier å forbli rasjonell, eller iallfall, mer rasjonell enn markedet som helhet.

Vi har etablert flere empiriske verker som tyder på at mennesker er irrasjonelle, også i møte med kjente statistiske utfall. Men i det virkelige finansmarkedet møtes ikke investorene av perfekte sannsynligheter, finansmarkedet er nettopp stikk motsatt, svært usikkert. Faktorene som påvirker kjøpere og selgere er flerfoldige til den grad at de er uoversiktlige, og fremtidig markedskryss bør derfor tenkes å være svært vanskelig å forutse. Ellsberg (1961) gjennomførte en studie hvor han presenterte to ulike veddemål for deltagerne. De skulle trekke kuler ut av urner. Det var totalt 90 kuler, i den ene urnen var på 30 røde kuler, i den andre var det 60 kuler som enten var svart eller gul, men fordelingen var ikke kjent. De kunne velge mellom å enten motta \$100 dersom de trakk en rød kule, eller motta \$100 dersom de trakk en svart kule. Majoriteten av deltagerne preferte å ta veddemålet hvor de mottok \$100 dersom de trakk en rød kule. Ellsberg presenterte så et nytt scenario, deltagerne kunne nå velge mellom å motta \$100 dersom de trakk en rød eller gul kule, eller motta \$100 dersom de trakk en svart eller gul kule. Her foretrakk majoriteten av deltagerne å ta veddemålet hvor de fikk \$100 dersom de trakk en svart eller gul ball. I praksis tyder dette på at mennesker, når møtt med usikre valg utviser en tydelig risikoaversjon. Ut i fra Ellsberg sine funn kan det argumenteres for at profesjonelle forvaltere vil kjenne igjen den økte usikkerheten ved dannelsen av en finansiell boble, og reagere på dette ved å speile den økte risikoaversjonen sin over på handlene de gjør. Dette kan videre føre til at de presterer bedre enn indeks under markedsfall.

2.4 Finansielle bobler

Oppgaven har som hensikt å analysere hvorvidt aktivt forvaltede norske aksjefond presterer bedre enn OSEFX under markedsfall. Det er viktig å påpeke at ikke alle markedsfall kommer som en konsekvens av en finansiell boble. Markedsfall kan også utløses av eksempelvis dårlige makroøkonomiske forhold, politisk uro også videre. Finansiell bobler kan dog argumenteres for å være et avvik fra effisiensteorien på grunn av sin irrasjonelle natur, og det kan derav tenkes under en slik hendelse at en aktiv forvalter kan prestere bedre enn sin indeks.

Finansielle bobler er et vidt begrep. I korte trekk kan man oppsummere en finansiell boble som et verdipapir, eller flere verdipapirer som over tid prises til langt over/under sin fundamentale verdi før illusjonen så sprekker med en hurtig reaksjon motsatt vei. Hva som defineres som riktig fundamental verdi har ikke denne oppgaven som hensikt å svare på. En finansiell boble kan være både en aksje, en indeks, en råvare, en valuta, en obligasjon eller et derivat. Denne oppgaven er inspirert av anekdoten «aktive fond kan unngå finansielle bobler som passive fond er tvunget til å være med på». Oppgaven tar videre for seg det norske aksjemarkedet, det er derfor naturlig at vi i dette tilfellet primært ser på bobler i aksjemarkedet. Videre kan det argumenteres for at dersom anekdoten stemmer så burde aktive fond også være i stand til å unngå taperaksjene også ved brede markedsfall.

Uttrykket «boble» kommer fra metaforen om en såpeboble som blåses opp til den til slutt sprekker. Basert på oppgavens tidligere drøfting av markedseffisiensteorien er det vanskelig å forestille seg at et rasjonelt marked vil tillate et enkeltstående papir, eller for den del flere papirer, å overprises til den grad at det skapes en finansiell boble. Likevel finnes det eksempler på Oslo Børs hvor selskaper tilsynelatende er priset godt forbi det som regnskapsmessig kan forsvares. «Noise Trader Risk» er et begrep som opprinnelig ble introdusert av De Long et al. (1990). Begrepet «Noise Trader» betegner aktører i finansmarkedet som handler irrasjonelt, typisk ikke-profesjonelle. Denne irrasjonelle handlingen skaper i sin tur «støy» i prisingen av verdipapiret. Noise traders kan dersom de er tilstede skape muligheter for at profesjonelle investorer kan prestere bedre under for eksempel markedsfall.

Risikoen noise traders skaper er at de kan drive det feilpriset verdipapiret ytterligere i feil retning. I skrivende øyeblikk handles aksjen Nel på Oslo Børs til en pris som tilsvarer en markedsverdi på 30 milliarder NOK. Dette til tross for at Nel aldri har produsert et positivt

resultat. Prisingsnivået på Nel tilsvarer for øvrig 51-ganger omsetningen deres. 09. juli 2020 uttalte investeringsøkonomen til Nordnet, Mads Johannesen til Nettavisen at hele 13.000 unike aksjonærer hadde kjøpt aksjer i NEL gjennom handelsplattformen Nordnet. Nordnet er kjent som en av de mest brukte plattformene for småsparere og ikke-profesjonelle investorer. Det er i denne sammenheng også verdt å dra frem Norwegian-aksjen. Ved utgangen av første kvartal i 2019 var der 22.740 private aksjonærer i Norwegian, ved utgangen av 2019 hadde dette antallet steget til drøyt 40.000. Gjennom 2020 har antallet småaksjonærer steget videre til omtrent 50.000. Kun hittil i år har denne aksjonærgruppen et papirtap på omtrent én milliard NOK (Revfem, 2020). Dette blir åpenbart kun anekdotiske bevis, dog gir disse anekdotene en indikasjon på at noise trader risk kan være til stede også i det norske aksjemarkedet.

Empirisk har det vært forsøkt å etablere en modell som kan beskrive eller predikere finansielle bobler, både teoretisk og matematisk. En av modellene ble ikke gitt særlig oppmerksomhet før finanskrisen i 2008, etter dette har den tatt en større plass i empirien. Hyman P Minsky utviklet en teoretisk modell som hadde som hensikt å forklare dannelsen av økonomiske kriser (Minsky 1975 og Minsky 1982). Modellen lener seg på makroøkonomiske forhold, og er i den forstand ikke veldig anvendbar dersom man ser på kortsiktige korreksjoner i aksjemarkedet som ikke nødvendigvis har korrelasjon med realøkonomiske tilstander. Eller for den del det psykologiske aspektet som kan drive enkeltpapirer opp til uproporsjonale prisingsnivåer på kort sikt. Det er også viktig å notere seg at modellen i utgangspunktet beskriver en kredittsyklus, dog gir disse fasene et godt omriss av et bobleforløp.

Minskys modell tar for seg fem faser: Displacement, Boom, Euphoria, Profit-Taking og Panic. Displacement søker å forklare det fundamentale skiftet av en økonomi sin naturlige vekstbane. Et slikt skifte oppstår på bakgrunn av et eksogent etterspørselssjokk, ofte utløst av banebrytende innovasjoner, politikk, krig og lignende. Dette eksogene sjokket skaper i sin tur en overdreven velstand. Boom-fasen er et resultat av en økt forventning om lønnsomhet og aktivitet, skapt av det eksogene sjokket. I boom-fasen dyttes økonomien videre inn i den eksponentielle vekstfasen, forventningene fortsetter med andre ord å overstige den fundamentale verdien. Når man trer inn i euphoria-fasen har boom-fasen skapt enorm etterspørsel etter kreditt. Denne etterspørselen skaper i sin tur økt pengemengde. Den økte pengemengden øker produktetterspørselen. Denne effekten fortsetter og blir i så måte

selvforsterkende. Velstanden er nå kommet til det punktet hvor finansielle bobler oppstår, eksempelvis gjennom aksjespekulasjon. Vi betrakter her en positiv finansiell boble.

Når man entrer profit-taking-fasen er man i siste fase av markedets optimistiske sentiment. I denne fasen vil stadig flere begynne å sikre sin profitt, først institusjonelle investorer og profesjonelle, deretter de ikke-profesjonelle. Det er antageligvis i denne fasen profesjonelle aktører har en mulighet til å prestere bedre enn markedet under det kommende fallet, ved å være blant de første som kommer seg ut av papirene. Denne dynamikken kan i seg selv utløste den femte og siste fasen, da tilbudspresset øker og presser markedskrysset nedover. Panikk-fasen kan også utløses av hendelser, ofte kan disse hendelsene være av kontrær art til de hendelsene som satte i gang starten på boblen i displacement-fasen. Et eksempel på dette kan være overgangen fra synkende til stigende renter. I panikk-fasen vil prisene rase nedover, ofte i større tempo enn de steg. Det oppstår en panikkartet effekt hvor markedsaktørene ønsker å selge så raskt som mulig «uansett pris». På et tidspunkt i panikk-fasen vil boblen bli reversert fra å være en positiv boble til å bli en negativ boble. Sagt annerledes, prisene vil på et tidspunkt havne under sin fundamentale verdi.

Finansielle bobler kan oppsummeres ved at de oppstår som følge av et svært positivt fremtidshåp som over tid også kan utvikle seg til å bli massemani blant markedsaktørene. Konklusjonen på finansielle bobler må være at de er på grunn av sin fremvekst og natur er irrasjonelle fenomen, og dermed i det minste et unntak fra markedseffisiensteorien, om ikke til og med et direkte motargument. Det er dog alltid lett å se i bakspeilet når man definerer hva som var en boble, også ved bruk av hjelpemidler som Minskys modell. Så spørsmålet gjenstår fortsatt: Til tross for at finansielle bobler er irrasjonelle av natur, klarer profesjonelle aktører å være rasjonelle nok til å unngå dem, eller i det minste begrense eksponeringen mot dem?

3 Metode

Jeg har nå belyst argumenter fra litteraturen som taler både for og imot at en aktiv forvalter kan prestere bedre enn sin indeks under markedsfall. Det er nå naturlig at oppgaven tar for seg faktiske analyser relatert til problemstillingen.

Dette kapittelet gir en beskrivelse av hvilken metode som er anvendt for å analysere problemstillingen, samt bakgrunnen for hvorfor denne metoden ble anvendt. Forfatter har valgt å benytte seg av kvantitativ metode, og kapittelet presenterer videre anvendte modeller, samt fremgangsmåten for å komme frem til disse. Modellene bygger på enkel regresjon (heretter OLS), og kapitlet tar også sikte på å greie ut forutsetningene for OLS, samt mulige konsekvenser for modellene ved brudd på disse. Mulige svakheter ved den metodiske tilnærmingen blir også presentert. Resultatene av analysene presenteres i kapittel 5.

3.1 Grunnmodell

Grunnmodellen som gir utspring til de forskjellige modellene som analyseres er kapitalverdimodellen. Modellen er relativt enkel og tar utgangspunkt i at kapitalverdimodellens forutsetninger holder vann. Til tross for modellens enkle natur er den derfor svært effektiv. Som greid ut i teorikapitlet kan kapitalverdimodellen skrives slik på stokastisk form:

$$(1) E(r_i) - r_f = \alpha_i + \beta_i(E(OSEFX) - r_f) + \varepsilon_i$$

« $E(r_i)$ » defineres her som avkastningen til fondet. « r_f » noterer risikofri rente. « α_i » som er modellens skjæringspunkt blir på grunn av kapitalverdimodellens utforming og modellens natur, definert som alfa. « β_i » vil vise sammenhengen mellom fondets avkastning og markedets avkastning, ergo beta. « $E(OSEFX) - r_f$ » defineres som markedets risikopremie, som vil si markedets avkastning minus risikofri rente. « ε_i » er et stokastisk restledd. Alle variabler er definert på daglig basis.

3.2 Grunnmodell utvidet med dummyvariabel

Grunnmodellen vil gi oss et godt svar på hvordan fondet har prestert for hele perioden ut ifra kapitalverdimodellens forutsetninger, den vil dog ikke være i stand til å skille perioder fra hverandre. Oppgavens hensikt er å analysere hvordan nedgangsperioder påvirker et aktivt forvaltet fond sin prestasjon. For å fange opp denne effekten introduseres en dummyvariabel til modellen:

$$(2) E(r_i) - r_f = \alpha_i + \beta_i(E(OSEFX) - r_f) + \delta_i D + \varepsilon_i$$

« D » betegner en dummyvariabel som tar verdien 1 i perioder definert som markedsfall, og 0 i øvrige perioder. Jeg kommer tilbake til definisjonen for perioder med markedsfall i kapittel 4.3.2. « δ_i » vil fortelle hvilken påvirkning markedsfallene har hatt på fondets avkastning for observert periode. I tråd med effisiensteorien er hypotesen at perioder med markedsfall ikke påvirker fondets evne til å skape meravkastning. Det vil si at H_0 er: $\delta_i = 0$. Alternativ hypotese, følgelig H_1 , blir derfor: $\delta_i \neq 0$. Dersom nullhypotesen ikke forkastes konkluderes det med at nedgangsperioder ikke påvirker et fonds evne til å skape meravkastning. Dette testes enkelt ved en t-test på δ_i .

3.3 Grunnmodell utvidet med ni dummyvariabler

For perioden som blir analysert, januar 1996 til juli 2019 er det identifisert ni nedgangsperioder. Nedgangsperiodene presenteres i kapittel 4.3.2 Modell (2) vil være i stand til å gi en betraktning av hvilken påvirkning nedgangsperioder som fenomen har hatt på et fonds evne til å skape alfa i perioden som blir analysert. Modell (2) vil dog ikke være i stand til å fange opp individuelle forskjeller på nedgangsperiodene. Det er ikke utenkelig at forskjellige nedgangsperioder påvirker aktive forvalteres evne til å skape alfa i forskjellig grad. Det kan derfor være av interesse å introdusere en modell som skiller på nedgangsperiodene, for å se om aktivt forvaltede fond kan prestere bedre under enkelte nedgangsvilkår. En slik modell kan formuleres på denne måten:

$$(3) r_i - r_f = \alpha_i + \beta_i(OSEFX - r_f) + \delta_{i1}D_1 + \delta_{i2}D_2 + \dots + \delta_{ik}D_k + \varepsilon_i$$

Igjen betegner « D » dummyvariabelen som tar verdien 1 under definerte nedgangsperioder, og 0 ellers. « δ » vil også i denne modellen gi en tolkning av nedgangsperiodens påvirkning på

fondets avkastning i perioden, dog spesifisert for hver enkelt periode. Med denne modellen ønsker jeg å teste om det forskjellige nedgangsperioder påvirker et fonds evne til å skape avkastning forskjellig. En naturlig test blir derav en F-test med $H_0: \delta_{i1} = \delta_{i2} \dots = \delta_{ik} = \delta_i$. H_1 blir følgelig: $\delta_{i1} = \delta_{i2} \dots = \delta_{ik} \neq \delta_i$. En F-test gjennomføres ved å beregne en F-verdi for deretter å teste denne opp imot kritiske nivå. Formelen for F-verdi er følgende:

$$F = \frac{(SSR_r - SSR_{ur})/q}{SSR_{ur}/(n - k - 1)}$$

F-test brukes for å teste hvorvidt koeffisientene har lik verdi som hverandre (som vanligvis, men ikke alltid er 0) (Woolridge, 2016).

Også for denne modellen kan det dog gjøres T-tester på hver enkelt koeffisient, for å vurdere signifikansen for hver enkelt periode. H_0 og H_1 følger da samme implikasjoner som foregående delkapittel.

3.4 Grunnmodell kjørt periodevis

Til tross for at modell (2) og (3) gir svar på problemstillingen i hver sin nyanse inneholder de en betydelig svakhet sett opp imot problemstillingens art, kapitalverdimodellens forutsetning og ikke minst hensikten med aktiv forvaltning. Betaverdien holdes både i (2) og (3) konstant, en forutsetning som kanskje kan være ambisiøs. Aktive forvaltere vil søke etter å skape meravkastning, et av verktøyene de har for å klare dette er nettopp å variere risiko, her uttrykt gjennom beta, over tid. Som ett tillegg til modell (2) og (3) kjøres derfor modell (1) enkeltvis på hver enkelt periode som er definert som markedsfall for samtlige fond.

3.5 Empirisk metode

Anvendt metode for analysene er enkel regresjon (OLS). OLS er en metode som minimerer summen av de kvadrerte residualene. OLS er et eksempel på en kvantitativ metode som etterstreber å forklare forholdet mellom en avhengig variabel og én eller flere uavhengige variabler (Woolridge 2016).

OLS på sin standardform kan uttrykkes slik:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon$$

«y» representerer her den avhengige variabelen, altså variabelen som i ligningen er avhengig av resultatet til de uavhengige variablene. « β_0 » er konstantleddet som gir et uttrykk for hvilken verdi den avhengige variabelen vil ta gitt at de uavhengige variablene holdes lik 0. « β_1 » er koeffisienten til den uavhengige variabelen som uttrykker størrelsesforholdet den uavhengige variabelen har av påvirkning på den avhengige variabelen. «x» er den uavhengige variabelen som man i ligningen prøver å estimere hvilken effekt den har på den avhengige variabelen, i analysene vil det i modell (2) og (3) forekomme mer enn én uavhengig variabel. « ε » er et stokastisk restledd som plukker opp påvirkningen på den avhengige variabelen som den uavhengige variabelen ikke redegjør for (Woolridge 2016). En observant leser vil observere at både modell (1), (2) og (3) er skrevet på stokastisk lineær form, ergo er disse modellene formulert til å analyseres ved bruk av OLS.

Under visse forutsetninger vil OLS gi forventningsrette konsistente anslag på modellens ukjente parametere. Disse forutsetningene utgjør Gauss-Markov forutsetningene for OLS. Woolridge (2016) definerer følgende fem Gauss-Markov forutsetninger:

- (i) Linearitet i parameterne
- (ii) Tilfeldig utvalg av data
- (iii) Ikke perfekt korrelasjon innad i forklaringsvariablene
- (iv) $E(\varepsilon_i|X) = 0$ (Forklaringsvariablene er ukorrelert med restleddet)
- (v) $Var(\varepsilon|X) = \sigma^2$ (Homoskedastisitet)

I tillegg gjelder kravet om fravær av seriekorrelasjon i restleddet:

$$cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}|X) = 0$$

Seriekorrelasjon innebærer at restleddet for den avhengige variabelen på tidspunkt t er ukorrelert med restleddet for den avhengige variabelen på tidspunkt s.

Normalfordelte feilledd vil videre sikre at t-tester og f-tester kan gjennomføres. (iv) representerer en forutsetning om at restleddet er ukorrelert med forklaringsvariablene. Et brudd på denne forutsetningen vil føre til at estimatorene for de uavhengige variablene blir skjeve. En relevant årsak til brudd på (iv) kan være relevante utelatte variabler, hvis innflytelsen fra variablene som ikke er spesifisert i modellen er korrelert med

forklaringsvariablene så vil ikke OLS gi riktig anslag for de ukjente parameterne.

Forutsetning (V) kvantifiserer kravet om homoskedastisitet, sagt annerledes – restleddet har konstant varians.

For å sikre at forutsetningene opprettholdes testes disse i Stata ved hjelp av følgende tester:

Breusch-Pagan (for heteroskedastisitet)

Heteroskedastisitet er et brudd på Gaus-Markov forutsetningene. Heteroskedastisitet oppstår når standardavvikene til en predikert variabel ikke har konstant varians. En av konsekvensene ved heteroskedastisitet er feilberegnete standardfeil. Feilberegnete standardfeil kan videre føre til ukorrekte t-tester. En løsning på heteroskedastisitet er å anvende robuste standardfeil.

For å gjennomføre en Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet estimeres først modellen ved hjelp av OLS, dette gir oss de kvadrerte restleddene, \hat{u}^2 (én for hver observasjon). Deretter kjøres en lineær regresjon på de kvadrerte restleddene, dette gir oss $R_{\hat{u}^2}^2$. Kjør deretter en F-test eller en LM-test, dersom p-verdien fra denne testen er under signifikansnivået forkastes nullhypotesen om homoskedastisitet (Woolridge 2016). I oppgaven gjennomføres Breusch-Pagan testen ved hjelp av Stata. Da brukes følgende kommando: «estat hetttest» på samtlige uavhengige variabler.

Durbin-Watson (for seriekorrelasjon)

Durbin-Watson test for seriekorrelasjon under klassiske forutsetninger formuleres slik (Woolridge, 2016):

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

Intuisjonen er at dersom restleddet er seriekorrelert har man en avhengighet mellom residualene på ulike tidspunkter. I oppgaven gjennomføres testen ved hjelp av Stata. Da brukes følgende kommando: «estat dwatson». Testkoeffisienten testes mot en øvre og nedre grense definert av antall forklaringsvariabler og observasjoner. Utfallet av testen er ikke kun binær, den kan også gi et ubestemt resultat.

