



Alpha og flow i det europeiske fondsmarkedet

En empirisk studie av alpha, og alpha sin effekt på flow til aktive og passive fond i 16 europeiske land

Odd Arne Garpestad og Øystein Toppe Tolaas

Veileder: Andreas Ørpelteit

Masterutredning i økonomi og administrasjon

Hovedprofil: Finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer innstår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Forord

Denne oppgaven er vår avsluttende oppgave på masterstudiet i økonomi og administrasjon hos Norges Handelshøyskole, med en hovedprofil i finansiell økonomi. I løpet av studiet ble vi introdusert for litteraturen om fond sin evne til å skape positiv alpha, gjennom fagene FIE400, FIE426 og FIE450. Det ble vekket en interesse for kapitalforvaltning, og spesielt prestasjonsforskjeller mellom aktiv og passiv forvaltning. Oppgavens formål er å bidra med litteratur på geografiske områder der det foreligger lite forskning.

Å skrive oppgaven har vært utfordrende, spennende og lærerikt. Vi sitter igjen med et stort læringsutbytte, både av oppgaven og hele mastergraden på NHH.

Vi ønsker å takke Andreas Ørpelveit for hans fantastiske veiledning med oppgaven vår. Han har bidratt med gode diskusjoner, råd og tilbakemeldinger. Vi vil også takke Andreas for at han bidro med rådata til analysen. Til slutt ønsker vi å takke familie og venner for god støtte gjennom hele prosessen.

Sammendrag

Vi har i denne oppgaven undersøkt om fond i 16 europeiske land produserer positiv alpha, og testet alpha sin effekt på flow til aktive og passive fond. Analysen er delt opp i to deler: alpha, og alpha sin effekt på flow. Vi ser på tre forskjellige perioder på 5 år hver, over tidsperioden 2005-2019. I første del finner vi at et undertall av land produserer positiv brutto alpha i hver periode. Landene som produserte signifikant positiv brutto alpha, produserte ikke signifikant positiv risikojustert alpha. Dette indikerer at fondsforvaltere skaper meravkastning til kunder ved å vekte forvaltningskapitalen mot ulike risikofaktorer. Resultatet indikerer at fondsmarkedet er effisient, og at investorer er irrasjonelle som investerer i aktive fond fremfor indeksfond.

I andre del av analysen tester vi først om sammenhengen mellom flow til aktive fond og alpha er konveks. Resultater fra testene viser at noen land i Europa følger en konveks sammenheng, i likhet med tidligere litteratur. Samtidig er det ikke en signifikant konveks sammenheng i majoriteten av landene. Til slutt tester vi om aktive fond sin alpha har en effekt på flow til indeksfond. Resultatene viser at det er få land hvor alpha har en signifikant effekt på flow til indeksfond, men metoden har klare endogenitetsproblemer som gjør at resultatene må tolkes forsiktig.

Innholdsfortegnelse

<i>Forord</i>	2
<i>Sammendrag</i>	3
<i>Innholdsfortegnelse</i>	4
1. Innledning	6
2. Tidligere litteratur	8
2.1 Tidligere litteratur om aktiv forvaltning og positiv alpha	8
2.2 Tidligere litteratur om flow og fondsprestasjoner	10
2.3 Kritikk av faktormodeller	12
3. Teori	13
3.1 Alpha	13
3.2 Aktiv og passiv fondsforvaltning	14
3.3 Hypotesen om effisiente markeder	15
3.4 Faktormodeller.....	15
3.4.1 Kapitalverdimodellen	15
3.4.2 Fama-French trefaktormodell.....	16
3.4.3 Carharts firefaktormodell	17
3.4.4 Fama-French femfaktormodell.....	18
3.5 Flow	18
4. Data	20
4.1 Data for aktive fond	20
4.1.1 Hovedvariabler for aktive fond	22
4.1.2 Deskriptiv statistikk aktive fond.....	23
4.2 Data for indeksfond	24
4.2.1 Deskriptiv statistikk indeksfond.....	25
5. Metode	26
5.1 Alpha	26
5.1.1 T-tester av brutto og risikojustert alpha.....	26
5.2 Alpha sin effekt på flow	26
5.2.1 T-tester av inflow og outflow.....	26