Shapiro-Wilk test (for normalfordelte residualer)

Shapiro-Wilk test uttrykkes matematisk slik (Shapiro og Wilks, 1965):

$$W = \frac{(\sum_{i=1}^n a_i x_{(i)})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Her noterer $x_{(i)}$ det i'nte minste tallet i utvalget. \bar{x} noterer gjennomsnittet for utvalget. Distribusjonen for testen utledes av Monte Carlo simuleringer. Nullhypotesen er at populasjonen er normalfordelt, og testes ved en t-test hvor $W > p$ fører til forkastning. I oppgaven gjennomføres testen ved hjelp av Stata. Da brukes følgende kommando: «swilk». Shapiro-Wilk brukes i utgangspunktet kun for populasjoner med $n < 2000$. Til tross for at observasjonene i analysene er av en betydelig større størrelse gjennomføres likefullt testen. Plott av populasjonen vil dog også vektlegges i drøftingen om hvorvidt populasjonen er normalfordelt.

3.6 Svakheter ved modellen

Den mest åpenbare svakheten til modellen som ironisk nok også skiller seg ut som modellens fremste styrke, er at den er basert på kapitalverdimodellen. En modell som krever et stort antall forutsetninger som ikke nødvendigvis gjør seg gjeldende i den virkelige verden. Blant forutsetningene som fremstår mest urimelige stikker «ingen transaksjonskostnader» og «fri finansiering» seg ut. Det er naturlig å tro at større fondsforvaltere har tilgang til relativt billige transaksjoner sammenlignet med ikke-profesjonelle investorer, men en kostnad eksisterer allikevel i form av spredninger i kjøps og salgskurs. Fri finansiering er en forutsetning som direkte ikke er gjeldende da aktivt forvaltede norske UCITS fond ikke har tilgang til å låne ut penger eller låne penger.

Riktignok tilfredsstillende UCITS-regelverket kapitalverdimodellens krav til god diversifisering, samt at markedets portefølje her også er definert etter UCITS-regelverk. Forutsetningen om at markedsaktørene holder en lik portefølje som markedet er dog kontraintuitivt da aktive forvaltere forsøker å oppnå meravkastning nettopp ved å differensiere fra indeks. Det er dog her muligheten og definisjonen for alfa oppstår. En viktig bemerkelse ved kapitalverdimodellen er at den også bygger på forutsetningene om effisiensteoriens antagelse om perfekt informasjon, som drøftet i teori-kapittelet er dette kun sant i varierende grad, og

det er også en forutsetning at markedet ikke innehar perfekt informasjon til enhver tid for at oppgavens art ikke skal være selvsagt. Bunnlinjen er at regresjonsmodellen på godt og på vondt bygger kapitalverdimodellens forutsetninger, disse trenger ikke å være perfekt gjeldende i den virkelige verden.

Metodikken anvendt for å analysere problemstillingen er utelukkende kvantitativ. Kvantitativ metode har sin styrke i at det gir konkrete svar på det modellen spør om. Svarene en kvantitativ modell gir er dog kun så god som modellen er bygd. På grunn av problemstillingen og modellens art gir denne oppgaven ingen innsikt i hva som kvalitativt ligger bak analysenes svar, vi kan kun konkludere med hva som blir besvart, men ikke årsaken bak det. At aktivt forvaltede fond systematisk greier, eller ikke greier å overprestere i forhold til fondsindeksen gir modellen et godt svar på. Hvorfor det er slik blir dog ikke besvart. En nedgangsperiode kan heller ikke defineres som en nedgangsperiode i form av tidens natur. Periodene som blir analysert har alle sine forskjellige utløsende årsaker, alt fra fall i råvarepriser, overprisede sektorer, realøkonomiske faktorer og så videre. En videre og viktig implikasjon av dette er at analysenes funn ikke på noen som helst måte kan tolkes som prediktiv for fremtidige nedgangsperioder. Analysene begrenses til hvordan norske aktivt forvaltede aksjefond har prestert i forhold til fondsindeksen med utgangspunkt i kapitalverdimodellens definisjon på prestasjon.

4 Data

For å kunne gi et godt svar på oppgavens spørsmål er det essensielt å innhente gode og reliable data. I dette kapitlet skal jeg belyse hvilken type data som blir anvendt i analysene for å besvare oppgavens spørsmål. Kapitlet skal i tillegg gi en oversikt over prosessen for innhenting og behandlingen av anvendt data. Det vil gis en kort beskrivelse av bakgrunnen for valgte data, samt en drøfting av styrker og svakheter ved datasettet.

4.1 Beskrivelse av anvendt data

Oppgaven har som hensikt å undersøke om aktivt forvaltede fond i Norge systematisk evner å prestere bedre i nedgangstider. Et aktivt forvaltet fond defineres her som fond underlagt UCITS-regelverket, med et mandat som tilsvarer 100% aksjeeksponering geografisk allokert til Norge. Videre må fondet ha et aktivt forvaltningsmandat, altså at fondet søker å levere avkastning utover markedsavkastningen. Datasettet baserer seg derfor på kurser for norske aktivt forvaltede fond, samt Oslo Børs sin fondsindeks (OSEFX). Fondsindeksen er valgt som indeks da denne etter forfatters mening gir et mer nøytralt og objektivt sammenligningsgrunnlag. Forskjellen på OSEFX og Oslo Børs som helhet er at fondsindeksen er justert etter UCITS-regelverket. I praksis vil dette si at indeksen ikke tolerer at et enkeltstående verdipapir overstiger 10% vektning av total indeks, og verdipapirer som overstiger 5% vektning av total indeks, må ikke overstige 40% vektning av total indeks samlet sett (Oslo Børs, 2020).

Observasjonene strekker seg fra januar 1996 til juli 2019. Det er dog ikke like lang tidshistorikk for alle fondene anvendt i analysen. Det er totalt gjort analyser på 9 fond.

4.1.1 Presentasjon av fondene

I utvelgelsen av hvilke fond som skulle anvendes i analysen har jeg lagt vekt på at majoriteten av de større aktørene i norsk finans skulle være representert. Videre var det et ønske å anvende fondene med lengst mulig historikk for å få tilstrekkelig med datapunkter og nedgangsperioder å analysere. Selv om det basert på disse kriteriene aldri ble en problemstilling, så var det også interessant å betrakte fond av en viss størrelse for å sikre relevans. Størrelseskriterium ble satt til en minimumsforvaltningskapital på kr 500 MNOK. Alle de analyserte fondene overgår dette med god margin. I de tidlige fasene av datasorteringen ble Morningstar anvendt som søkemotor for å filtrere frem norske aktivt forvaltede fond. Etter en utvelgelse av ni fond basert på en vektning av de nevnte kriteriene ble datapunktene for disse fondene hentet fra programvaren Titlon.

Storebrand Norge

Storebrand Norge er et aktivt forvaltet aksjefond med norsk mandat i henhold til UCITS regelverket. Det ble opprettet i 1983 og forvaltes i dag av Fredrik Thoresen. Fondet har en maksimal kjøps og salgs avgift på 0,20% og et løpende årlig forvaltningshonorar på 1,50%. I denne oppgaven analyseres data fra januar 1996 til juli 2019, det vil si at totalt 5 742 datapunkter blir analysert i denne oppgaven. Dataene er hentet fra programvaren Titlon. (Morningstar, 2020)

Alfred Berg Gambak

Alfred Berg Gambak er et aktivt forvaltet aksjefond med norsk mandat i henhold til UCITS regelverket. Fondet ble opprettet i 1990, og forvaltes av Leif Eriksrød. Fondet har kun et løpende årlig forvaltningshonorar på 2,00%. I denne oppgaven analyseres data for fondet fra januar 1996 til juli 2019, det vil si at totalt 5 742 datapunkter blir analysert i denne oppgaven. Dataene er hentet fra programvaren Titlon. (Morningstar, 2020)

Danske Invest Norge II

Danske Invest Norge II er et aktivt forvaltet aksjefond med norsk mandat i henhold til UCITS regelverket. Fondet ble opprettet i 1994, og forvaltes av Håkon Persen Søderstrøm og Lars Erik Moen. Fondet har en maksimal kjøpsavgift på 1,50%, en maksimal salgsavgift på 0,30% og en årlig forvaltningskostnad på 1,25%. I denne oppgaven analyseres data for fondet fra januar 1996 til juli 2019, det vil si at totalt 5 742 datapunkter blir analysert i denne oppgaven. Dataene er hentet fra programvaren Titlon. (Morningstar, 2020)

Nordea Avkastning

Nordea Avkastning er et aktivt forvaltet aksjefond med norsk mandat i henhold til UCITS regelverket. Fondet ble opprettet i 1981, og forvaltes av Jakob Vossgård. Fondet har en maksimal kjøpsavgift på 1,00%, en maksimal salgsavgift på 0,20% og en løpende årlig forvaltningskostnad på 1,51%. I denne oppgaven analyseres data for fondet fra januar 1996 til juli 2019, det vil si at totalt 5 742 datapunkter blir analysert i denne oppgaven. Dataene er hentet fra programvaren Titlon. (Morningstar, 2020)

DNB Norge Selektiv

DNB Norge Selektiv er et aktivt forvaltet aksjefond med norsk mandat i henhold til UCITS regelverket. Fondet ble opprettet i 1994, og forvaltes av Dag Hammer. Fondet har en løpende årlig forvaltningskostnad på 1,41%. I denne oppgaven analyseres data for fondet fra april 1996 til juli 2019, det vil si at totalt 5 665 datapunkter blir analysert i denne oppgaven. Dataene er hentet fra programvaren Titlon. (Morningstar, 2020)

KLP AksjeNorge

KLP AksjeNorge er et aktivt forvaltet aksjefond med norsk mandat i henhold til UCITS regelverket. Fondet ble opprettet i 1999, og forvaltes av Jon Harald Henriksen, Niklas Hallberg og Synnøve Gjønnnes. Fondet har en løpende årlig forvaltningskostnad på 0,75%. I denne oppgaven analyseres data for fondet fra mars 1999 til juli 2019, det vil si at totalt 4 981 datapunkter blir analysert i denne oppgaven. Dataene er hentet fra programvaren Titlon. (Morningstar, 2020)

Holberg Norge

Holberg Norge er et aktivt forvaltet aksjefond med norsk mandat i henhold til UCITS regelverket. Fondet ble opprettet i 2000, og forvaltes av Robert Lie Olsen og Jørgen Müller. Fondet har en løpende årlig forvaltningskostnad på 1,50%. I denne oppgaven analyseres data for fondet fra januar 2001 til juli 2019, det vil si at totalt 4 564 datapunkter blir analysert i denne oppgaven. Dataene er hentet fra programvaren Titlon. (Morningstar, 2020)

Fondsfinans Norge

Fondsfinans Norge er et aktivt forvaltet aksjefond med norsk mandat i henhold til UCITS regelverket. Fondet ble opprettet i 2002, og forvaltes av Tor Thorsen, Arne Simensen og Harald Berge. Fondet har en løpende årlig forvaltningskostnad på 1,00%. I denne oppgaven

analyseres data for fondet fra desember 2002 til juli 2019, det vil si at totalt 4 095 datapunkter blir analysert i denne oppgaven. Dataene er hentet fra programvaren Titlon. (Morningstar, 2020)

Eika Norge

Eika Norge er et aktivt forvaltet aksjefond med norsk mandat i henhold til UCITS regelverket. Fondet ble opprettet i 2003, og forvaltes av Knut Gjellestad. Fondet har et maksimalt tegningsgebyr på 2,00%, en maksimal salgavgift på 0,50% og en løpende årlig forvaltningskostnad på 1,50%. I denne oppgaven analyseres data for fondet fra september 2003 til juli 2019, det vil si at totalt 3 922 datapunkter blir analysert i denne oppgaven. Dataene er hentet fra programvaren Titlon. (Morningstar, 2020)

4.2 Avhengig variabel

Avhengig variabel for samtlige av modellene defineres som ett av ovennevntes fond sin daglige avkastning minus risikofri rente på daglige basis:

$$r_i - r_f$$

Valget av daglige avkastningstall er basert på ønsket om å ha flest mulige datapunkter for de relevante nedgangsperiodene. En transformering til ukentlige eller månedlige avkastningstall ville drastisk redusert oppgavens datamateriale. Daglig avkastning for fondene beregnes ved hjelp av enkel beregning for avkastning:

$$r_i = \frac{P_2 - P_1}{P_1}$$

I denne formelen noterer « r » avkastning, « P_2 » noterer kursen på tidspunkt 2 og « P_1 » noterer kursen på tidspunkt 1. Operasjonen gjentas deretter for alle datopunktene i datasettet. Som nevnt er samtlige datapunkter for fondskursene hentet ved hjelp av programvaren Titlon.

Som et estimat på risikofri brukes som nevnt tidligere, norske 10-årige statsobligasjoner. Disse observasjonene ble lastet ned med daglige punkter, dog med årlige renter. Datapunktene ble lastet direkte ned fra Norges Bank sine hjemmesider. Det var for analysens del derav nødvendig å transformere de til daglige beregninger. Følgende formel anvendes til formålet:

$$r_D = (1 + r_A)^{\frac{1}{365}} - 1$$

Her noterer « r_D » daglig avkastning og « r_A » årlig avkastning. Risikofri rente inngår som et ledd av kapitalverdimodellen som også er grunnlaget for anvendt regresjons modell. Bruken av 10-årige statsobligasjoner med tilhørende transformering til daglig rente gir et godt estimat av hvilket risikofritt alternativt investorer i det norske markedet har.

Alt av data er behandlet og analysert med programvaren Microsoft Excel og Stata. Det eksisterte noen avvik mellom fondene med hensyn til datoer for rapportering, en gjennomgående problemstilling i sorteringen av datasettet var at ikke alle fond hadde data for alle dato-punkter OSEFX leverte data for. Avvikene var dog sporadiske og små relativt sett. Dette ble løst med en manuell paring av alle kurser for fond og OSEFX slik at alle datapunkter hadde lik dato. Denne sorteringen var nødvendig for å kunne gjennomføre analysene.

4.3 Forklaringsvariabler

4.3.1 Referanseindeks

Anvendt referanseindeks i oppgaven er OSEFX. Samtlige av benyttede fond er underlagt UCITS-regelverket. Et regelverk som langt på vei legger føringer for hvordan fondet kan handle verdipapirer. En av føringene som er mest avgjørende for et fonds posisjonering er regelen om at fondet til enhver tid kan ha maks 10% allokering mot et selskap, videre kan fondet ha maks fire selskap som har en slik allokering. Fondet kan videre ha maksimal tolv selskaper med maksimal allokering på 5% per selskap. Det vil si at det til enhver til eksisterer en minimumsbeholdning på 16 selskaper i et aksjefond underlagt UCITS-regelverket (Europaparlamentets rådsdirektiv 2009/65/EF, 2009). Dette har åpenbare implikasjoner, da et reelt aksjemarked, i dette tilfellet Oslo Børs, ofte vil avvike fra disse reglene. Eksempelvis kan det nevnes at Equinor sin markedsverdi i skrivende stund utgjør 15% av Oslo børs.

På bakgrunn av UCITS-regelverket hadde det etter mitt skjønn ikke vært riktig å anvende Oslo Børs sin helhetlige avkastning som referanseindeks. Som referanseindeks benyttes derfor fondsindeksen OSEFX som er justert til å gjenspeile UCITS-regelverket. Kurser for OSEFX i oppgaven strekker seg over hele den analyserte perioden januar 1996 til juli 2019. Samtlige kurser er hentet fra programvaren Titlon.

4.3.2 Dummy for markedtsfall

Analysens hensikt er å avdekke om norske aktivt forvaltede fond greier å overprestere i forhold til OSEFX i nedgangsperioder. Nedgangsperioder er i denne oppgaven definert som fall større enn 10% innenfor en 50-dagers periode. Grensen for antall handelsdager i perioden med fall, er satt for å sikre tilstrekkelig med datapunkter til analysen. Etter denne filtreringen gjenstår 9 perioder i perioden januar 1996 til juli 2019 som blir anvendt for analysen.

Følgende perioder er valgt ut:

	Start	Slutt	Topp	Bunn	Fall	Antall observasjoner
1	21.10.1997	12.01.1998	196,79	162,3	17,53 %	52
2	13.05.1998	08.10.1998	201,6857479	102,158411	49,35 %	98
3	14.09.2000	21.09.2001	233,4221267	134,11	42,55 %	239
4	03.04.2002	25.02.2003	181,41	98,07	45,94 %	218
5	23.07.2007	21.11.2008	529,24	172,01	67,50 %	333
6	14.02.2011	04.10.2011	452,38	304,35	32,72 %	160
7	23.06.2014	16.10.2014	606,6911399	516,37574	14,89 %	82
8	15.04.2015	11.02.2016	641,7132138	544,157408	15,20%	206
9	02.10.2018	27.12.2018	912,9069869	759,50356	16,80 %	59

Tabell 1 – Oversikt over nedgangsperiodene

I analysene benyttes dummy-variabler i modell (2) og (3). I modell (2) brukes kun én enkeltstående dummyvariabel som betegner tallet 1 under perioder definert som markedtsfall og 0 i øvrige perioder. Dummy-variabelen tjener her sin hensikt ved å gi et bilde på hvor mye nedgangsperioder har påvirket et fonds prestasjoner. I modell (3) benyttes det ni dummy-variabler hvor hver dummy-variabel er knyttet til sin unike nedgangsperiode. Det vil si at hver av de ni dummyvariablene defineres som «1» i sin respektive nedgangsperiode, og «0» ellers. Ved en slik inndeling får man synliggjort de enkelte krisene sine effekter på fondets prestasjon, og kan dermed nyansere forskjellene på de enkelte periodene.

4.4 Deskriptiv statistikk for variablene

	OSEFX	ABG	DI N II	DNB NS	EN	FFN	HN	KLP AN	NA	SN
Annualisert avkastning	9,46 %	12,82 %	10,26 %	9,63 %	11,22 %	15,81 %	9,92 %	9,57 %	9,00 %	9,27 %
Akkumulert avkastning	735 %	1599 %	891 %	743 %	437 %	1032 %	475 %	539 %	658 %	703 %
Beta for hele perioden	1,00	0,85	0,93	0,97	0,84	0,92	0,73	0,89	0,91	0,95
Standardavvik (månedlig)	6,3 %	7,0 %	6,2 %	6,5 %	5,8 %	6,2 %	6,0 %	6,2 %	6,1 %	6,2 %
Standardavvik (årlig)	28,9 %	35,2 %	29,0 %	29,0 %	31,1 %	28,5 %	34,4 %	29,7 %	28,9 %	29,3 %
Antall observasjoner datasett	5856	5871	5885	5858	3976	4164	4643	5074	5904	5904
Antall observasjoner i analyser	5596	5596	5596	5521	3802	3971	4432	4836	5596	5596
Antall år med data	23,49	23,49	23,49	23,19	15,81	16,53	18,50	20,29	23,49	23,49

Tabell 2 – Deskriptiv statistikk for variablene

Av hensyn til tabellens format er det her brukt forkortelser på fondene, forkortelsene noterer følgende:

ABG: Alfred Berg Gambak

DI N II: Danske Invest Norge II

DNB NS: DNB Norge Selektiv

EN: Eika Norge

FFN: Fondsfinans Norge

HN: Holberg Norge

KLP AN: KLP AksjeNorge

NA: Nordea Avkastning

SN: Storebrand Norge

Konklusjonen som umiddelbart kan trekkes er at samtlige fond med unntak av Nordea Avkastning og Storebrand Norge har levert bedre avkastning enn OSEFX for perioden. Holberg Norge skiller seg ut som det fondet som har lavest beta. Storebrand Norge og DNB Norge Selektiv må kunne sies å ha svært indekxnære bevegelser med betaverdier tilnærmet lik 1. Fondet som utmerker seg mest er Alfred Berg Gambak med en gjennomsnittlig årlig meravkastning på 3,36 prosentpoeng for perioden. Det er verdt å merke seg at sammenligningen i den deskriptive statistikken ikke blir helt rettfærdig da det er noe avvik periode for datamateriale for fondene. Fondsfinans Norge skiller seg ut som fondet med høyest årlig avkastning for perioden, det har dog betydelig mindre historikk enn for eksempel Alfred Berg Gambak, og det blir derfor vanskelig å sammenligne dem for periodene sett under ett. Alfred Berg Gambak og Fondsfinans Norge er også de aktørene som skiller seg ut

med tanke på standardavvik. Med årlige standardavvik på henholdsvis 35,2% og 34,4% ligger de relativt betydelig høyere enn de andre. Dette er dog å forvente da disse fondene også er de som har levert best avkastning. Samtlige fond må kunne sies å ha tilstrekkelig med datapunkter. Det er dog slik at ikke samtlige av fondene har historikk for alle nedgangsperiodene som bli analysert. Dette blir kommentert nærmere i resultatkapitlet.