5.2.2	Alpha sin effekt på flow til aktive fond.....	27
5.2.3	Alpha sin effekt på flow til indeksfond.....	28
6.	<i>Resultater</i>	29
6.1	Alpha	29
6.1.1	Faktoreksponering for hvert land i hver periode	31
6.1.2	T-tester av brutto og risikojustert alpha	35
6.2	Alpha sin effekt på flow	38
6.2.1	Flow til aktive fond for hver periode	38
6.2.2	Flow til indeksfond for hver periode.....	39
6.2.3	T-test av flow til aktive fond.....	40
6.2.4	T-test av flow til indeksfond	42
6.2.5	Alpha sin effekt på flow til aktive fond.....	44
6.2.6	Alpha sin effekt på flow til indeksfond.....	48
7.	<i>Diskusjon</i>	50
7.1	Alpha	50
7.2	Alpha sin effekt på flow	51
8.	<i>Konklusjon</i>	53
<i>Litteraturliste</i>		54
<i>Appendiks</i>		59
Appendiks A – Tabeller		59
Appendiks B – Figurer		69

1. Innledning

I denne oppgaven vil vi undersøke om aktive fond i europeiske land produserer positiv alpha, alpha sin effekt på flow til aktive fond og indeksfond. Vår motivasjon til oppgaven kom i faget FIE426-kapitalforvaltning. Der ble vi introdusert for den evigvarende diskusjonen blant akademikere og investorer, om aktive fondsforvaltere klarer å skape meravkastning for kundene sine. I vårt litteratursøk på fagområdet fant vi at majoriteten hevdet at aktive fond ikke skaper positiv alpha, mens enkelte studier hevdet det motsatte.¹

Vi stilte oss så spørsmålet: Hvordan reagerer investorer på fond sine prestasjoner? Nysgjerrigheten førte oss til litteraturen om flow.² Vi fant en del forskning på flow til amerikanske aktive fond. Flere av disse studiene hevdet at historisk avkastning og flow til aktive fond har en konveks sammenheng.³ På nett fant vi få studier som så på det europeiske fondsmarkedet. Majoriteten av studiene så på aktive fond fremfor indeksfond. I en artikkkel fra Financial Times viser tall fra JPMorgan at amerikanske aktive fond har hatt en netto outflow siden 2013, mens amerikanske passive fond har hatt en netto inflow siden 2000 (Boyde, 2022).

Vi besluttet å skrive en oppgave der vi sjekker om aktive fond i Europa ikke produserer positiv alpha, og om alpha har en effekt på flow til aktive og passive fond. Våre hoved- og underhypoteser ble som følger:

Hovedhypotese: Fond i Europa produserer ikke positiv alpha.

Underhypotese 1: Sammenhengen mellom flow og alpha til aktive fond i Europa er ikke konveks

Underhypotese 2: Historisk alpha for aktive fond i Europa har ingen effekt på fremtidig flow til europeiske indeksfond.

¹ Se delkapittel 2.1 for gjennomgang av litteraturen.

² Se delkapittel 2.2 for gjennomgang av litteraturen.

³ Konveks sammenheng alpha og flow: Fond som historisk sett har presteret godt får penger inn (inflow). Samtidig opplever fond som historisk sett har presteret dårlig at flow er lite sensitiv for historiske prestasjoner.

Gitt at den konvekse sammenhengen mellom flow og alpha eksisterer, vil fondsforvaltere ha et incentiv til å ta mer risiko.⁴ Vår økonomiske intuisjon er at land med gjennomsnittlig negativ alpha for aktive fond i en periode, opplever en netto inflow til indeksfond i påfølgende periode.

I denne oppgaven analyseres tre ulike tidsperioder. Første periode er fra 2005-2009, andre periode er fra 2010-2014 og tredje periode er fra 2015-2019. Videre er analysen delt inn i to deler. I første del analyseres alpha i 16 europeiske land, for å besvare hovedhypotesen. I andre del analyseres alpha sin effekt på flow, for å besvare de to underhypotesene. Resultater fra analysens første del viser at det er et fåtall av europeiske land som klarte å skape signifikant positiv brutto alpha i en eller flere perioder. Signifikanstester for positiv risikojustert alpha, indikerer at lands brutto alpha i alle periodene kan forklares av lands vekting mot risikofaktorene til Fama & French. Resultater fra analysens andre del viser at enkelte land har en signifikant konveks sammenheng mellom flow til aktive fond og brutto alpha. Samtidig er det et flertall av land i hver periode hvor vi ikke finner denne konvekse sammenhengen. Videre viser resultatene i andre del at det er få land hvor aktive fond sin alpha har en signifikant effekt på flow til indeksfond, men metoden har klare endogenitetsproblemer som gjør at resultatene må tolkes forsiktig.