4.5 Styrker og svakheter ved datasettet

Anvendt data er hentet fra Titlon og Norges Bank. Begge disse datakildene vurderes til å være kilder av høy kvalitet. Det er også foretatt stikkprøver av datapunktene hentet fra Titlon, disse stikkprøvene ble sjekket opp mot Morningstar sitt fondsregister. Samtlige av stikkprøvene viste ingen avvik, dette styrker datasettet. En total vurdering av anvendte datakilder i kombinasjon med kontrollstudier fra annen kilde av kvalitet tyder på at datasettet innehar høy reliabilitet.

Datasettene fanger opp daglige kurser for aktivt forvaltede fond, OSEFX og det som oppgaven definerer som risikofri rente, over en periode på 23,5 år. Dette fanger opp 9 nedgangsperioder som tilfredsstillende kriteriene, alle utløst av forskjellige faktorer. Dette gir en mulighet til å analysere aktive forvalteres atferd under forskjellige nedadgående markedsklima. Videre er majoriteten av de ledende aktørene i norsk finans representert, datasettet må derav påstås å inneholde et godt og representativt mangfold av aktive norske forvaltere.

Som nevnt tidligere var det noe mangler i datasettet, manglene var tilfeldige, og gikk utelukkende på manglende fondskurser for dager det eksisterer kursstatistikk for OSEFX. Til tross for at disse manglene var sporadiske og små målt mot det totale datasettet er dette likevel en svakhet da disse dato-punktene måtte elimineres fra analysegrunnlaget. En annen åpenbar, og kanskje også den største svakheten med datasettet er at forfatter er prisgitt at samtlige av fondskursene har korrekt rapportert dato. I et tilfelle hvor Titlon eksempelvis registrerer fondskurser med én dags lagg vil det skape en skjevhet for hele datasettet. Videre ble kontroller for skjevhet i datasettet gjennomført ved bruk av korrelasjonsanalyser av daglige avkastningstall for fondene målt mot OSEFX, det forventes åpenbart en høy korrelasjon, ergo vil mulige skjevheter da komme til syne. Det forventes også en lineær sammenheng i datasettet. Avslutningsvis er det på sin plass å nevne at til tross for at datasettet

utelukkende er hentet fra det som defineres som troverdige kilder, er dette like fullt sekundærdata, en svakhet i seg selv.

5 Empiriske resultater

I dette kapittelet vil resultatene fra analysene blir presentert. Av hensyn til tabellenes utforming brukes stadig forkortelser på fondsnavnene. Jeg minner om disse forkortelsene én gang til:

ABG: Alfred Berg Gambak

DI N II: Danske Invest Norge II

DNB NS: DNB Norge Selektiv

EN: Eika Norge

FFN: Fondsfinans Norge

HN: Holberg Norge

KLP AN: KLP AksjeNorge

NA: Nordea Avkastning

SN: Storebrand Norge

Som påpekt tidligere i oppgaven har de forskjellige fondene forskjellig historikk. Legg merke til at DNB Norge Selektiv, Eika Norge, Fondsfinans Norge, Holberg Norge og KLP AksjeNorge har kortere historikk enn Alfred Berg Gambak, Storebrand Norge, DI Norge Invest II og Nordea Avkastning. Alle fondene har likevel tilstrekkelig datapunkter til å gi et godt analysegrunnlag. Denne differansen i datapunkter vil gjøre seg gjeldende for alle analysene. En observant leser vil også legge merke til at det er avvik i observasjonene benyttet i analysene kontra i den deskriptive statistikken. Årsaken til denne differansen er dato-paring for observasjonene benyttet i analysene.

5.1 Grunnmodell

Grunnmodellen benyttes i analysene for å gi svar på hvordan fondene har prestert for perioden for datasettet, uavhengig av markedssituasjonen. Betaverdiene er forholdsvis like som vist ved den deskriptive statistikken. Her uttrykt som koeffisient for «OSEFXRf». Til tross for at syv forvaltere hadde levert meravkastning for perioden per den deskriptive analysen, er det kun to forvaltere som kan vise til signifikant alfa. Her uttrykt som koeffisient for «Constant».

$$(1) r_i - r_f = \alpha_i + \beta_i(OSEFX - r_f) + \varepsilon_i$$

	(1)	(2)	(3)	(4)	
	ABG	SBN	DINII	NA	
VARIABLES					
OSEFXRf	0.85043*** (0.00979)	0.96400*** (0.00374)	0.93571*** (0.00604)	0.92512*** (0.00529)	
Constant	0.00016** (0.00008)	-0.00000 (0.00003)	0.00004 (0.00005)	-0.00000 (0.00004)	
Observations	5,596	5,596	5,596	5,596	
R-squared	0.798	0.970	0.941	0.955	
Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					
	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	DNBNS	EN	FFN	HN	KLPAN
VARIABLES					
OSEFXRf	0.98006*** (0.00352)	0.84495*** (0.00610)	0.92131*** (0.00478)	0.74566*** (0.00774)	0.91032*** (0.00542)
Constant	0.00002 (0.00005)	0.00004 (0.00006)	0.00014** (0.00007)	0.00011 (0.00008)	0.00004 (0.00005)
Observations	5,521	3,802	3,971	4,432	4,836
R-squared	0.933	0.913	0.903	0.827	0.944
Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					

Tabell 3 – Regresjonsresultat for grunnmodellen for hele perioden

Alfred Berg Gambak og Fondsfinans Norge er de eneste forvalterne som har levert en signifikant alfa for perioden, begge på 5% nivået. Det var også disse forvalterne som skilte seg ut på avkastning per den deskriptive analysen. Alfa er her definert på daglig basis, ved å multiplisere koeffisienten til «Constant» med 100 sier analysen i praksis at Alfred Berg Gambak gir en statistisk signifikant daglig alfa på 0,016%. Fondsfinans Norge gir en statistisk signifikant daglig alfa på 0,014%.

5.2 Grunnmodell utvidet med én dummyvariabel

Ved å inkludere én dummyvariabel for markedsfall kan man isolere effekten perioder med markedsfall har hatt på en forvaltes evne til å skape alfa. Analysene gir også et uttrykk for forvalternes evne til å skape alfa sett bort i fra markedsfall. Koeffisienten til «D0» representerer forskjellen i alfa i perioder med markedsfall og øvrige perioder. Dersom koeffisienten til «D0» er negativ betyr det at perioder med markedsfall gir lavere alfa enn øvrige perioder. Koeffisienten til «constant» gir nå et uttrykk for forvalternes alfa i flate perioder eller oppgangsperioder isolert. Et av de mest iøynefallende resultatene analysen gir er at ingen av de ni forvalterne har levert positiv daglig alfa under markedsfall. Sagt annerledes, ved T-test forkastes ikke $H_0: \delta_i = 0$ for fire av de ni forvalterne.

$$(2) \quad r_i - r_f = \alpha_i + \beta_i(OSEFX - r_f) + \delta_i D + \varepsilon_i$$

	(1) ABG	(2) SBN	(3) DINII	(4) NA
VARIABLES				
OSEFXRf	0.84725*** (0.00982)	0.96362*** (0.00378)	0.93526*** (0.00609)	0.92419*** (0.00531)
D0	-0.00083*** (0.00020)	-0.00010 (0.00009)	-0.00012 (0.00012)	-0.00024** (0.00011)
Constant	0.00038*** (0.00009)	0.00003 (0.00003)	0.00007 (0.00005)	0.00006 (0.00004)
Observations	5,596	5,596	5,596	5,596
R-squared	0.798	0.970	0.941	0.955

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

	(5) DNBNS	(6) EN	(7) FFN	(8) HN	(9) KLPAN
VARIABLES					
OSEFXRf	0.97977*** (0.00355)	0.84334*** (0.00615)	0.92098*** (0.00481)	0.74311*** (0.00783)	0.90961*** (0.00544)
D0	-0.00008 (0.00012)	-0.00057*** (0.00016)	-0.00011 (0.00017)	-0.00071*** (0.00019)	-0.00020* (0.00011)
Constant	0.00004 (0.00006)	0.00017** (0.00007)	0.00017** (0.00008)	0.00030*** (0.00008)	0.00009* (0.00005)
Observations	5,521	3,802	3,971	4,432	4,836
R-squared	0.933	0.914	0.903	0.827	0.944

Standard errors in parentheses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tabell 4 – Regresjonsresultater for grunnmodellen med én dummyvariabel

Unntaket er Alfred Berg Gambak, Nordea Avkastning, Eika Norge, Holberg Norge og KLP AksjeNorge hvor $H_0: \delta_i = 0$ forkastes. Dog ikke slik disse forvalterne kanskje skulle ønsket. Forkastningen av H_0 er som følge av statistisk signifikant negativ daglig alfa. Alfred Berg Gambak, Eika Norge og Holberg Norge skiller seg spesielt ut med en statistisk signifikant negativ daglig alfa helt nede på 1% nivået. Henholdsvis leverer de en statistisk signifikant daglig alfa på -0,083%, -0,057% og -0,071%.

«Constant» vil nå gi et uttrykk for en forvalters alfa når man utelukkende analyserer oppgangsperioder. Sammenlignet med resultatene fra modell (1) kan man nå se at Eika Norge, Holberg Norge og KLP AksjeNorge også leverer statistisk signifikant positiv daglig alfa, dette er dog gitt at nedgangsperiodene holdes utenfor. Det bør noteres at KLP AksjeNorge sin daglige positive alfa kun er signifikant på 10% nivået. Intuisjonen må da være at disse forvalternes avkastningsprestasjoner relativt til indeks i stor grad stammer fra oppgangsperioder i markedet. En interessant observasjon som fungerer som et motstykke til anekdoten om at «aktivt forvaltede fond kan unngå finansielle bobler innad i en indeks som passivt forvaltede fond er tvunget til å ta en delvis større andel av». Det er dog viktig å notere at ikke alle markedsfall kommer som en følge av en finansiell boble. Dårlige makroforhold eller strukturelle markedsfeil er noen av mange årsaker til at et marked kan oppleve en nedgangsperiode.

5.3 Grunnmodell utvidet med ni dummyvariabler

Ved å gå fra én dummyvariabel som generelt betegner de definerte nedgangsperiodene, til ni dummyvariabel som hver og en betegner sin respektive nedgangsperiode får man et dypere innsyn i hvordan forvalterne har prestert under forskjellige perioder med markedsfall. Det er viktig å påpeke at oppgavens omfang ikke vil omhandle en dypere analyse av hver enkelt periode ved å prøve å forklare hvorfor forvalterne eventuelt presterte annerledes under gitte nedgangsperioder. Minner om nedgangsperiodene er definert som følger:

	Start	Slutt	Topp	Bunn	Fall	Antall observasjoner
1	21.10.1997	12.01.1998	196,79	162,3	17,53 %	52
2	13.05.1998	08.10.1998	201,6857479	102,158411	49,35 %	98
3	14.09.2000	21.09.2001	233,4221267	134,11	42,55 %	239
4	03.04.2002	25.02.2003	181,41	98,07	45,94 %	218
5	23.07.2007	21.11.2008	529,24	172,01	67,50 %	333
6	14.02.2011	04.10.2011	452,38	304,35	32,72 %	160
7	23.06.2014	16.10.2014	606,6911399	516,37574	14,89 %	82
8	15.04.2015	11.02.2016	641,7132138	544,157408	15,20%	206
9	02.10.2018	27.12.2018	912,9069869	759,50356	16,80 %	59

Tabell 1 – Oversikt over nedgangsperiodene

Som nevnt tidligere har ikke samtlige forvaltere datapunkter for alle nedgangsperiodene.

Dette kommer også tydelig frem i resultatet fra analysen.

$$(3) \quad r_i - r_f = \alpha_i + \beta_i(OSEFX - r_f) + \delta_{i1}D_1 + \delta_{i2}D_2 + \dots + \delta_{ik}D_k + \varepsilon_i$$

VARIABLES	(1) ABG	(2) SBN	(3) DINII	(4) NA
OSEFXRf	0.84683*** (0.00981)	0.96362*** (0.00378)	0.93487*** (0.00611)	0.92429*** (0.00527)
D1	-0.00147 (0.00184)	-0.00028 (0.00105)	-0.00062 (0.00179)	-0.00011 (0.00127)
D2	-0.00092 (0.00076)	-0.00004 (0.00034)	-0.00148** (0.00068)	0.00031 (0.00053)
D3	-0.00099* (0.00051)	-0.00037** (0.00018)	0.00006 (0.00020)	-0.00028 (0.00018)
D4	-0.00135*** (0.00047)	-0.00021 (0.00016)	-0.00009 (0.00020)	-0.00059** (0.00027)
D5	-0.00083** (0.00040)	-0.00003 (0.00015)	0.00022 (0.00026)	-0.00018 (0.00015)
D6	-0.00114*** (0.00037)	-0.00005 (0.00012)	-0.00018 (0.00017)	-0.00017 (0.00016)
D7	0.00014 (0.00035)	0.00019 (0.00023)	-0.00005 (0.00018)	-0.00033* (0.00017)
D8	0.00021	-0.00002	-0.00007	-0.00006

	(0.00033)	(0.00026)	(0.00015)	(0.00031)
D9	-0.00166***	0.00028	-0.00009	-0.00086
	(0.00054)	(0.00033)	(0.00032)	(0.00061)
Constant	0.00038***	0.00003	0.00008	0.00006
	(0.00009)	(0.00003)	(0.00005)	(0.00004)
Prob > F	0,0001***	0,61	0,61	0,14
Observations	5,596	5,596	5,596	5,596
R-squared	0.799	0.970	0.941	0.955

	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
VARIABLES	DNBNS	EN	FFN	HN	KLPAN
OSEFXRf	0.98005***	0.84323***	0.92109***	0.74307***	0.90958***
	(0.00560)	(0.00614)	(0.00626)	(0.00783)	(0.00544)
D1	-0.00081				
	(0.00115)				
D2	0.00067				
	(0.00053)				
D3	-0.00040			-0.00074	-0.00020
	(0.00032)			(0.00063)	(0.00028)
D4	-0.00043		-0.00000	-0.00060	-0.00021
	(0.00040)		(0.00113)	(0.00038)	(0.00025)
D5	0.00036	-0.00044	0.00025	-0.00058	-0.00008
	(0.00024)	(0.00029)	(0.00026)	(0.00038)	(0.00027)
D6	0.00050**	-0.00116***	-0.00028	-0.00121***	-0.00026
	(0.00022)	(0.00040)	(0.00037)	(0.00037)	(0.00019)
D7	-0.00022	-0.00056**	-0.00011	-0.00085**	-0.00005
	(0.00023)	(0.00026)	(0.00044)	(0.00035)	(0.00018)
D8	-0.00023	-0.00018	-0.00021	-0.00045	-0.00009
	(0.00022)	(0.00018)	(0.00033)	(0.00033)	(0.00014)
D9	-0.00122***	-0.00105***	-0.00130*	-0.00109*	-0.00117***
	(0.00046)	(0.00039)	(0.00072)	(0.00065)	(0.00035)
Constant	0.00004	0.00017**	0.00017**	0.00030***	0.00009*
	(0.00005)	(0.00007)	(0.00008)	(0.00008)	(0.00005)
Prob > F	0,0084**	0,0013**	0,50	0,002**	0,0572*
Observations	5,521	3,802	3,971	4,432	4,836
R-squared	0.934	0.914	0.904	0.827	0.944

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 5 – Regresjonsresultater for grunnmodellen utvidet med ni dummyvariabler

Noe av det mest bemerkelsesverdige fra denne analysen er at kun ett fond har statistisk signifikant positiv daglig alfa under en nedgangsperiode, og da for kun én periode. DNB Norge Selektiv er den eneste forvalteren som har greid dette, og greide det kun under nedgangsperiode 6. Med en koeffisient på 0,00050 sier dette i praksis at DNB Norge Selektiv

leverte en statistisk signifikant daglig alfa på 0,05%. Nedgangsperiode 6 er en periode hvor flere forvaltere har signifikant alfa. Alfred Berg Gambak, Eika Norge og Holberg Norge hadde også signifikant daglig alfa under nedgangsperiode 6. Deres alfa var dog negativ. Nedgangsperiode 9 skiller seg ut som den perioden hvor flest forvaltere hadde statistisk signifikant alfa. Seks av ni forvaltere leverte en signifikant alfa under denne perioden, dog var samtlige negative. Det er verdt å merke at Fondsfinans Norge og Holberg Norge kun var signifikant på 10% nivået. Videre er det verdt å merke seg at det for samtlige forvaltere eksisterer nedgangsperioder som er mer signifikant enn andre, og samtlige forvaltere med unntak av Fondsfinans Norge har minst én nedgangsperiode med signifikant alfa på minimum 5% nivået.

Ved å kjøre en F-test på hver enkelt forvalter kan man her teste om modell (2) er en gyldig forenkling av modell (3). Altså teste $H_0: \delta_{i1} = \delta_{i2} \dots = \delta_{ik} = \delta_i$. Alternativhypotese vil være at minste en av dummy-koeffisientene er ulik 0. Gjennomføring av F-test viser at modell (2) er en gyldig forenkling for Storebrand Norge, Danske Invest Norge II, Nordea Avkastning, KLP AksjeNorge, Fondsfinans Norge. På disse forvalterne beholdes H_0 på 5% nivået. Modell (2) er dog ikke en gyldig forenkling av modell (3) for Alfred Berg Gambak, Eika Norge, DNB Selektiv, og Holberg Norge, for disse forvalterne forkastes H_0 på 5% nivået. Intuisjonen er at forskjellige typer nedgangsperioder vil påvirke forvalterne i forskjellig type grad. Dette kan være knyttet til de forskjellige forvalternes handelsstrategier, og hvordan deres respektive strategier knyttes opp imot de fundamentale forholdene for markedsfallene. Det kan være greit å notere seg for fremtidig arbeid at slike forskjeller eksisterer. Utskrift av samtlige F-tester ligger i vedlegg (Vedlegg (1)).

5.4 Grunnmodellen kjørt periodevis

Utfordringen med modell (2) og modell (3) er at begge modeller forutsetter en konstant beta for perioden. Det er dog naturlig å tro at en aktiv forvalter vil søke å endre sin indekxnærhet under markedsfall. For å synliggjøre konsekvensen av en aktiv forvalters evne til å variere betaverdien sin kjøres grunnmodellen på samtlige nedgangsperioder for samtlige forvaltere. Dette innebærer totalt 70 regresjoner på følgende form:

$$(1) \quad r_i - r_f = \alpha_i + \beta_i(OSEFX - r_f) + \varepsilon_i$$

Av hensyn til oppgaven legges alle resultatene i tabellform som vedlegg (Vedlegg (2)), men det gis her en kort kommentar for hver enkelt forvalter.

Alfred Berg Gambak

Minner om at Alfred Berg Gambak per den deskriptive statistikken, samt modell (2) og modell (3) har en beta for perioden på omtrent 0,85. Ved å se på de forskjellige betaene for de enkelte periodene finner man et spenn fra 0,72 til 1,35. Med periode 1 som perioden med høyest beta og periode 2 som perioden med lavest beta. To av periodene innehar en beta på 0,84, og jevnt over ser Alfred Berg Gambak ut til å drifte rundt gjennomsnittet på 0,85. Det finnes ingen alfa som er statistisk signifikant på et 5% nivå, men alfa er signifikant på 10% nivå i periode 2 og 6. Begge negativ. Funne er dog ellers relativt like som i modell (3), og det kan derav argumenteres for at Alfred Berg Gambak ikke på en effektiv måte er i stand til å justere indekxnærheten sin til å prestere bedre enn indeks under markedsfall.

Storebrand Norge

Storebrand Norge har per tidligere analyser en gjennomsnittlig betaverdi på 0,96. For de enkelte periodene varierer betaverdien fra 0,88 til 1,16. Periode 4 skiller seg ut som perioden med lavest beta og periode 1 skiller seg ut som perioden med høyest beta. Jevnt over ser betaverdien ut til å drifte rundt gjennomsnittet på 0,96. Det finnes ingen statistisk signifikant alfa på noen nivå. Det kan ut ifra disse funnene argumenteres for at Storebrand Norge ikke på en effektiv måte er i stand til å justere indekxnærheten sin til å prestere bedre enn indeks under markedsfall.

Danske Invest Norge II

Danske Invest Norge II har per de tidligere analysene en gjennomsnittlig betaverdi på 0,93. Ved å kjøre regresjon på de enkelte nedgangsperiodene finner man et spenn på betaverdien fra 0,87 til 1,50. Et spesielt stort spenn. 1,50 skiller seg dog ut som en ekstremverdi, da resterende betaverdier ligger i sjiktet 0,87 til 0,98, med hovedvekt tett på gjennomsnittet på 0,93. Det er periode 1 som skiller seg ut med den høye betaverdien, periode 3 innehar den laveste betaverdien. Heller ikke for Danske Invest Norge II eksisterer det signifikante alfaverdier i periodene. Det kan ut ifra disse funnene argumenteres for at Danske Invest Norge II ikke er i stand til å justere indekxnærheten sin på en effektiv måte for å prestere bedre enn indeks under markedsfall.

Nordea Avkastning

Fra tidligere analyser har man observert at gjennomsnittlig betaverdi for perioden er omtrent 0,92 for Nordea Avkastning. Ved å se på grunnmodellen for hver enkelt periode finner man at betaverdien har variert fra 0,73 til 1,22. Et relativt stort spenn, og det er periode 1 som skiller seg ut med den høyeste betaverdien, og periode 2 som skiller seg ut med den laveste betaverdien. Disse verdiene må begge betraktes som ekstreme da de ligger godt unna snittet. De resterende betaverdiene ligger i sjiktet 0,86 til 1,05 og må kunne sies og drifte tett rundt gjennomsnittet for perioden. Nordea Avkastning leverer statistisk signifikant daglig alfa i to av periodene, periode 2 og periode 3. Begge er dog negativ, periode 3 er kun signifikant på 10% nivået. Dette er et noe kontrært funn til resultatene fra modell (3). Modell (3) viste at Nordea Avkastning har levert positiv men ikke signifikant daglig alfa i periode 2. Funnet fra å kjøre grunnmodellen isolert for periode 2 hincer derfor til at Nordea ikke bare har unngått å justere indekxnærheten til sin fordel, men i tillegg har prestert å levere ytterligere dårligere alfa på grunn av de justeringene de har gjort bort fra indeks.

DNB Norge Selektiv

I de foregående analysene er den gjennomsnittlige betaverdien til DNB Norge Selektiv målt til 0,98. Som kommentert tidligere er dette relativt indekxnært. Ved å kjøre grunnmodellen på hver enkelt periode for forvalteren finner man at betaverdien varierer mellom 0,86 til 1,14. Majoriteten av de estimerte betaverdiene ligger dog på tett på historisk snitt. Kun én periode

kan skilte med statistisk signifikant alfa. I periode 6 leverte DNB Norge Selektiv en statistisk signifikant daglig alfa på 0,053%. Denne verdien er signifikant på 5% nivået. Dette funnet samsvarer i stor grad med funnet i modell (3). Ikke merkelig da betaverdien isolert for denne perioden var 0,97, altså nesten nøyaktig på gjennomsnitt. På bakgrunn av mangelen på signifikante positive alfaer også for DNB Norge Selektiv, samt nærheten til gjennomsnittlig betaverdi, kan det argumenteres for at forvalteren ikke er i stand til å justere indeksnærheten sin på en effektiv måte som fører til bedre prestasjoner under markedsfall målt mot indeks.

Eika Norge

Av de hittil gjennomgåtte forvalterne er Eika Norge den første forvalteren som ikke har datapunkter for samtlige av nedgangsperiodene. De har kun data for periode 5 til periode 9. Tidligere analyser viser at Eika Norge har en gjennomsnittlig betaverdi for perioden på omtrent 0,84. For nedgangsperiodene isolert varierer betaverdien i sjiktet 0,81 til 0,95. Forvalteren har ikke levert statistisk signifikant daglig alfa på 5% nivået for noen av periodene. De har dog levert statistisk signifikant negativ alfa i periode 6 og 9 på 10% nivået. Dette er i tråd med tidligere funn, dog har forvalteren betaverdi over gjennomsnitt for disse periodene. Dette historiske avviket ser ut til å ha vært en positiv tilt for forvalteren da de til tross for lavere signifikans sammenlignet med modell (3) har en mindre negativ alfa. Alfaen er dog negativ. Basert på funnene i analysene kan det argumenteres for at heller ikke Eika Norge greier å tilte sin indeksnærhet på en slik måte at de presterer bedre enn indeksen under markedsfall.

Fondsfinans Norge

Fondsfinans Norge innehar ikke datapunkter for alle nedgangsperiodene. Kun periode 4 til periode 9. Fra den deskriptive statistikken og tidligere analyser vet vi at forvalteren har en gjennomsnittlig betaverdi på 0,92. Isolert i nedgangsperiodene varierer betaverdien fra 0,84 til 1,04. Det er ingen statistisk signifikante alfaverdier for noen av periodene. Per modell (3) hadde forvalteren en statistisk signifikant alfa på $-0,13\%$ på 10% nivået i periode 9. Ved å kjøre grunnmodellen utelukkende på periode 9 finner vi at daglig alfa er $-0,075\%$, altså har forvalteren en anelse bedre prestasjon på grunn av reguleringen sin av indeksnærhet under fallet. Koeffisienten er dog ikke signifikant. Basert på funnene kan det argumenteres for at Fondsfinans Norge ikke med statistisk signifikans greier å tilte indeksnærheten sin på en slik måte at de presterer bedre enn indeksen ved markedsfall.

Holberg Norge

Holberg Norge innehar ikke datapunkter for alle nedgangsperiodene, kun periode 3 til 9. Man vet fra tidligere analyser at gjennomsnittlig betaverdi for perioden er 0,74. For de observerte periodene varierer betaverdien fra 0,65 til 0,88. Periode 5 skiller seg ut som perioden med lavest betaverdi, periode 9 som perioden med høyest betaverdi. Det er kun én signifikant alfa, dog kun på 10% nivået, dette er i periode 6. Per modell (3) hadde forvalteren en signifikant daglig alfaverdi på -0,121%, dette helt nede på 1% nivået. Ved å kjøre grunnmodellen på periode 6 finner man at alfa er -0,06%. Altså en noe bedre prestasjon enn hva som kommer frem i modell (3). Ved å justere beta for perioden har altså forvalter prestert noe bedre enn hva de hadde dersom de hadde levert gjennomsnittlig beta. Alfaverdien er dog negativ. Det kan på bakgrunn av disse funnene argumenteres for at heller ikke Holberg Norge på en god måte greier å justere indekxnærheten sin slik at de presterer bedre enn indeks ved markedsfall.

KLP AksjeNorge

KLP AksjeNorge innehar ikke datapunkter for alle nedgangsperiodene, kun periode 3 til 9. Fra tidligere analyser vet man at gjennomsnittlig betaverdi er 0,90. Ved å kjøre grunnmodellen på de enkelte nedgangsperiodene for fondet finner man en spredning på 0,87 til 0,99. Et forholdsvis smalt intervall. Man kan videre observere at gjennomsnittlig beta for nedgangsperiodene er noe høyere enn for perioden som helhet, intuisjonen er at forvalteren følger indeksen i større grad ved markedsfall, ganske så kontrært til opprinnelig hypotese. Ved å kjøre grunnmodellen for de enkelte nedgangsperiodene finner man kun én signifikant alfaverdi. Det er i periode 9 hvor forvalteren har en daglig alfa på -0,082%, koeffisienten er signifikant på 5% nivået. Dette er noe bedre enn funnet i modell (3) hvor forvalteren hadde en daglig alfa på -0,17% som for øvrig er signifikant på 1% nivået. Intuisjonen er at forvalter ved å avvike fra historisk gjennomsnittlig betaverdi har prestert noe bedre sammenlignet med dersom forvalter hadde hatt gjennomsnittlig betaverdi. Alfaverdiene i begge modellene er dog negative. På bakgrunn av disse funnene kan det argumenteres for at heller ikke KLP AksjeNorge greier å justere indekxnærheten sin på en slik måte at de presterer bedre enn indeks under nedgangsperioder.

5.5 Empirisk metode

I dette kapitlet gis det en kort kommentar på de statistiske testene som ble gjennomført for å kontrollere forutsetningene presentert i kapittel 3.5. Jeg belyser hvilke utfordringer testene påviste at datasettet hadde, og hvordan jeg løste disse på en best mulig måte. Av hensyn til oppgaven blir testene lagt ved som vedlegg (Vedlegg (4)). Testene er gjennomført med utgangspunkt i modell (1).

5.5.1 Breusch-Pagan (for heteroskedastisitet)

Heteroskedastisitet er et brudd på Gaus-Markov forutsetningene. Heteroskedastisitet oppstår når standardavvikene til en predikert variabel ikke har konstant varians. En av konsekvensene ved heteroskedastisitet er feilberegnete standardfeil. Feilberegnete standardfeil kan videre føre til ukorrekte t-tester. En løsning på heteroskedastisitet er å anvende robuste standardfeil. Utskrift av testene fra Stata finnes i vedlegget (Vedlegg (4)).

For Breusch-Pagan test er H_0 : konstant varians (homoskedastisitet), H_1 : ikke konstant varians (heteroskedastisitet).

H_0 forkastes for Alfred Berg Gambak, Eika Norge, Danske Invest Norge II, Holberg Norge, KLP AksjeNorge, Nordea Avkastning og Storebrand Norge. Følgelig benyttes robuste standardfeil for disse datasettene. Ved benyttelse av robuste standardfeil hensyntas ikke konstant varians i beregningen av standardfeilene, som derav påvirker T-verdiene til å også hensynta heteroskedastisitet.

H_0 forkastes ikke for DNB Selektiv og Fondsfinans Norge. Følgelig benyttes normale standardfeil for disse datasettene.

5.5.2 Durbin-Watson (for seriekorrelasjon)

Durbin-Watson test benyttes for å teste for seriekorrelasjon. Seriekorrelasjon oppstår når feilleddene korrelerer med hverandre eller er avhengige av hverandre. Seriekorrelasjon er en typisk utfordring for finansielle data, spesielt indeksdata hvor en dags verdi er et direkte resultat av forrige dags verdi + endring. En måte å hensynta dette på er å analysere data på endringsform, dette blir gjort i oppgaven. Tilstedeværelsen av seriekorrelasjon er et brudd på Gaus-Markov forutsetningene. Ved Durbin-Watson test benyttes én nedre og én øvre grense

for kritisk verdi. Kritisk verdi utledes av antall observasjoner i datasettet (n) og antall uavhengige variabler (med unntak av konstantleddet). For modellen som blir analysert er $k=1$. For $n>200$ benyttes verdier utledet for $n=200$. På 5% nivået er nedre grense 1,758 og øvre grense er 1,779 (se tabell i vedlegg (3)). Durbin-Watson testen vil gi én verdi mellom 0 og 4. Dersom verdien ligger mellom 0 og nedre grense er det en bekreftelse på positiv seriekorrelasjon. Dersom verdien ligger mellom nedre og øvre grense, er resultatet ubestemt. Dersom verdien ligger mellom øvre grense og 4-øvre grense er det ingen seriekorrelasjon. Dersom verdien ligger mellom 4-øvre grense og 4-nedregrense er resultatet ubestemt, og dersom verdien ligger mellom 4-nedre grense og 4 er det en bekreftelse av negativ seriekorrelasjon.

For datasettene i oppgaven må testverdien ligge mellom 1,779 og 2,221 for at testen skal bekrefte fraværet av seriekorrelasjon på 5% nivået. Samtlige fond med unntak av Nordea Avkastning faller innenfor dette intervallet. Durbin-Watson test på datasettet til Nordea Avkastning gir en testverdi på 2,28. Testverdien faller derfor innenfor det ubestemte intervallet, altså ikke signifikant seriekorrelasjon, jeg konkluderer derfor med at seriekorrelasjon ikke er et problem for det anvendte datasettet.

5.5.3 Shapiro-Wilk test (for normalfordelte residualer)

Normalfordelte residualer er ikke en av Gaus-Markov forutsetningene, det er heller ikke nødvendig for å få forventningsrettede estimeringer. Det kan for øvrig være en styrke for genereringen av konfidensintervall og prediksjonsintervall. For å teste datasettene for normalfordelte residualer benyttes en Shapiro-Wilk test. Shapiro-wilk testen gir dog kun presise estimater når observasjonsantallet ligger mellom 4 og 2000. For datasettene ligger antall observasjoner mellom 3802 og 5596. Nullhypotesen for testen er at residualene er normalfordelt, alternativhypotesen er at residualene ikke er normalfordelt. Per testverdiene innehar ingen av datasettene normalfordelte residualer da H_0 forkastes for samtlige datasett. Dog tyder plott av residualene på at residualene er normalfordelte, hypotesen støttes av de store observasjonsantallene. Plottene ligger som vedlegg (Vedlegg (5)).

6 Konklusjon

Formålet med oppgaven er å besvare problemstillingen «Presterer norske aktivt forvaltede aksjefond bedre enn OSEFX ved markedsfall?». Oppgaven er et tilskudd til diskusjonen om aktive forvaltning sett opp mot passiv forvaltning. Oppgaven ble inspirert av anekdoten «aktivt forvaltede fond kan unngå finansielle bobler som oppstår innad i en indeks, som passivt forvaltede fond er tvunget til å stadig ta en større del av». Det er dog viktig å påpeke at markedsfall ikke trenger å være utløst av en finansiell boble. Oppgaven gjør ingen forsøk på å forklare årsaken til nedgangsperiodene. Nedgangsperioder defineres i oppgaven som perioder som strekker seg over minst 50 handelsdager og som innehar et fall på minimum 10%.

Datasettene som blir analysert har en historikk fra januar 1996 til juli 2019, det ble funnet ni nedgangsperioder for perioden, definert ved nevnte definisjon. Det er utelukkende det norske markedet som er analysert.

Det teoretiske bakteppet basert på markedseffisiensteorien, og tidligere akademiske verker som har sett på aktive forvaltere sin prestasjon målt mot indeks, leder til en hypotese om at aktive forvaltere også under nedgangsperioder ville ha utfordringer med å prestere bedre enn indeks. Motstykket til markedseffisiensteorien, atferdsfinans gir argumenter for hvordan en aktiv forvalter kan være i stand til å prestere bedre enn sin indeks.

Opgaven har anvendt kapitalverdimodellen på stokastisk form til å analysere problemstillingen fra flere vinkler. Det er gjort analyser for perioden som helhet som viser at kun to av ni aktive forvaltere var i stand til å skape en signifikant alfa for perioden. Det er deretter gjort analyser på hvordan nedgangsperioder på generell form påvirker forvalternes evne til å skape alfa. Ingen av de analyserte forvalterne greide å skape en signifikant alfa under markedsfall isolert, tvert imot viste analysene at forvalterne som skaper alfa for perioden som helhet ser ut til å skape denne i perioder som ikke er definert som markedsfall. Det ble også gjort analyser som så på hvordan forskjellige nedgangsperioder påvirket forvalternes evne til å prestere bedre enn indeks. Med unntak av ett fond i én periode var det ingen av de analyserte forvalterne som var i stand til å prestere bedre enn indeks under nedgangsperiodene. Det ble deretter gjort en analyse hvor forvalters mulighet til å justere indekxnærheten sin unikt for perioden ble hensyntatt, heller ikke under den analysen kunne

det oppdrives argument for at fondene presterer bedre enn sin indeks under markedsfall.

Sistnevnte analyse gjør dog et svakt argument for at fondene relativt mot egen prestasjon presterer noe bedre når man hensyntar periodens unike betaverdi, enn når man gjør analysen med antagelse om fast gjennomsnittlig betaverdi.

Oppsummert så finner jeg ingen betydelige argument for at aktivt forvaltede norske aksjefond presterer bedre enn OSEFX under markedsfall, funnene i analysene tyder faktisk på det stikk motsatte, at aktivt forvaltede aksjefond sett opp mot egen gjennomsnittlig prestasjon, presterer dårligere under perioder med markedsfall.

Referanser

Avramov, D., Chordia, T. & Goyal, A. (2006). Liquidity and Autocorrelations in Individual Stock Returns. *The Journal of Finance*, Vol. 61, No. 5. 2365-2394.

https://finpko.ku.edu/myssi/FIN938/Avramov%20Chordia%20and%20Goyal_Liquidity%20and%20Autocorrel_Reversals_JF_2006.pdf

Basu, S. (1997). Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis. *The Journal of Finance*, Vol. 32, No. 3. 663-682. <http://e-m-h.org/Basu1977.pdf>

Coleman, M. (2020, 7. oktober). *Spiva: 2020 Mid-Year Active vs. Passive Scorecard*. Index Fund Advisors.

https://www.ifa.com/articles/despite_brief_reprieve_2018_spiva_report_reveals_active_funds_fail_dent_indexing_lead_-_works/

Conrad, J. & Kaul, G. (1988). Time-Variation in Expected Returns. *The Journal of Business*, Vol. 61, No. 4. 409-425. <http://www.e-m-h.org/ConradKaul1988.pdf>

Cooper, L. G., Carpenter, G. S., Hanssens, M. D. & Midglet, D. F. (1988). Modeling Asymmetric Competition. *Marketing Science*, Vol. 7, No. 4. 393-412.

https://www.researchgate.net/profile/Lee_Cooper/publication/227442687_Modeling_Asymmetric_Competition/links/09e415140c23842b7f000000.pdf

De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H. & Waldmann, R. J. (1990). Noise Trader Risk in Financial Markets. *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 4. 703-738. http://www.nccr-finrisk.uzh.ch/media/pdf/DeLongShleiferSummersWaldmann_JPE1990.pdf

Ellsberg, D. (1961). Risk, Ambiguity, and The Savage Axioms. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 75, No. 4. 643-669.

Europaparlaments- og rådsdirektiv 2009/65/EF. (2009). *Kollektive investeringsfond*. Europalov. <https://www.europolov.no/rettsakt/kollektive-investeringsfond-ucits/id-1404#Tittel>

- Fama, E.F. (1965). Random Walks in Stock Market Prices. *Financial Analysts Journal* (September/October 1965). 55-59. <https://s3.eu-central-1.amazonaws.com/z3r2zxopa4uuqpw5a4ju/devriesinvestment/files/Random%20Walk%20in%20Stock%20Market%20Prices.pdf>
- Fama, E.F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review Of Theory And Empirical Work. *The Journal of Finance*, vol. 25, No. 2. 383-417. <http://gesd.free.fr/fama1970.pdf>
- Grether, D. M. (1980). Bayes Rule as a Descriptive Model: The Representativeness Heuristic. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 95, Issue 3. 537-557.
- Griffin, D. & Tversky, A. (1992). The Weighing of Evidence and the Determinants of Confidence. *Cognitive Psychology* 24. 411-435.
<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.555.4539&rep=rep1&type=pdf>
- Grossman, S. J. & Stiglitz, J. E. (1980). On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*, Vol.70, No. 3. 393-408.
<https://academiccommons.columbia.edu/doi/10.7916/D8ZP4H27/download>
- Heath, C. & Tversky, A. (1991). Preference and Belief: Ambiguity and Competence in Choice under Uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 4. 5-28.
<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.138.6159&rep=rep1&type=pdf>
- Jensen, M.C. (1967). Random Walks: Reality or Myth – Comment. *The Journal of Finance*, vol 23. 77-85.
- Jensen, M.C. (1969). Risk, The Pricing of Capital Assets, and The Evaluation of Investment Portfolios. *The Journal of Business*, Vol. 42, No. 2. 167-247. <http://www.performance-measurement.org/Jensen1969.pdf>
- Kahneman, D. & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, Vol. 47, No. 2. 263-292.
<http://www.albacharia.ma/xmlui/bitstream/handle/123456789/31987/kahnmtversky.pdf?sequence=1>
- Kahneman, D. & Tversky, A. (1986). Judgement under Uncertainty: Heuristics and Biases. *Preference, Belief, and Similarity. Selected Writings*. 220-237.
<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.371.8926&rep=rep1&type=pdf#page=220>

Kendall, M.G. (1953). The Analysis of Economic Time-Series-Part I: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General), Volume 116, Issue 1.* 11-34. <http://www.e-m-h.org/KeHi53.pdf>

Lim, D. (2019, 18. september). *Index Funds are the New Kings of Wall Street.* The Wall Street Journal. <https://www.wsj.com/articles/index-funds-are-the-new-kings-of-wall-street-11568799004>

Lintner, J. (1965). Security Prices, Risk, and Maximal Gains From Diversification. *The Journal of Finance, Vol. 20, No. 4.* 587-615.
<http://finance.martinsewell.com/capm/Lintner1965b.pdf>

Lo, A.W. & Mackinlay, A. C. (1988). Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence From a Simple Specification Test. *NBER Working Paper #2168.* 1-47.
https://www.nber.org/system/files/working_papers/w2168/w2168.pdf

Minsky, H. P. (1975). *John Maynard Keynes.* New York: Colombia University press

Minsky, H. P. (1982). The Financial-Instability Hypothesis: Capitalist Processes and the Behavior of the Economy. Kindleberger, C. P. & Laffargue, J. (Red.) *Financial Crises: Theory, History and Policy.* (s. 13-39). Cambridge, England: Cambridge University press.