Oppgaven er delt i flere kapitler: Litteraturteori går gjennom i kapittel 2. Relevant teori presenteres i kapittel 3. Data og konstruksjonen av datasettet presenteres i kapittel 4. Metoden brukt i analysen presenteres i kapittel 5. Resultater fra analysen presenteres i kapittel 6. Resultatene diskuteres i kapittel 7. Til slutt konkluderes oppgaven i kapittel 8.

⁴ Se litteraturen til Ippolito (1992), Chevalier & Ellison (1997) og Ferreira, Keswani, Miguel & Ramos (2012) presentert i delkapittel 2.2.

2. Tidligere litteratur

2.1 Tidligere litteratur om aktiv forvaltning og positiv alpha

Det er en stor overvekt av studier som hevder at passive fond presterer bedre enn aktivt forvaltede fond. Jensen (1968) analyserte prestasjonen til aktive og passive investeringer, ved å utforske avkastningen til 112 amerikanske fond i perioden 1945–1964. Resultatene av studien viste at aktivt forvaltede fond gjorde det dårligere enn markedsporteføljen, til og med før en tok i betraktning forvaltningsgebyr. Kun ett fond hadde en positiv signifikant alpha.

Grinblatt & Titman (1989) brukte kvartalsvis data for aktive fond i perioden 1975-1984, og fant at aktivt forvaltede fond kan gi høyere brutto meravkastning enn den tilhørende snittvarians referanseindeksen. Dersom en tar i betraktning kostnader, presterer derimot ikke de aktivt forvaltede fondene bedre enn referanseindeksen.

French (2008) undersøkte kostnadene ved aktiv investering på det amerikanske aksjemarkedet over perioden 1980–2006. Han fant at kostnadene ved aktiv investering, inkludert transaksjonskostnader og avgifter betalt til investeringsforvaltere, kan betydelig redusere avkastningen på aktivt forvaltede porteføljer. Han fant også at de fleste aktivt forvaltede fondene presterte dårligere enn markedet. I artikkelen blir det også estimert at en typisk investor ville hatt 67 basispoeng høyere årlig avkastning ved å velge en passiv portefølje, kontra en aktiv portefølje i perioden. French konkluderte med at kostnadene ved aktiv investering kan veie tyngre enn fordelene for mange investorer, og antyder at lave kostnader og passive investeringsstrategier kan være en mer effektiv måte å oppnå langsigktige investeringsmål på.

Malkiel (1995) så på amerikanske aktive aksjefond i periodene 1971-1981 og 1981-1991, og fant at fondene gjorde det i snitt verre enn S&P 500 og Wilshire 5000. Dette gjelder både før og etter forvaltningskostnader. Gruber (1996) evaluerte 270 amerikanske aktive fond i perioden 1984-1995 ved hjelp av en konstruert fireindeksmodell, og fant at fondene underpresterte med 65 basispoeng hvert år i forhold til S&P 500. Carhart (1997) analyserte over 1800 aktive fond i perioden 1962-1993, og satte dem opp mot firefaktormodellen. Hele 90% av de aktivt forvaltede fondene hadde for lav avkastning til å dekke fondets forvaltningskostnader.

Fama & French (2010) undersøkte aktive fond fra CRSP-databasen i perioden 1984-2006, og benyttet seg av blant annet trefaktormodellen og Carharts firefaktormodell. Resultatene av studien viste at det var få fondsforvaltere som klarte å dekke inn forvaltningskostnadene sine gjennom sine ferdigheter for aksjeplukking. Resultatet kan også tolkes som at aktiv forvaltning kan prestere bedre enn passiv forvaltning i noen få tilfeller.

Sørensen (2009) undersøkte norske aktive aksjefond sine prestasjoner i perioden 1982-2008. Datasettet Sørensen brukte inkluderte fond som ble lagt ned i løpet av perioden, for å unngå «survivorship bias» (Elton, Gruber & Blake, 1996). Sørensen fant ingen statistisk signifikante bevis på meravkastning for en likevektet portefølje av aktive aksjefond. Ved å benytte seg av bootstrapping-metoder for å skille mellom ferdigheter og flaks, fant Sørensen kun svake tegn på at avkastningen skyldtes fondsforvalterens ferdigheter. Vinnerne og taperne hadde ingen persistens i prestasjonene.