Morningstar. (2020). *Storebrand Norge A.*
<https://www.morningstar.no/no/funds/snapshot/snapshot.aspx?id=F0GBR04OSS>

Morningstar. (2020). *Alfred Berg Gambak.*
<https://www.morningstar.no/no/funds/snapshot/snapshot.aspx?id=F0GBR04NHA>

Morningstar (2020). *Danske Invest Norge II.*
<https://www.morningstar.no/no/funds/snapshot/snapshot.aspx?id=F0GBR04HJY>

Morningstar (2020). *Nordea Avkastning.*
<https://www.morningstar.no/no/funds/snapshot/snapshot.aspx?id=F0GBR04NIO>

Morningstar (2020). *DNB Norge Selektiv.*
<https://www.morningstar.no/no/funds/snapshot/snapshot.aspx?id=F0GBR04OYL>

Morningstar (2020). *KLP AksjeNorge.*
<https://www.morningstar.no/no/funds/snapshot/snapshot.aspx?id=F0GBR04GPC>

Morningstar (2020). *Holberg Norge*.

<https://www.morningstar.no/no/funds/snapshot/snapshot.aspx?id=F0GBR04P2Q>

Morningstar (2020). *Fondsfinans Norge*.

<https://www.morningstar.no/no/snapshot/snapshot.aspx?id=F0GBR04LLU>

Morningstar (2020). *Eika Norge*.

<https://www.morningstar.no/no/funds/snapshot/snapshot.aspx?id=F0GBR04HET>

Oslo Børs. (2020). *Oslo Børs Mututal Fund Index*. Oslobors.

<https://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSEFX.OSE/overview>

Otchere, I. & Chan, J. (2003). Short-Term Overreaction in the Hong Kong Stock Market: Can a Contrarian Trading Strategy Beat the Market? *Journal of Behavioral Finance*, Vol. 4. 157-171.

Pescetto, G., Duong, C. & Santamaria, D. (2011). How value-glamour investors use financial information: UK evidence of investors' confirmation bias. *The European Journal of Finance*, Vol 20, Issue 6. 524-549.

Revfem, J. (2020, 09. juli). Nordmenn sparer feil – taper stort på folkeaksjene. *Nettavisen*.

<https://www.nettavisen.no/okonomi/nordmenn-sparer-feil---taper-stort-pa-folkeaksjene/3423992757.html>

Revfem, J. (2020, 27. februar). 50.000 har gjort en stor sparetabbe i Norwegian. *Nettavisen*.

<https://www.nettavisen.no/okonomi/50000-har-gjort-en-stor-sparetabbe-i-norwegian/3423929503.html>

Russo, J. E. & Schoemaker, P. J. H. (1992). Managing Overconfidence. *Sloan Management Review/Winter 1992*. 7-17.

https://www.researchgate.net/profile/Paul_Schoemaker/publication/306940378_Managing_Overconfidence/links/58977637aca2721f0dae13a7/Managing-Overconfidence.pdf

Seyhun, H. N. (1986). Market Efficiency and Expected Value, Cost and Quality of Information. *University of Michigan, Working Paper #433*. 1-44.

<https://deepblue.lib.umich.edu/bitstream/handle/2027.42/36098/b1408306.0001.001.pdf?sequence=2>

Shapiro, S.S. & Wilk, M.B. (1965). An Analysis of Variance Test for Normality. *Biometrika*, Vol. 52, No. 3/4. 591-611.

Sharpe, W.F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory Of Market Equilibrium Under Conditions Of Risk. *The Journal of Finance*, Vol. XIX, No. 3. 425-442.

<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>

Staël Von Holstein, C. S. (1972). Probabilistic Forecasting: An Experiment Related to The Stock Market. *Organizational Behaviour and Human Performance*, Vol. 8, Issue 1. 139-158.

Stotz, O. & Von Nitzsch, R. (2005). The Perception of Control and the Level of Overconfidence: Evidence from Analyst Earnings Estimates and Price Targets. *Journal of Behavioral Finance*, Vol. 6, Issue 3. 121-128.

Verdipapirfondenes forening (2019). *Kraftig vekst for indeksfond*.

<https://www.pengenytt.no/kraftig-vekst-for-indeksfond/>

Woolridge, J. M. (2016). *Introductory Econometrics* (Sixth Edition). Cengage Learning.

Vedlegg (1) F-tester for modell (3)

F-tester

```
. reg StorebrandNorge OSEFX D1 D2 D3 D4 D5 D6 D7 D8 D9, robust
```

```
Linear regression           Number of obs   =    5,596
                          F(10, 5585)      =   7015.38
                          Prob > F        =    0.0000
                          R-squared        =    0.9697
                          Root MSE     =    .00245
```

	Robust					
Storebrand~e	Coef.	Std. Err.	T	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
OSEFXRf	.9636203	.0037799	254.93	0.000	.9562102	.9710304
D1	-.0002774	.0010487	-0.26	0.791	-.0023333	.0017785
D2	-.0000428	.0003446	-0.12	0.901	-.0007184	.0006327
D3	-.000369	.0001839	-2.01	0.045	-.0007296	-8.44e-06
D4	-.0002052	.0001628	-1.26	0.208	-.0005243	.0001139
D5	-.0000323	.0001453	-0.22	0.824	-.0003172	.0002527
D6	-.0000517	.0001193	-0.43	0.665	-.0002855	.0001821
D7	.0001927	.0002274	0.85	0.397	-.0002531	.0006385
D8	-.0000185	.0002589	-0.07	0.943	-.0005259	.000489
D9	.0002766	.0003343	0.83	0.408	-.0003788	.000932
_cons	.0000251	.0000347	0.72	0.470	-.000043	.0000932

```
. test D1 D2 D3 D4 D5 D6 D7 D8 D9
```

- (1) D1 = 0
- (2) D2 = 0
- (3) D3 = 0


```
. test D1 D2 D3 D4 D5 D6 D7 D8 D9
```

- (1) D1 = 0
- (2) D2 = 0
- (3) D3 = 0
- (4) D4 = 0
- (5) D5 = 0
- (6) D6 = 0
- (7) D7 = 0
- (8) D8 = 0
- (9) D9 = 0

```
F( 9, 5585) = 3.83  
Prob > F = 0.0001
```

```
. reg DanskeInvestNorgeII OSEFX D1 D2 D3 D4 D5 D6 D7 D8 D9, robust
```

```
Linear regression           Number of obs   =    5,596  
F(10, 5585)               =    2512.01  
Prob > F                  =    0.0000  
R-squared                 =    0.9413  
Root MSE                  =    .00336
```

	Robust					
DanskeInve~I	Coef.	Std. Err.	T	P> t	[95% Conf. Interval]	
OSEFXRf	.9348734	.0061075	153.07	0.000	.9229002	.9468466
D1	-.0006209	.0017907	-0.35	0.729	-.0041314	.0028895
D2	-.001484	.0006846	-2.17	0.030	-.0028262	-.0001419
D3	.000063	.0002033	0.31	0.757	-.0003355	.0004616
D4	-.0000936	.0002006	-0.47	0.641	-.0004869	.0002997
D5	.0002155	.0002576	0.84	0.403	-.0002895	.0007205
D6	-.0001836	.0001725	-1.06	0.287	-.0005218	.0001545

D1		-.0001125	.0012703	-0.09	0.929	-.0026029	.0023778
D2		.0003078	.000525	0.59	0.558	-.0007215	.0013371
D3		-.0002767	.0001783	-1.55	0.121	-.0006261	.0000728
D4		-.0005858	.0002657	-2.20	0.028	-.0011067	-.0000649
D5		-.0001844	.000145	-1.27	0.204	-.0004686	.0000999
D6		-.000171	.000158	-1.08	0.279	-.0004808	.0001388
D7		-.0003281	.0001733	-1.89	0.058	-.0006679	.0000116
D8		-.0000627	.0003091	-0.20	0.839	-.0006688	.0005433
D9		-.000858	.0006093	-1.41	0.159	-.0020526	.0003365
_cons		.0000577	.0000393	1.47	0.142	-.0000192	.0001347

```
. test D1 D2 D3 D4 D5 D6 D7 D8 D9
```

(1) D1 = 0

(2) D2 = 0

(3) D3 = 0

(4) D4 = 0

(5) D5 = 0

(6) D6 = 0

(7) D7 = 0

(8) D8 = 0

(9) D9 = 0

F(9, 5585) = 1.50

Prob > F = 0.1430

```
. reg DNBNorSelektiv OSEFX D1 D2 D3 D4 D5 D6 D7 D8 D9 in 76/5596, robust
```

Linear regression

Number of obs = 5,521

F(10, 5510) = 3167.78
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.9337
 Root MSE = .00378

	Robust					
DNBNorgeSe~v	Coef.	Std. Err.	T	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
OSEFXRf	.9800486	.0056001	175.00	0.000	.9690701	.9910271
D1	-.0008053	.0011514	-0.70	0.484	-.0030625	.001452
D2	.0006716	.0005347	1.26	0.209	-.0003767	.0017199
D3	-.0004048	.0003178	-1.27	0.203	-.0010277	.0002182
D4	-.0004254	.0004036	-1.05	0.292	-.0012166	.0003657
D5	.0003596	.0002439	1.47	0.140	-.0001185	.0008376
D6	.000504	.0002174	2.32	0.020	.0000778	.0009303
D7	-.000222	.000227	-0.98	0.328	-.000667	.0002231
D8	-.0002349	.0002173	-1.08	0.280	-.0006609	.0001912
D9	-.0012186	.0004637	-2.63	0.009	-.0021276	-.0003096
_cons	.0000441	.0000541	0.82	0.415	-.000062	.0001502

. test D1 D2 D3 D4 D5 D6 D7 D8 D9

- (1) D1 = 0
- (2) D2 = 0
- (3) D3 = 0
- (4) D4 = 0
- (5) D5 = 0
- (6) D6 = 0
- (7) D7 = 0
- (8) D8 = 0
- (9) D9 = 0

F(9, 5510) = 2.46

D4	-4.54e-06	.0011274	-0.00	0.997	-.0022149	.0022058
D5	.0002535	.0002581	0.98	0.326	-.0002525	.0007595
D6	-.000282	.0003712	-0.76	0.448	-.0010098	.0004458
D7	-.0001115	.0004384	-0.25	0.799	-.000971	.000748
D8	-.00021	.0003289	-0.64	0.523	-.0008549	.0004349
D9	-.0012976	.0007234	-1.79	0.073	-.0027158	.0001206
_cons	.0001664	.0000779	2.14	0.033	.0000136	.0003191

. test D1 D2 D3 D4 D5 D6 D7 D8 D9

(1) $\alpha.D1 = 0$

(2) $\alpha.D2 = 0$

(3) $\alpha.D3 = 0$

(4) $D4 = 0$

(5) $D5 = 0$

(6) $D6 = 0$

(7) $D7 = 0$

(8) $D8 = 0$

(9) $D9 = 0$

Constraint 1 dropped

Constraint 2 dropped

Constraint 3 dropped

F(6, 3963) = 0.90

Prob > F = 0.4972

. reg HolbergNorge OSEFX D1 D2 D3 D4 D5 D6 D7 D8 D9 in 1165/5596, robust

note: D1 omitted because of collinearity

note: D2 omitted because of collinearity

Linear regression

Number of obs = 4,432

F(8, 4423) = 1187.68

Prob > F = 0.0000

R-squared = 0.8273
 Root MSE = .00499

	Robust					
HolbergNorge	Coef.	Std. Err.	T	P> t	[95% Conf. Interval]	
OSEFXRf	.7430703	.0078349	94.84	0.000	.7277099	.7584307
D1	0 (omitted)					
D2	0 (omitted)					
D3	-.0007445	.0006276	-1.19	0.236	-.0019748	.0004859
D4	-.0006029	.0003771	-1.60	0.110	-.0013421	.0001363
D5	-.0005815	.0003796	-1.53	0.126	-.0013256	.0001627
D6	-.0012122	.0003741	-3.24	0.001	-.0019455	-.0004788
D7	-.0008456	.0003462	-2.44	0.015	-.0015243	-.0001669
D8	-.0004501	.0003304	-1.36	0.173	-.0010979	.0001977
D9	-.0010877	.0006506	-1.67	0.095	-.0023633	.0001879
_cons	.0003049	.0000829	3.68	0.000	.0001424	.0004675

. test D1 D2 D3 D4 D5 D6 D7 D8 D9

(1) o.D1 = 0

(2) o.D2 = 0

(3) D3 = 0

(4) D4 = 0

(5) D5 = 0

(6) D6 = 0

(7) D7 = 0

(8) D8 = 0

(9) D9 = 0

Constraint 1 dropped

Constraint 2 dropped

F(7, 4423) = 3.20

(5) $D5 = 0$

(6) $D6 = 0$

(7) $D7 = 0$

(8) $D8 = 0$

(9) $D9 = 0$

Constraint 1 dropped

Constraint 2 dropped

$F(7, 4827) = 1.96$

Prob > F = 0.0572

Vedlegg (2) Grunnmodellen kjørt periodevis

Grunnmodellen kjørt periodevis

Alfred Berg Gambak

VARIABLES	(1) p1 AlfredBergGambak	(2) p2 AlfredBergGambak	(3) p3 AlfredBergGambak	(4) p4 AlfredBergGambak
OSEFXRf	1.35469*** (0.13227)	0.72311*** (0.03600)	0.99948*** (0.04319)	0.91764*** (0.03642)
Constant	0.00061 (0.00140)	-0.00129* (0.00073)	-0.00024 (0.00051)	-0.00076 (0.00046)
Observations	53	99	236	215
R-squared	0.872	0.814	0.778	0.831

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

VARIABLES	(1) p5 AlfredBergGambak	(2) p6 AlfredBergGambak	(3) p7 AlfredBergGambak	(4) p8 AlfredBergGambak	(5) p9 AlfredBergGambak
OSEFXRf	0.80469*** (0.01890)	0.90110*** (0.02424)	0.84387*** (0.03553)	0.84830*** (0.03118)	1.04016*** (0.03193)
Constant	-0.00060 (0.00037)	-0.00063* (0.00036)	0.00051 (0.00032)	0.00059* (0.00031)	-0.00071 (0.00044)
Observations	315	160	82	205	60
R-squared	0.911	0.921	0.862	0.861	0.948

Robust standard errors in parentheses

Storebrand Norge

VARIABLES	(1) p1 StorebrandNorge	(2) p2 StorebrandNorge	(3) p3 StorebrandNorge	(4) p4 StorebrandNorge
OSEFXRf	1.16247*** (0.09876)	0.89834*** (0.01877)	0.98884*** (0.01670)	1.01281*** (0.01548)
Constant	0.00041 (0.00098)	-0.00041 (0.00034)	-0.00028 (0.00018)	-0.00003 (0.00017)
Observations	53	99	236	215
R-squared	0.911	0.972	0.962	0.983

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

VARIABLES	(1) p5 StorebrandNorge	(2) p6 StorebrandNorge	(3) p7 StorebrandNorge	(4) p8 StorebrandNorge	(5) p9 StorebrandNorge
OSEFXRf	0.97233*** (0.00860)	0.98708*** (0.00720)	0.97468*** (0.02521)	0.88091*** (0.02157)	0.92705*** (0.02133)

Constant	0.00002 (0.00014)	0.00003 (0.00011)	0.00024 (0.00023)	-0.00008 (0.00025)	0.00019 (0.00034)
Observations	315	160	82	205	60
R-squared	0.991	0.993	0.948	0.915	0.959

Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Danske Invest Norge II

	(1) p1	(2) p2	(3) p3	(4) p4
VARIABLES	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII
OSEFXRf	1.50152*** (0.09659)	0.98757*** (0.05743)	0.87239*** (0.01575)	0.93297*** (0.01531)
Constant	0.00135 (0.00115)	-0.00109 (0.00069)	-0.00001 (0.00020)	-0.00002 (0.00020)
Observations	53	99	236	215
R-squared	0.926	0.901	0.947	0.965

Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

	(1) p5	(2) p6	(3) p7	(4) p8	(5) p9
VARIABLES	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII
OSEFXRf	0.89094*** (0.01194)	0.96920*** (0.00855)	0.95217*** (0.01786)	0.91380*** (0.00971)	0.93230*** (0.02726)
Constant	0.00015 (0.00025)	-0.00003 (0.00016)	0.00006 (0.00019)	-0.00002 (0.00014)	-0.00002 (0.00034)
Observations	315	160	82	205	60
R-squared	0.969	0.985	0.967	0.972	0.962

Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nordea Avkastning

	(1) p5	(2) p6	(3) p7	(4) p8	(5) p9
VARIABLES	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII
OSEFXRf	0.89094*** (0.01194)	0.96920*** (0.00855)	0.95217*** (0.01786)	0.91380*** (0.00971)	0.93230*** (0.02726)
Constant	0.00015 (0.00025)	-0.00003 (0.00016)	0.00006 (0.00019)	-0.00002 (0.00014)	-0.00002 (0.00034)
Observations	315	160	82	205	60
R-squared	0.969	0.985	0.967	0.972	0.962

Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(1) p5	(2) p6	(3) p7	(4) p8	(5) p9
-----------	-----------	-----------	-----------	-----------

VARIABLES	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII
OSEFXRf	0.89094*** (0.01194)	0.96920*** (0.00855)	0.95217*** (0.01786)	0.91380*** (0.00971)	0.93230*** (0.02726)
Constant	0.00015 (0.00025)	-0.00003 (0.00016)	0.00006 (0.00019)	-0.00002 (0.00014)	-0.00002 (0.00034)
Observations	315	160	82	205	60
R-squared	0.969	0.985	0.967	0.972	0.962

Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

DNB Norge Selektiv

	(1) p5	(2) p6	(3) p7	(4) p8	(5) p9
VARIABLES	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII
OSEFXRf	0.89094*** (0.01194)	0.96920*** (0.00855)	0.95217*** (0.01786)	0.91380*** (0.00971)	0.93230*** (0.02726)
Constant	0.00015 (0.00025)	-0.00003 (0.00016)	0.00006 (0.00019)	-0.00002 (0.00014)	-0.00002 (0.00034)
Observations	315	160	82	205	60
R-squared	0.969	0.985	0.967	0.972	0.962

Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

	(1) p5	(2) p6	(3) p7	(4) p8	(5) p9
VARIABLES	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII
OSEFXRf	0.89094*** (0.01194)	0.96920*** (0.00855)	0.95217*** (0.01786)	0.91380*** (0.00971)	0.93230*** (0.02726)
Constant	0.00015 (0.00025)	-0.00003 (0.00016)	0.00006 (0.00019)	-0.00002 (0.00014)	-0.00002 (0.00034)
Observations	315	160	82	205	60
R-squared	0.969	0.985	0.967	0.972	0.962

Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Eika Norge

	(1) p5	(2) p6	(3) p7	(4) p8	(5) p9
VARIABLES	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII	DanskeInvestNorgeII
OSEFXRf	0.89094*** (0.01194)	0.96920*** (0.00855)	0.95217*** (0.01786)	0.91380*** (0.00971)	0.93230*** (0.02726)
Constant	0.00015 (0.00025)	-0.00003 (0.00016)	0.00006 (0.00019)	-0.00002 (0.00014)	-0.00002 (0.00034)

Observations	315	160	82	205	60
R-squared	0.969	0.985	0.967	0.972	0.962

Robust standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fondsfinans Norge

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	p4	p5	p6	p7	p8	p9
VARIABLES	FondsfinansNorge	FondsfinansNorge	FondsfinansNorge	FondsfinansNorge	FondsfinansNorge	FondsfinansNorge
OSEFXRf	0.84085*** (0.08483)	0.91095*** (0.01363)	0.91875*** (0.02611)	0.95583*** (0.04792)	0.95075*** (0.02608)	1.04822*** (0.04258)
Constant	-0.00016 (0.00112)	0.00039 (0.00025)	-0.00012 (0.00038)	0.00012 (0.00044)	-0.00001 (0.00032)	-0.00075 (0.00068)
Observations	43	315	160	82	205	60
R-squared	0.708	0.970	0.919	0.826	0.882	0.871

Robust standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Holberg Norge

	(1)	(2)	(3)	(4)
	p3	p4	p5	p6
VARIABLES	HolbergNorge	HolbergNorge	HolbergNorge	HolbergNorge
OSEFXRf	0.77205*** (0.04763)	0.78054*** (0.02619)	0.65643*** (0.02422)	0.87023*** (0.02448)
Constant	-0.00036 (0.00062)	-0.00019 (0.00037)	-0.00056 (0.00037)	-0.00060* (0.00033)
Observations	166	215	315	160
R-squared	0.620	0.845	0.896	0.927

Robust standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

	(1)	(2)	(3)
	p7	p8	p9
VARIABLES	HolbergNorge	HolbergNorge	HolbergNorge
OSEFXRf	0.74785*** (0.04156)	0.69705*** (0.03659)	0.88593*** (0.04825)
Constant	-0.00053 (0.00034)	-0.00019 (0.00031)	-0.00036 (0.00063)
Observations	82	205	60
R-squared	0.827	0.801	0.864

Robust standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

KLP AksjeNorge

	(1)	(2)	(3)	(4)
	p3	p4	p5	p6
VARIABLES	KLPAksjeNorge	KLPAksjeNorge	KLPAksjeNorge	KLPAksjeNorge
OSEFXRf	0.93318*** (0.02626)	0.93834*** (0.02814)	0.87016*** (0.01718)	0.96232*** (0.01149)
Constant	-0.00005 (0.00027)	-0.00004 (0.00025)	-0.00012 (0.00026)	-0.00005 (0.00017)
Observations	236	215	315	160
R-squared	0.904	0.946	0.963	0.984

Robust standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

VARIABLES	(1) p7 KLPaksjeNorge	(2) p8 KLPaksjeNorge	(3) p9 KLPaksjeNorge
OSEFXRf	0.93735*** (0.01858)	0.95970*** (0.00942)	0.99712*** (0.01933)
Constant	0.00009 (0.00017)	0.00005 (0.00012)	-0.00082** (0.00032)
Observations	82	205	60
R-squared	0.967	0.982	0.968

Robust standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Vedlegg (3) Empiriske tester

Empiriske tester

Alfred Berg Gambak

```
. reg AlfredBergGambak OSEFX
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	5,596
Model	.835346514	1	.835346514	F(1, 5594)	=	22038.43
Residual	.212035429	5,594	.000037904	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.7976
				Adj R-squared	=	0.7975
Total	1.04738194	5,595	.0001872	Root MSE	=	.00616

AlfredBerg~k	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
OSEFX	.8504266	.0057286	148.45	0.000	.8391964 .8616569
_cons	.0001649	.0000823	2.00	0.045	3.51e-06 .0003263

```
. estat hettest
```

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of AlfredBergGambak
```

```
chi2(1) = 17.20
Prob > chi2 = 0.0000
```

```
. reg AlfredBergGambak OSEFX, robust
```

Linear regression	Number of obs	=	5,596
	F(1, 5594)	=	7548.39
	Prob > F	=	0.0000
	R-squared	=	0.7976
	Root MSE	=	.00616

AlfredBerg~k	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
OSEFX	.8504266	.0097884	86.88	0.000	.8312377 .8696156
_cons	.0001649	.0000825	2.00	0.046	3.14e-06 .0003266

```
. dwstat
```

```
Durbin-Watson d-statistic( 2, 5596) = 1.935938
```

```
. ovtest
```

```
. predict r, resid
```

```
. swilk r
```

```
Shapiro-wilk W test for normal data
```

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
r	5,596	0.93660	189.859	13.813	0.00000

```
Note: The normal approximation to the sampling distribution of W'
is valid for 4<n<=2000.
```


DNB Norge Selektiv

```
. reg DNB NorgeSelektiv OSEFX in 76/5596
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	5,521
Model	1.10657445	1	1.10657445	F(1, 5519)	=	77323.75
Residual	.078981998	5,519	.000014311	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.9334
				Adj R-squared	=	0.9334
Total	1.18555645	5,520	.000214775	Root MSE	=	.00378

DNBNorgeSe~v	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
OSEFX	.9800626	.0035245	278.07	0.000	.9731532 .986972
_cons	.0000244	.0000509	0.48	0.632	-.0000754 .0001243

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
 Ho: Constant variance
 Variables: fitted values of DNB NorgeSelektiv

```
chi2(1) = 1.47
Prob > chi2 = 0.2251
```

```
. dwstat
```

```
Durbin-Watson d-statistic( 2, 5521) = 1.990738
```

```
. ovtest
```

```
. predict r, resid
(75 missing values generated)
```

```
. swilk r
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
r	5,521	0.90092	293.180	14.951	0.00000

Note: The normal approximation to the sampling distribution of W' is valid for 4<=n<=2000.

Eika Norge

```
. reg EikaNorge OSEFX in 1795/5596
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	3,802
Model	.59088011	1	.59088011	F(1, 3800)	=	39967.60
Residual	.056179118	3,800	.000014784	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.9132
				Adj R-squared	=	0.9132
Total	.647059228	3,801	.000170234	Root MSE	=	.00384

EikaNorge	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
OSEFX	.8449485	.0042265	199.92	0.000	.8366622 .8532349
_cons	.0000444	.0000624	0.71	0.477	-.0000779 .0001667

```
. estat hettest
```

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity |  
HO: Constant variance  
Variables: fitted values of EikaNorge
```

```
chi2(1) = 6.20  
Prob > chi2 = 0.0128
```

```
. reg EikaNorge OSEFX in 1795/5596, robust
```

Linear regression	Number of obs	=	3,802
	F(1, 3800)	=	19156.84
	Prob > F	=	0.0000
	R-squared	=	0.9132
	Root MSE	=	.00384

EikaNorge	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
OSEFX	.8449485	.0061048	138.41	0.000	.8329796 .8569175
_cons	.0000444	.0000623	0.71	0.476	-.0000778 .0001666

```
. dwstat
```

```
Durbin-Watson d-statistic( 2, 3802) = 2.027944
```

```
. ovtest
```

```
. predict r, resid  
(1,794 missing values generated)
```

```
. swilk r
```

```
Shapiro-Wilk W test for normal data
```

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
r	3,802	0.83998	339.363	15.156	0.00000

```
Note: The normal approximation to the samp
```

Danske Invest Norge II

```
. reg DanskeInvestNorgeII OSEFX
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	5,596
Model	1.01128428	1	1.01128428	F(1, 5594)	=	89302.19
Residual	.063348101	5,594	.000011324	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.9411
				Adj R-squared	=	0.9410
Total	1.07463239	5,595	.00019207	Root MSE	=	.00337

DanskeInve~I	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
OSEFX	.9357076	.0031312	298.83	0.000	.9295693 .9418459
_cons	.0000447	.000045	0.99	0.320	-.0000435 .0001329

```
. estat hettest
```

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of DanskeInvestNorgeII
```

```
chi2(1) = 13.34
Prob > chi2 = 0.0003
```

```
. reg DanskeInvestNorgeII OSEFX, robust
```

```
Linear regression
```

Number of obs	=	5,596
F(1, 5594)	=	24022.16
Prob > F	=	0.0000
R-squared	=	0.9411
Root MSE	=	.00337

DanskeInve~I	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
OSEFX	.9357076	.0060372	154.99	0.000	.9238724 .9475428
_cons	.0000447	.0000451	0.99	0.321	-.0000437 .0001331

```
. dwstat
```

```
Durbin-Watson d-statistic( 2, 5596) = 2.057343
```

```
. ovtest
```

```
. predict r, resid
```

```
. swilk r
```

```
Shapiro-Wilk W test for normal data
```

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
r	5,596	0.86594	401.477	15.785	0.00000

```
Note: The normal approximation to the sampling distribution of W'
is valid for 4<=n<=2000.
```

Fondsfinans Norge

```
. reg FondsfinansNorge OSEFX in 1626/5596
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	3,971
Model	.723821943	1	.723821943	F(1, 3969)	=	37117.70
Residual	.077398362	3,969	.000019501	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.9034
				Adj R-squared	=	0.9034
Total	.801220305	3,970	.000201819	Root MSE	=	.00442

Fondsfinans~e	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
OSEFX	.9213126	.0047821	192.66	0.000	.9119371 .9306882
_cons	.0001422	.0000701	2.03	0.043	4.74e-06 .0002797

```
. estat hettest
```

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of FondsfinansNorge
```

```
chi2(1) = 0.61
Prob > chi2 = 0.4340
```

```
. dwstat
```

```
Durbin-Watson d-statistic( 2, 3971) = 2.105426
```

```
. ovtest
```

```
. predict r, resid
(1,625 missing values generated)
```

```
. swilk r
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
r	3,971	0.96829	69.928	11.064	0.00000

```
Note: The normal approximation to the sampling distribution of W'
is valid for 4<=n<=2000.
```

Holberg Norge

```
. reg HolbergNorge OSEFX in 1165/5596
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	4,432
Model	.527915177	1	.527915177	F(1, 4430)	=	21106.29
Residual	.110804131	4,430	.000025012	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.8265
				Adj R-squared	=	0.8265
Total	.638719308	4,431	.000144148	Root MSE	=	.005

HolbergNorge	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
OSEFX	.7456601	.0051326	145.28	0.000	.7355977 .7557225
_cons	.0001108	.0000751	1.47	0.140	-.0000365 .0002581

```
. estat hettest
```

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity |
```

```
Ho: Constant variance
```

```
Variables: fitted values of HolbergNorge
```

```
chi2(1) = 3.87
```

```
Prob > chi2 = 0.0492
```

```
. reg HolbergNorge OSEFX in 1165/5596, robust
```

Linear regression	Number of obs	=	4,432
	F(1, 4430)	=	9284.00
	Prob > F	=	0.0000
	R-squared	=	0.8265
	Root MSE	=	.005

HolbergNorge	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
OSEFX	.7456601	.0077388	96.35	0.000	.7304882 .760832
_cons	.0001108	.0000752	1.47	0.141	-.0000367 .0002582

```
. dwstat
```

```
Durbin-Watson d-statistic( 2, 4432) = 2.060483
```

```
. ovtest
```

```
. predict r, resid
```

```
(1,164 missing values generated)
```

```
. swilk r in 1165/5596
```

```
Shapiro-Wilk W test for normal data
```

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
r	4,432	0.91460	207.790	13.949	0.00000

```
Note: The normal approximation to the sampling distribution of W'
is valid for 4<=n<=2000.
```

KLP AksjeNorge

```
. reg KLPaksjeNorge OSEFX in 761/5596
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	4,836
Model	.837816493	1	.837816493	F(1, 4834)	=	81254.89
Residual	.049843214	4,834	.000010311	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.9438
				Adj R-squared	=	0.9438
Total	.887659707	4,835	.00018359	Root MSE	=	.00321

KLPaksjeNo~e	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
OSEFX	.9103188	.0031935	285.05	0.000	.904058 .9165795
_cons	.0000352	.0000462	0.76	0.446	-.0000554 .0001257

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H0: Constant variance

Variables: fitted values of KLPaksjeNorge

chi2(1) = 76.00

Prob > chi2 = 0.0000

```
. reg KLPaksjeNorge OSEFX in 761/5596, robust
```

Linear regression	Number of obs	=	4,836
	F(1, 4834)	=	28181.42
	Prob > F	=	0.0000
	R-squared	=	0.9438
	Root MSE	=	.00321

KLPaksjeNo~e	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
OSEFX	.9103188	.0054227	167.87	0.000	.8996879 .9209496
_cons	.0000352	.0000464	0.76	0.448	-.0000558 .0001261

```
. dwstat
```

Durbin-Watson d-statistic(2, 4836) = 2.142389

```
. ovtest
```

```
. predict r, resid
(760 missing values generated)
```

```
. swilk r
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
r	4,836	0.88009	313.285	15.064	0.00000

Note: The normal approximation to the sampling distribution of W' is valid for 4<n<=2000.

Nordea Avkastning

```
. reg NordeaAvk OSEFX
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	5,596
-----+-----						
Model	.988518915	1	.988518915	F(1, 5594)	>	99999.00
Residual	.046457906	5,594	8.3050e-06	Prob > F	=	0.0000
-----+-----						
Total	1.03497682	5,595	.000184982	R-squared	=	0.9551
-----+-----						
				Adj R-squared	=	0.9551
-----+-----						
				Root MSE	=	.00288

NordeaAvk	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
-----+-----					
OSEFX	.9251156	.0026815	345.00	0.000	.9198589 .9303723
_cons	-3.91e-06	.0000385	-0.10	0.919	-.0000794 .0000716

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H0: Constant variance

Variables: fitted values of NordeaAvk

```
chi2(1) = 79.53
Prob > chi2 = 0.0000
```

```
. reg NordeaAvk OSEFX, robust
```

Linear regression	Number of obs	=	5,596
	F(1, 5594)	=	30552.25
	Prob > F	=	0.0000
	R-squared	=	0.9551
	Root MSE	=	.00288

NordeaAvk	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
-----+-----					
OSEFX	.9251156	.0052927	174.79	0.000	.91474 .9354913
_cons	-3.91e-06	.0000387	-0.10	0.920	-.0000798 .000072

```
. dwstat
```

Durbin-Watson d-statistic(2, 5596) = 2.281727

```
. ovtest
```

```
. predict r, resid
```

```
. swilk r
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
-----+-----					
r	5,596	0.90329	289.635	14.925	0.00000

Note: The normal approximation to the sampling distribution of W' is valid for 4<n<=2000.

Storebrand Norge

```
. reg StorebrandNorge OSEFX
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	5,596
Model	1.07336523	1	1.07336523	F(1, 5594)	>	99999.00
Residual	.033548289	5,594	5.9972e-06	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.9697
				Adj R-squared	=	0.9697
Total	1.10691352	5,595	.00019784	Root MSE	=	.00245

Storebrand~e	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
OSEFX	.9640006	.0022786	423.06	0.000	.9595335 .9684676
_cons	-3.10e-08	.0000327	-0.00	0.999	-.0000642 .0000642

```
. estat hettest
```

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity |
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of StorebrandNorge
```

```
chi2(1) = 7.65
Prob > chi2 = 0.0057
```

```
. reg StorebrandNorge OSEFX, robust
```

Linear regression	Number of obs	=	5,596
	F(1, 5594)	=	66385.99
	Prob > F	=	0.0000
	R-squared	=	0.9697
	Root MSE	=	.00245

Storebrand~e	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
OSEFX	.9640006	.0037414	257.65	0.000	.9566659 .9713352
_cons	-3.10e-08	.0000328	-0.00	0.999	-.0000643 .0000643

```
. ovtest
```

```
. predict r, resid
```

```
. swilk r
```

```
Shapiro-Wilk W test for normal data
```

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
r	5,596	0.91804	245.437	14.489	0.00000

```
Note: The normal approximation to the sampling distribution of W'
is valid for 4<n<=2000.
```

```
. dwstat
```

```
Durbin-Watson d-statistic( 2, 5596) = 2.122452
```


Vedlegg (4) Tabell for kritiske verdier - DW

Tabell for kritiske verdier for Durbin-Watson

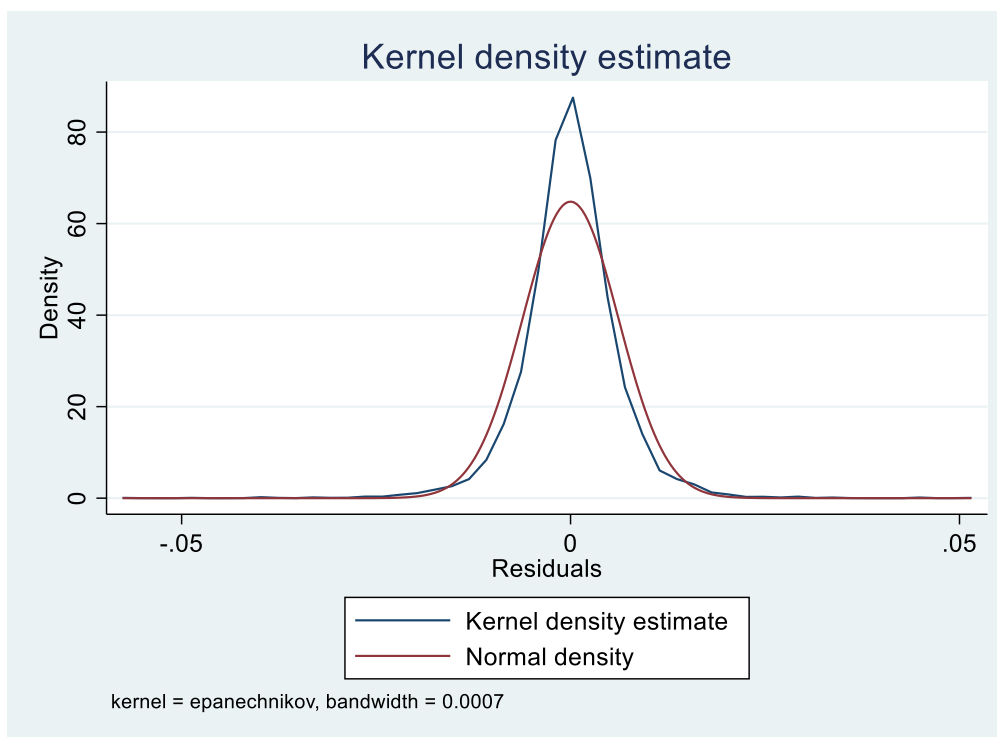
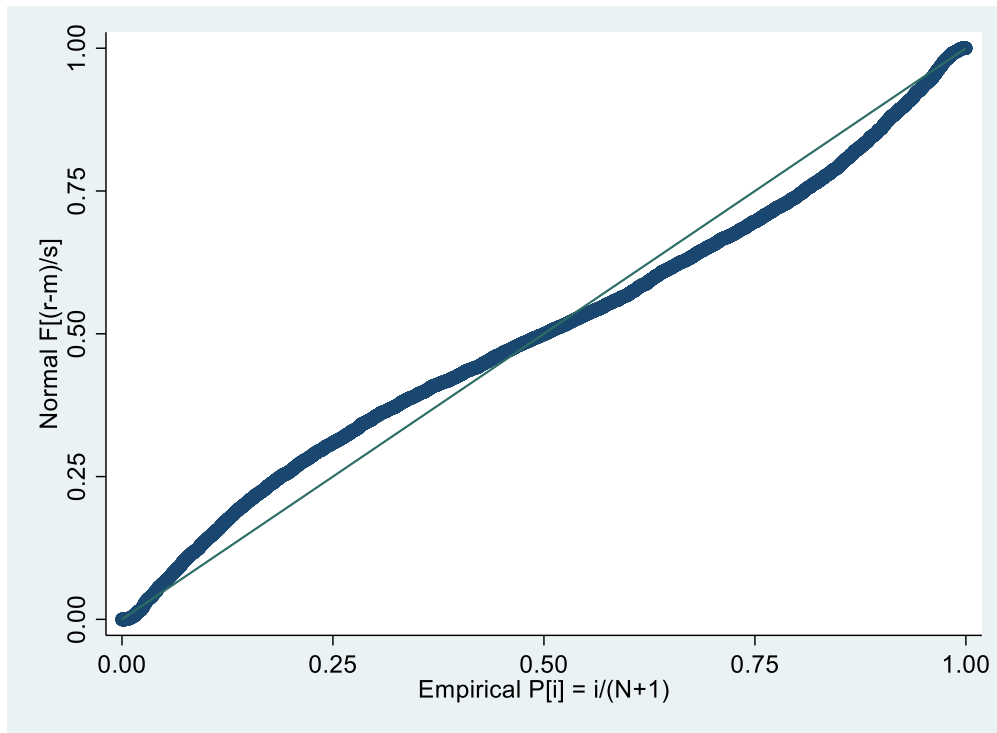
n	k*=11		k*=12		k*=13		k*=14		k*=15		k*=16		k*=17		k*=18		k*=19		k*=20	
	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU
16	0.060	3.446	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
17	0.084	3.286	0.053	3.506	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
18	0.113	3.146	0.075	3.358	0.047	3.557	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
19	0.145	3.023	0.102	3.227	0.067	3.420	0.043	3.601	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
20	0.178	2.914	0.131	3.109	0.092	3.297	0.061	3.474	0.038	3.639	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
21	0.212	2.817	0.162	3.004	0.119	3.185	0.084	3.358	0.055	3.521	0.035	3.671	---	---	---	---	---	---	---	---
22	0.246	2.729	0.194	2.909	0.148	3.084	0.109	3.252	0.077	3.412	0.050	3.562	0.032	3.700	---	---	---	---	---	---
23	0.281	2.651	0.227	2.822	0.178	2.991	0.136	3.155	0.100	3.311	0.070	3.459	0.046	3.597	0.029	3.725	---	---	---	---
24	0.315	2.580	0.260	2.744	0.209	2.906	0.165	3.065	0.125	3.218	0.092	3.363	0.065	3.501	0.043	3.629	0.027	3.747	---	---
25	0.348	2.517	0.292	2.674	0.240	2.829	0.194	2.982	0.152	3.131	0.116	3.274	0.085	3.410	0.060	3.538	0.039	3.657	0.025	3.766
26	0.381	2.460	0.324	2.610	0.272	2.758	0.224	2.906	0.180	3.050	0.141	3.191	0.107	3.325	0.079	3.452	0.055	3.572	0.036	3.682
27	0.413	2.409	0.356	2.552	0.303	2.694	0.253	2.836	0.208	2.976	0.167	3.113	0.131	3.245	0.100	3.371	0.073	3.490	0.051	3.602
28	0.444	2.363	0.387	2.499	0.333	2.635	0.283	2.772	0.237	2.907	0.194	3.040	0.156	3.169	0.122	3.294	0.093	3.412	0.068	3.524
29	0.474	2.321	0.417	2.451	0.363	2.582	0.313	2.713	0.266	2.843	0.222	2.972	0.182	3.098	0.146	3.220	0.114	3.338	0.087	3.450
30	0.503	2.283	0.447	2.407	0.393	2.533	0.342	2.659	0.294	2.785	0.249	2.909	0.208	3.032	0.171	3.152	0.137	3.267	0.107	3.379
31	0.531	2.248	0.475	2.367	0.422	2.487	0.371	2.609	0.322	2.730	0.277	2.851	0.234	2.970	0.193	3.087	0.160	3.201	0.128	3.311
32	0.558	2.216	0.503	2.330	0.450	2.446	0.399	2.563	0.350	2.680	0.304	2.797	0.261	2.912	0.221	3.026	0.184	3.137	0.151	3.246
33	0.585	2.187	0.530	2.296	0.477	2.408	0.426	2.520	0.377	2.633	0.331	2.746	0.287	2.858	0.246	2.969	0.209	3.078	0.174	3.184
34	0.610	2.160	0.556	2.266	0.503	2.373	0.452	2.481	0.404	2.590	0.357	2.699	0.313	2.808	0.272	2.915	0.233	3.022	0.197	3.126
35	0.634	2.136	0.581	2.237	0.529	2.340	0.478	2.444	0.430	2.550	0.383	2.655	0.339	2.761	0.297	2.865	0.257	2.969	0.221	3.071
36	0.658	2.113	0.605	2.210	0.554	2.310	0.504	2.410	0.455	2.512	0.409	2.614	0.364	2.717	0.322	2.818	0.282	2.919	0.244	3.019
37	0.680	2.092	0.628	2.186	0.578	2.282	0.528	2.379	0.480	2.477	0.434	2.576	0.389	2.675	0.347	2.774	0.306	2.872	0.268	2.969
38	0.702	2.073	0.651	2.164	0.601	2.256	0.552	2.350	0.504	2.445	0.458	2.540	0.414	2.637	0.371	2.733	0.330	2.828	0.291	2.923
39	0.723	2.055	0.673	2.143	0.623	2.232	0.575	2.323	0.528	2.414	0.482	2.507	0.438	2.600	0.395	2.694	0.354	2.787	0.315	2.879
40	0.744	2.039	0.694	2.123	0.645	2.210	0.597	2.297	0.551	2.386	0.505	2.476	0.461	2.566	0.418	2.657	0.377	2.748	0.338	2.838
45	0.835	1.972	0.790	2.044	0.744	2.118	0.700	2.193	0.655	2.269	0.612	2.346	0.570	2.424	0.528	2.503	0.488	2.582	0.448	2.661
50	0.913	1.925	0.871	1.987	0.829	2.051	0.787	2.116	0.746	2.182	0.705	2.250	0.665	2.318	0.625	2.387	0.586	2.456	0.548	2.526
55	0.979	1.891	0.940	1.945	0.902	2.002	0.863	2.059	0.825	2.117	0.786	2.176	0.748	2.237	0.711	2.298	0.674	2.359	0.637	2.421
60	1.037	1.865	1.001	1.914	0.965	1.964	0.929	2.015	0.893	2.067	0.857	2.120	0.822	2.173	0.786	2.227	0.751	2.283	0.716	2.338
65	1.087	1.845	1.053	1.889	1.020	1.934	0.986	1.980	0.953	2.027	0.919	2.075	0.886	2.123	0.852	2.172	0.819	2.221	0.789	2.272
70	1.131	1.831	1.099	1.870	1.068	1.911	1.037	1.953	1.005	1.995	0.974	2.038	0.943	2.082	0.911	2.127	0.880	2.172	0.849	2.217
75	1.170	1.819	1.141	1.856	1.111	1.893	1.082	1.931	1.052	1.970	1.023	2.009	0.993	2.049	0.964	2.090	0.934	2.131	0.905	2.172
80	1.205	1.810	1.177	1.844	1.150	1.878	1.122	1.913	1.094	1.949	1.066	1.984	1.039	2.022	1.011	2.059	0.983	2.097	0.955	2.135
85	1.236	1.803	1.210	1.834	1.184	1.866	1.158	1.898	1.132	1.931	1.106	1.965	1.080	1.999	1.053	2.033	1.027	2.068	1.000	2.104
90	1.264	1.798	1.240	1.827	1.215	1.856	1.191	1.886	1.166	1.917	1.141	1.948	1.116	1.979	1.091	2.012	1.066	2.044	1.041	2.077
95	1.290	1.793	1.267	1.821	1.244	1.848	1.221	1.876	1.197	1.905	1.174	1.943	1.150	1.963	1.126	1.993	1.102	2.023	1.079	2.054
100	1.314	1.790	1.292	1.816	1.270	1.841	1.248	1.868	1.225	1.895	1.203	1.922	1.181	1.949	1.158	1.977	1.136	2.006	1.113	2.034
150	1.473	1.783	1.458	1.799	1.444	1.814	1.429	1.830	1.414	1.847	1.400	1.863	1.385	1.880	1.370	1.897	1.355	1.913	1.340	1.931
200	1.561	1.791	1.550	1.801	1.539	1.813	1.528	1.824	1.518	1.836	1.507	1.847	1.495	1.860	1.484	1.871	1.474	1.883	1.462	1.896

k is the number of regressors excluding the intercept

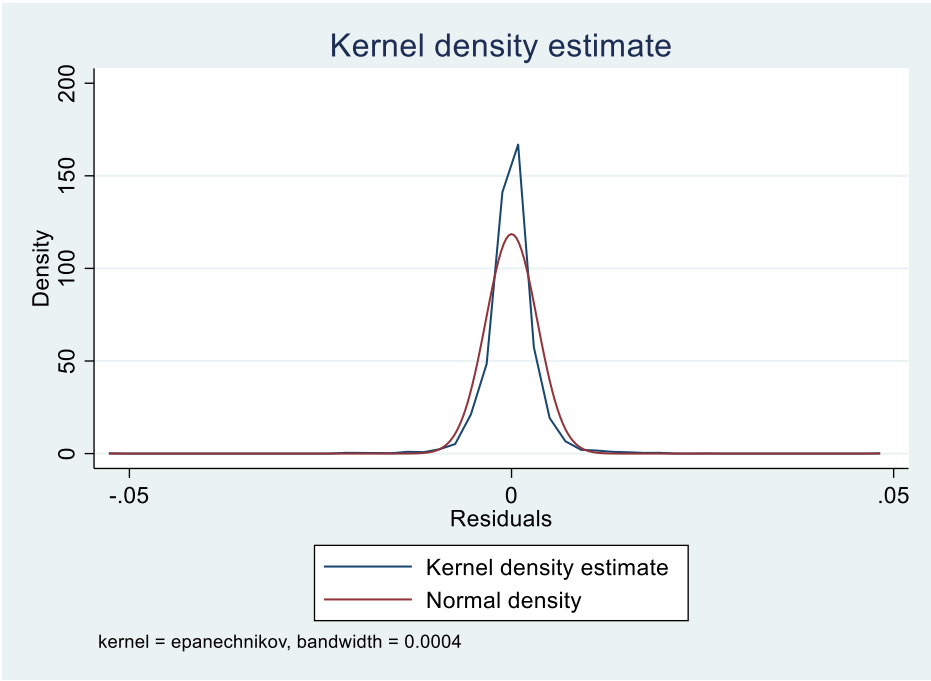
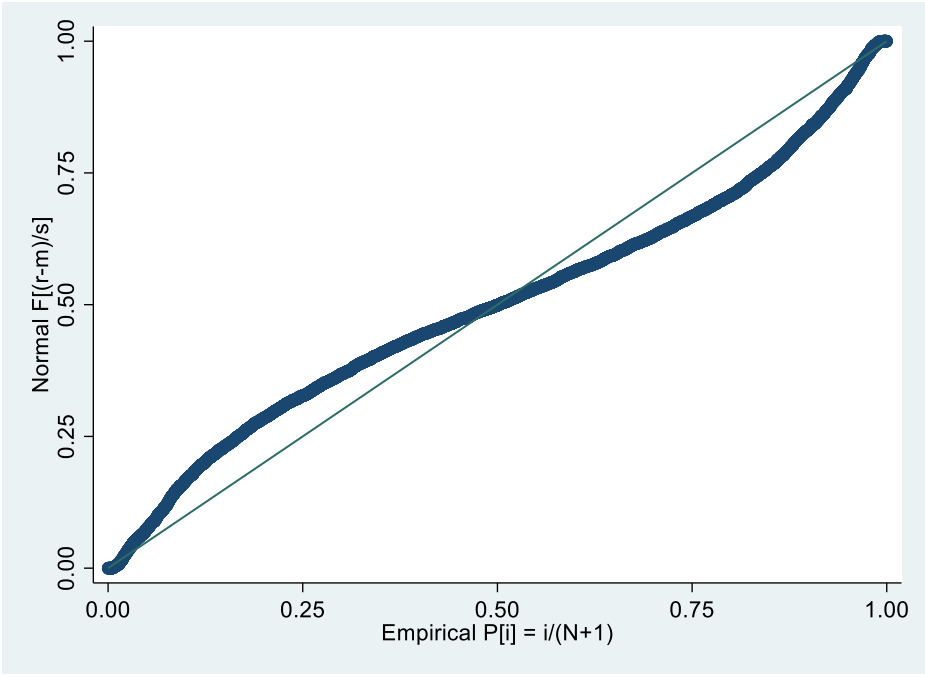
Vedlegg (5) Plott for normalfordelte residualer

Plott for normalfordelte residualer

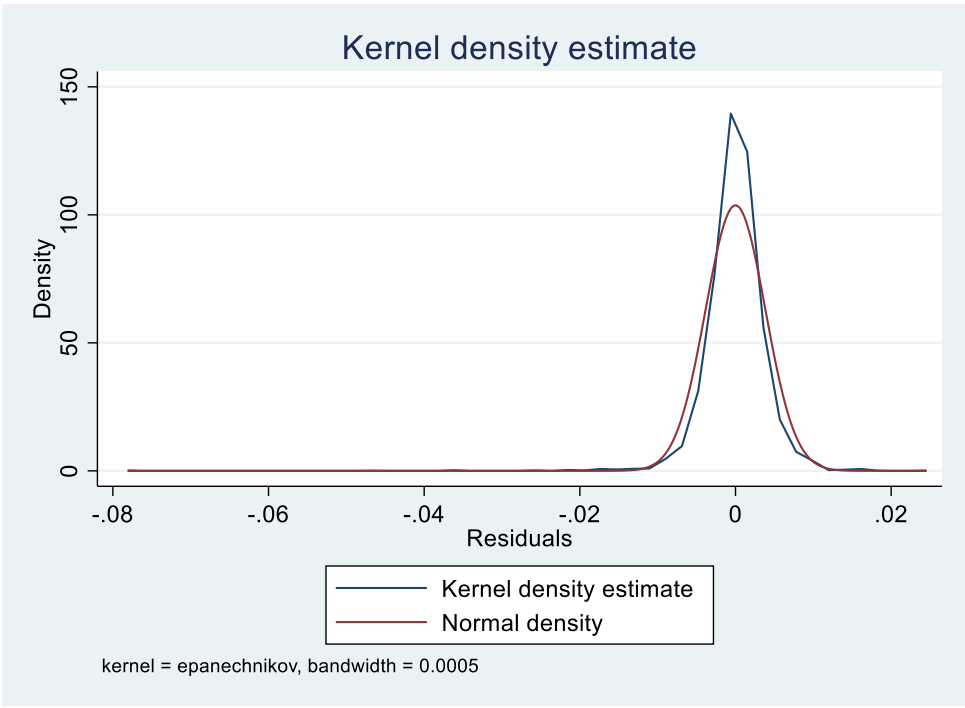
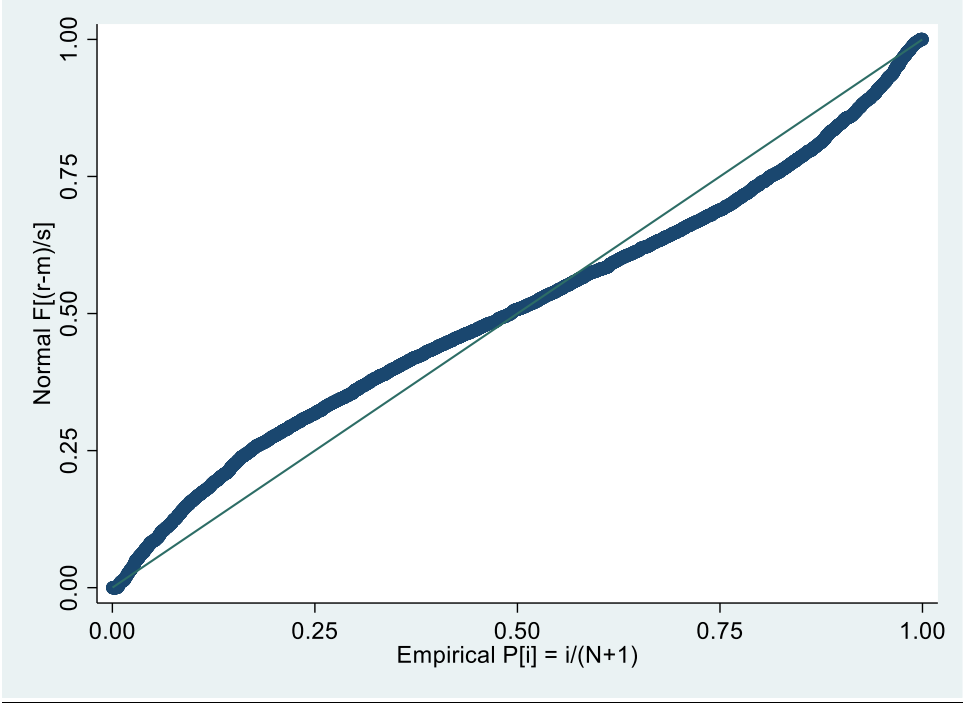
Alfred Berg Gambak



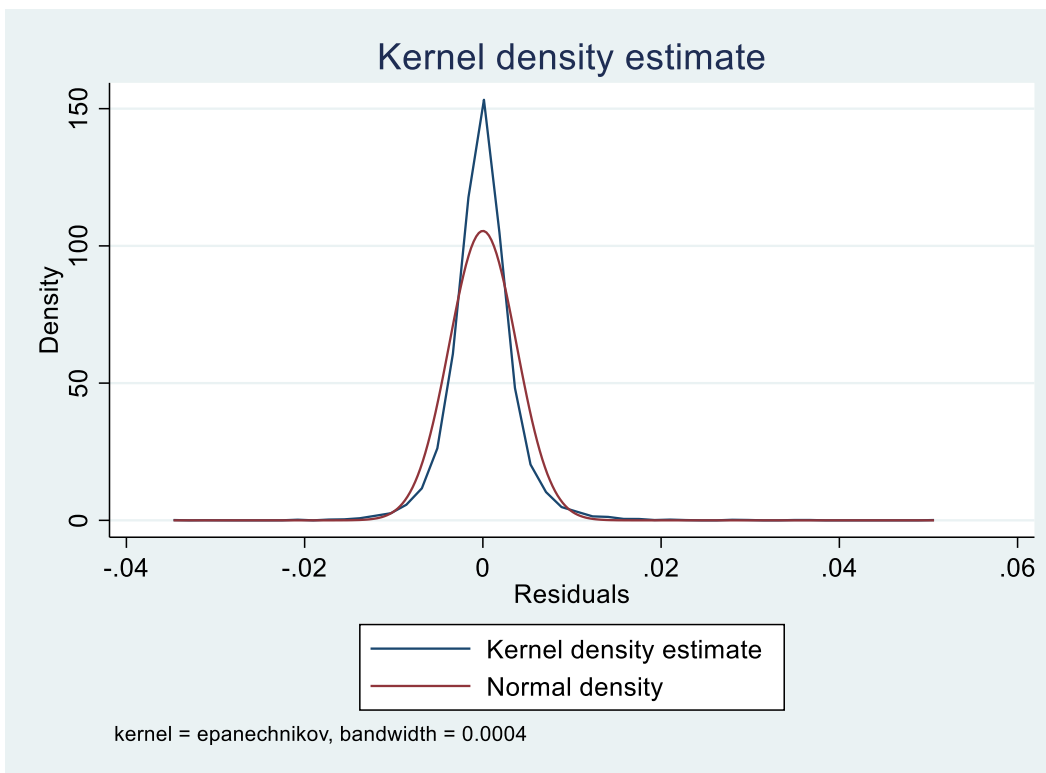
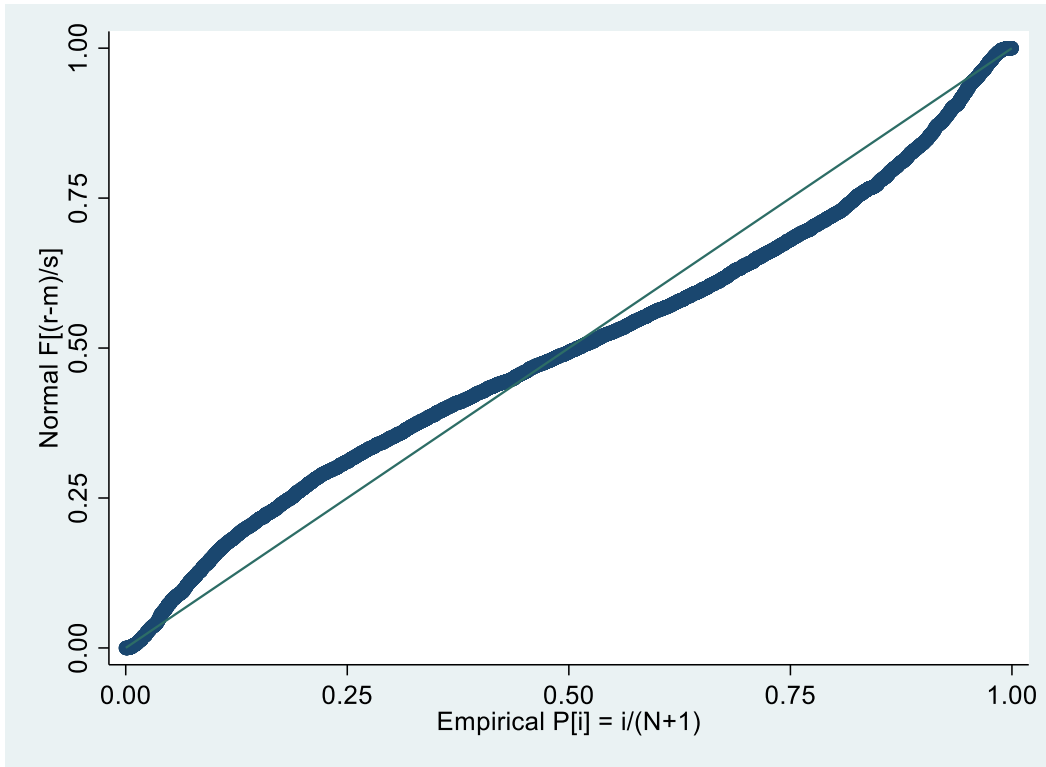
Danske Invest Norge II



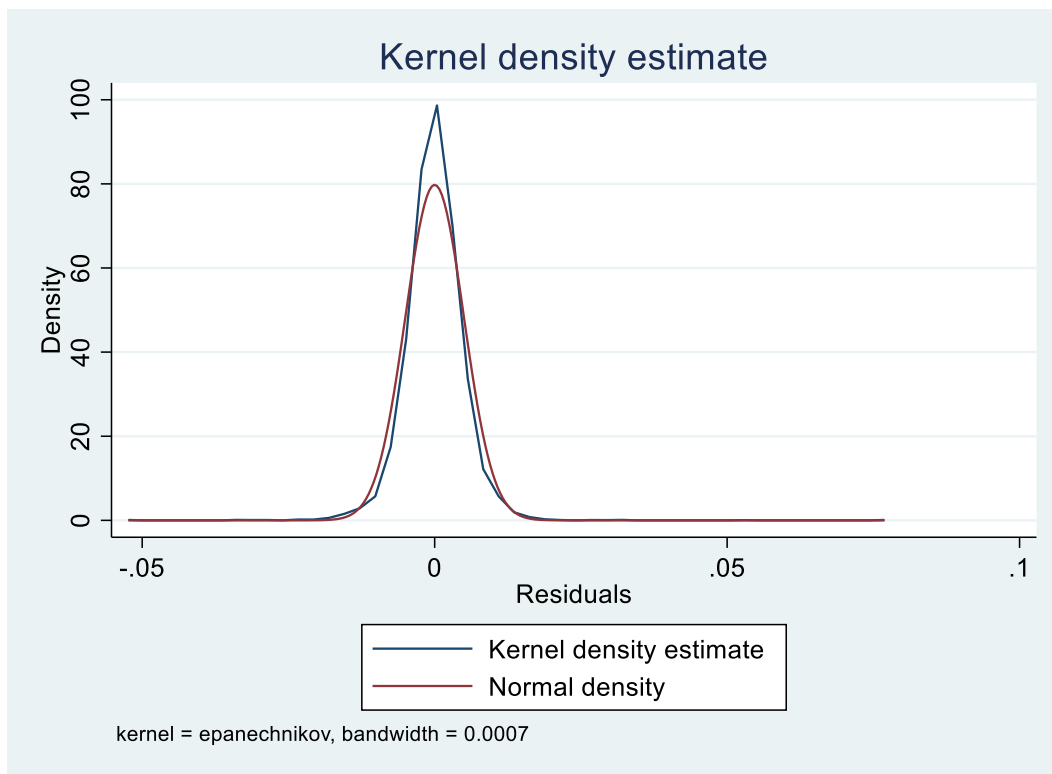
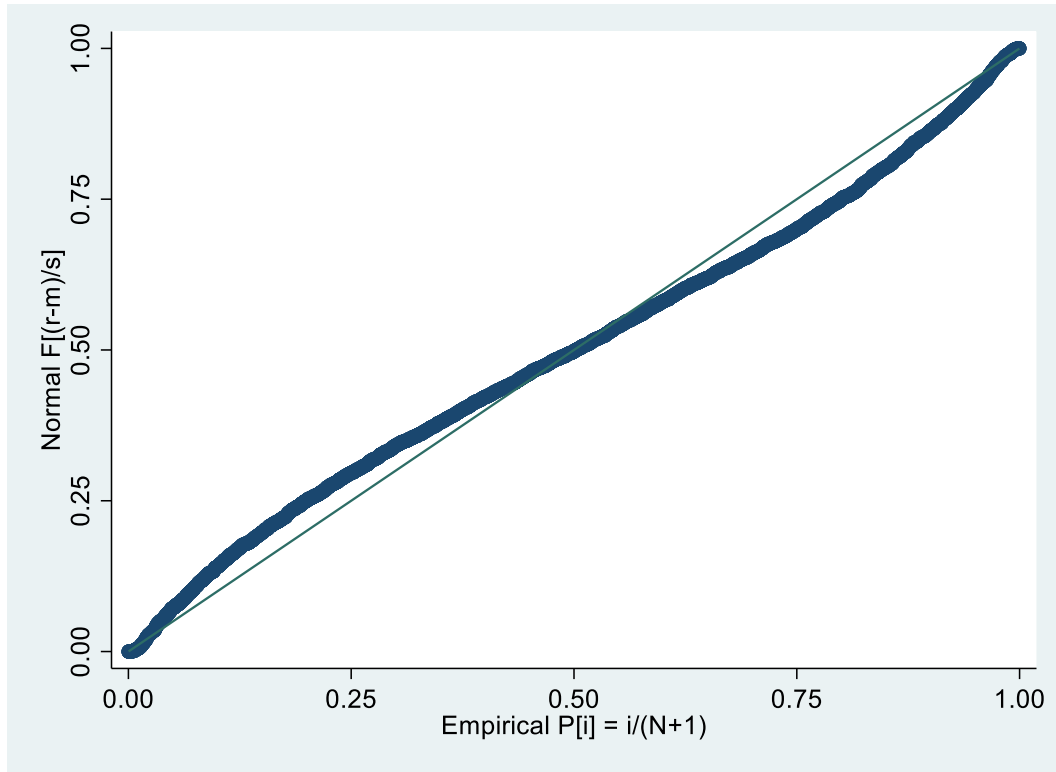
Eika Norge



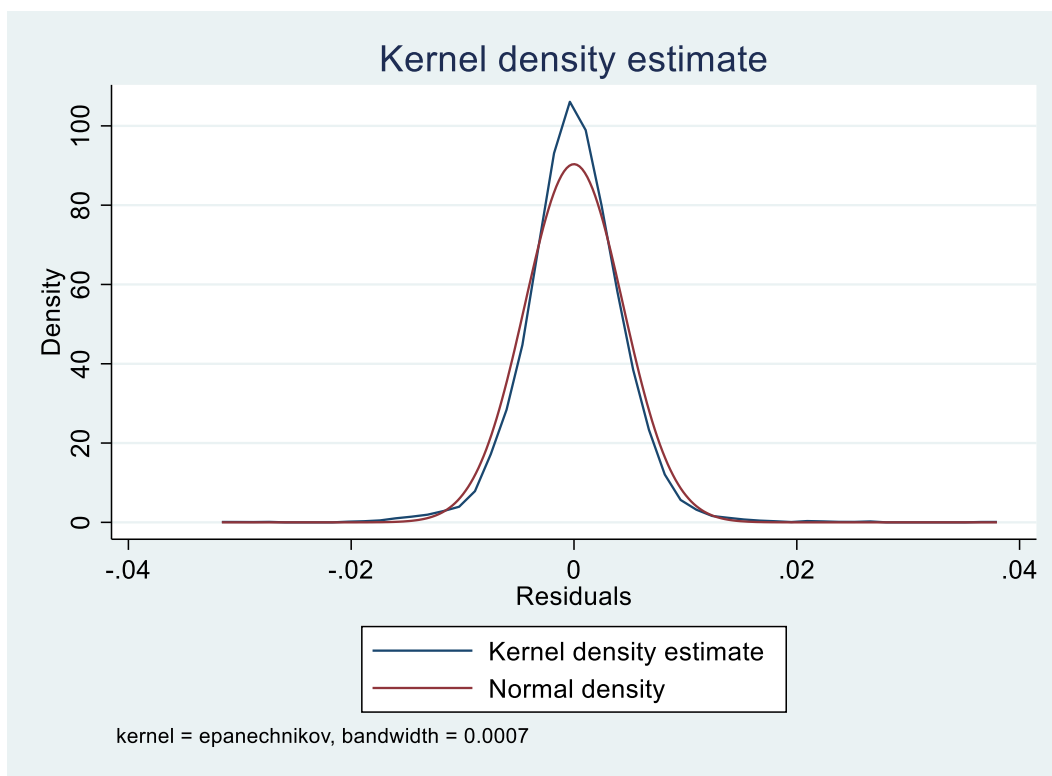
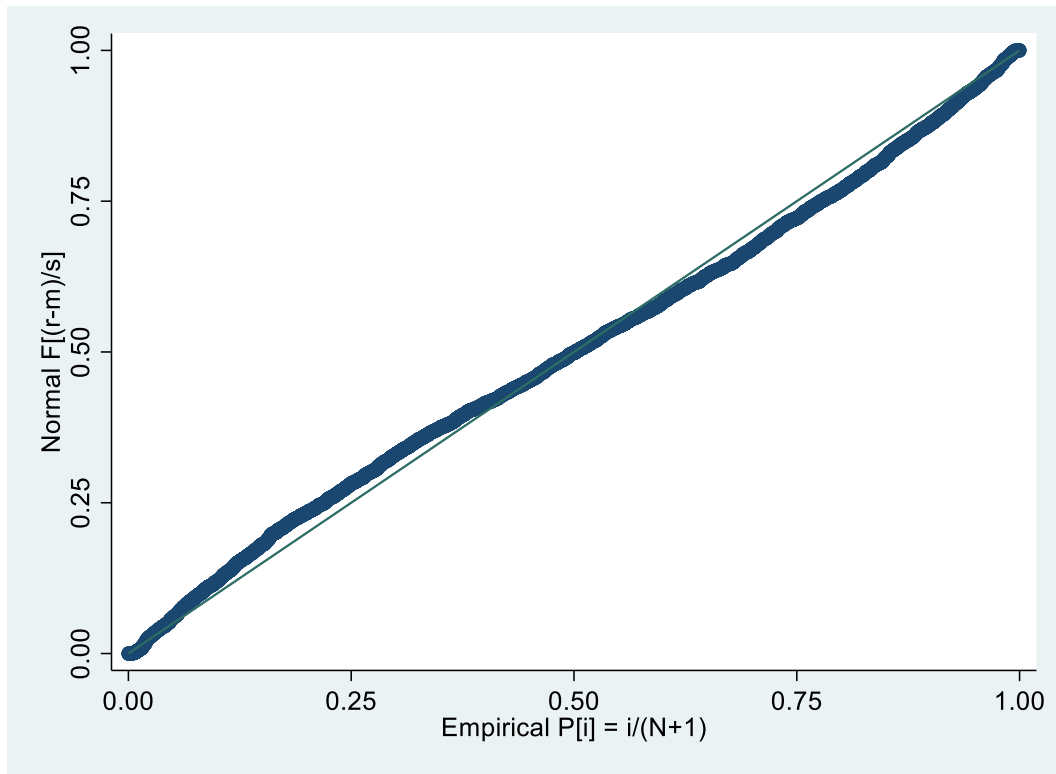
DNB Selektiv



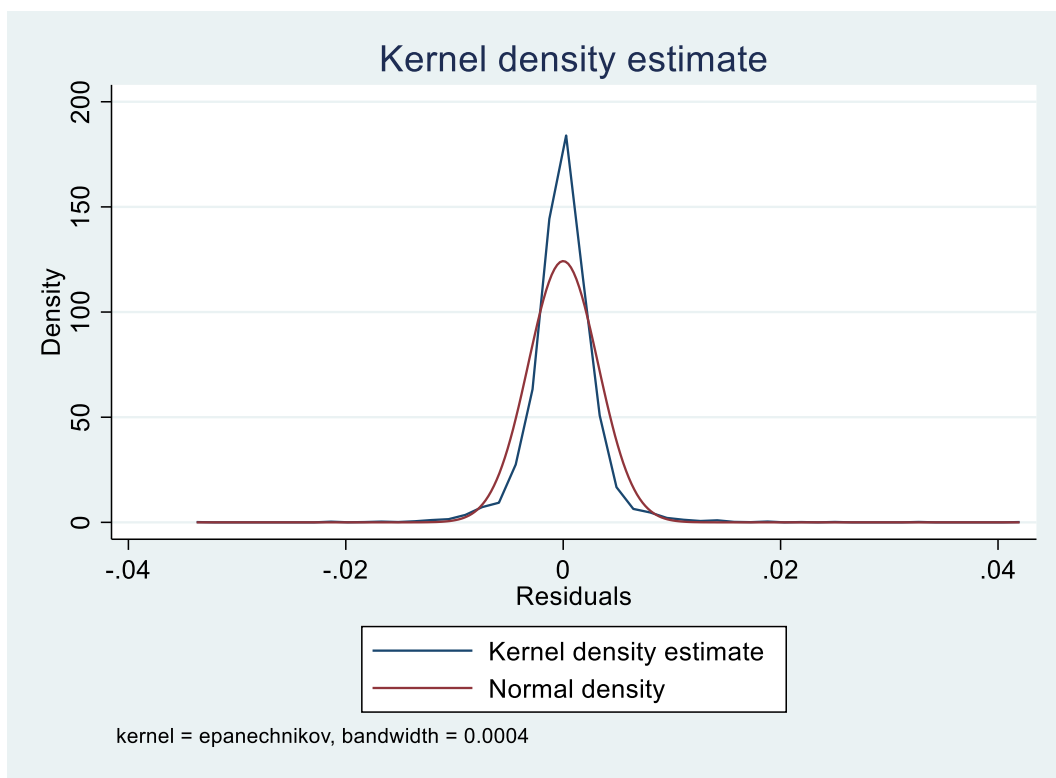
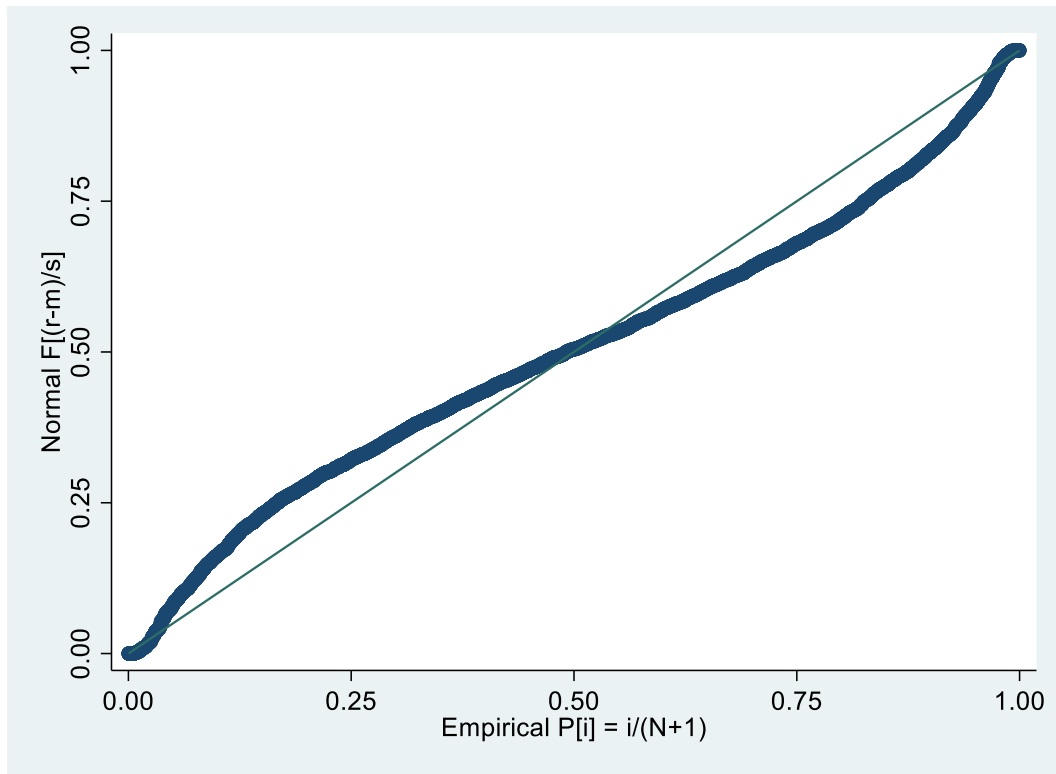
Holberg Norge



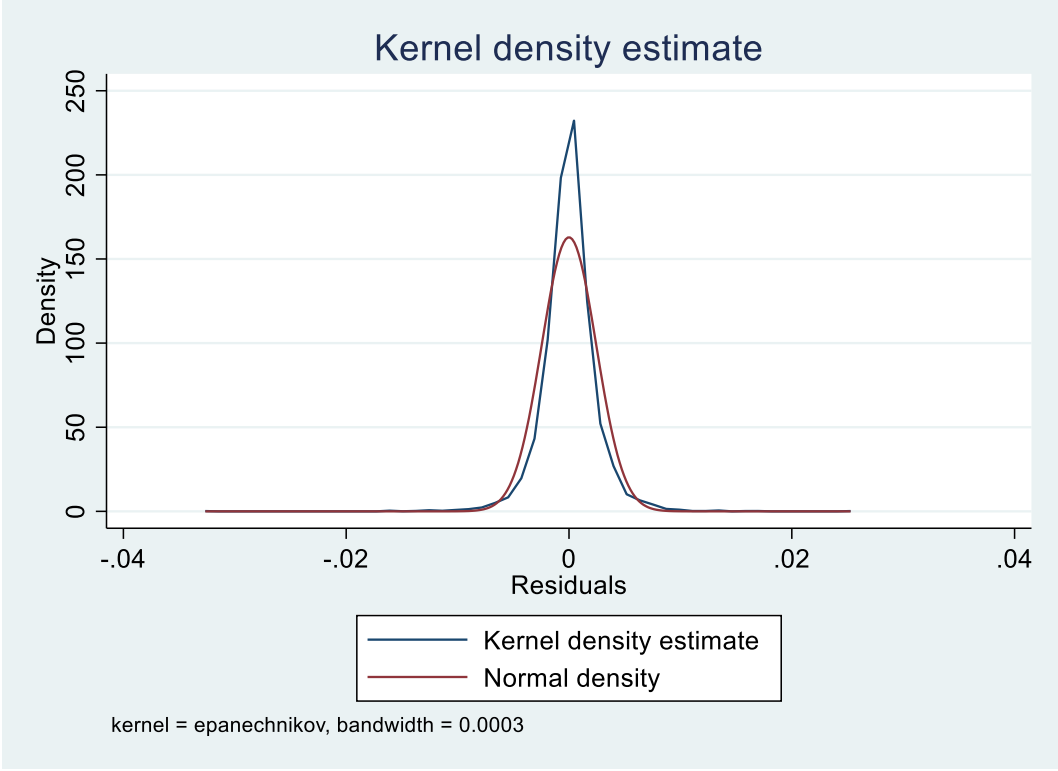
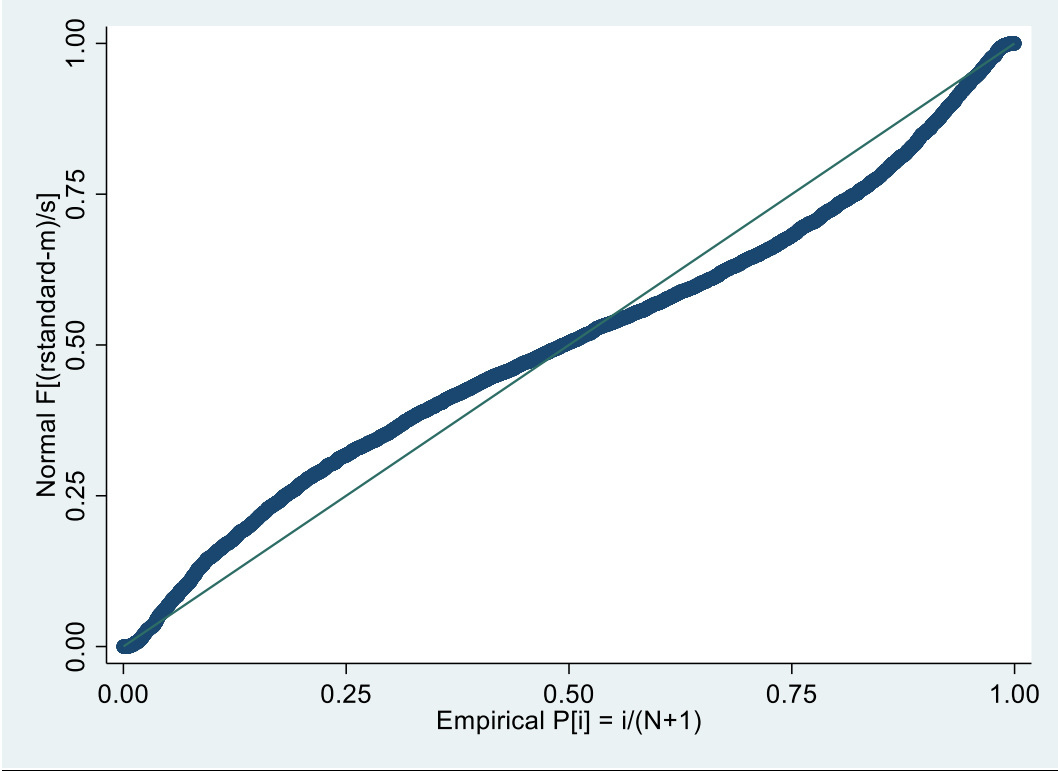
Fondsfinans Norge



KLP AksjeNorge



Storebrand Norge



Nordea Avkastning