Det er også studier som hevder at aktivt forvaltede fond kan prestere bedre enn passivt forvaltede fond. Pastor og Stambaugh (2002) publiserte en studie hvor de hevdet at aktive fond presterer bedre enn indeks, dersom en bruker Sharpe ratio (Sharpe, 1994) som prestasjonsmål.

Wermers (2002) sammenlignet 1200 aktive fond i perioden 1975-1994 med referanseindeksen CRSP. Han fant at de aktive fondene i snitt hadde en årlig meravkastning lik 1,3%. Av dette skyldtes 0,75% aksjeplukkingsferdigheter. I 1975 skyldtes 0,65% av meravkastningen kostnader. Hendricks, Patel & Zeckhauser (1993) fant også at aktiv forvaltning ga høyere avkastning enn passiv forvaltning, i sin evaluering av kortsiktig persistens i prestasjonene for perioden 1974-1988.

Petajisto (2013) undersøkte sammenhengen mellom aksjefond sine prestasjoner og aktiv andel i perioden 1980-2009. Han fant at de 20% mest aktive fondene oppnår 1,26 prosentpoeng høyere årlig avkastning (etter kostnader), enn fondsforvalternes selvvalgte referanseindeks. Et gjennomsnittlig aktivt forvaltet fond skapte ikke meravkastning.

Philips, Kinniry & Walker (2014) studerte markedssykluser og volatilitet, og så på aktivt forvaltede fond sine prestasjoner over tiårsperiodene 1989-1999, 1998-2008 og 2003-2013. I perioden 1989-1999 presterte 29% av de aktivt forvaltede fondene bedre enn referanseindeksen. I periodene 1998-2008 og 2003-2013 var det henholdsvis 63% og 45% av de aktivt forvaltede fondene som presterte bedre enn referanseindeksen.

2.2 Tidligere litteratur om flow og fondsprestasjoner

Tidligere studier indikerer at investorer velger fond basert på historisk avkastning. En av de første studiene om dette var fra Ippolito (1992). Han forsket på 143 amerikanske «open-ended» fond over perioden 1965-1984.⁵ Han finner at rasjonelle investorer flytter penger fra fond med dårlig prestasjon, til fond med god prestasjon. Resultatene viser også en konveks sammenheng mellom flow og fondsprestasjon: investorer har en tendens til å kjøpe seg inn i fond som gjør det bra, men selger seg ikke ut av fond som gjør det dårlig.

Senere forskning støtter funnene om en konveks sammenheng. Chevalier & Ellison (1997) forsket på 449 amerikanske fond over perioden 1982-1992. I studien fant de empirisk bevis for at de best presterende fondene opplevde økt inflow, mens de dårligst presterende fondene opplevde lite outflow. Sirri & Tufano (1998) finner samme resultat i deres studie av 690 amerikanske fond fra 1971-1990. De kategoriserer fondene inn i fem like store kvantiler, basert på forrige års prestasjon. Resultatene viser at fond i øvre kvantil har signifikant inflow i påfølgende periode. For fond i midtre kvantil er sammenhengen svakere. De finner ikke signifikante resultater for at fond plassert i nederste kvantil opplever outflow. Chevalier & Ellison (1997) og Sirri & Tufano (1998) argumenterer for at funnene deres gir fondsforvaltere incentiv til å ta mer risiko, ettersom man kan ha stor gevinst av å ta høy risiko, og lite å tape.

Det er flere studier som viser at fond sine forvaltningsgebyr kan forklare flow. Barber, Odean & Zheng (2005) studerte aksjefond fra CRSP-databasen over perioden 1970-1999, og fant at investorer er sensitive for forvaltningsgebyr, men ikke like sensitive for fond sine driftskostnader. Det var en negativ sammenheng mellom flow og forvaltningsgebyr. Huang, Wei & Yan (2007) fant at fond med lavere forvaltningsgebyr har flow som er mer sensitiv for middels historisk prestasjon og mindre sensitiv for lav historisk prestasjon, sammenlignet med fond med høyere forvaltningsgebyr. Gil-Bazo & Ruiz-Verdú (2009) fant at lavt presterende fond (før kostnader) tar høyere forvaltningsgebyr. Den negative sammenhengen mellom forvaltningsgebyr og prestasjoner kan forklares av at investorene har ulik sensitivitet for fond

⁵ Open-ended fond: Fond som kan ha uendelig antall utestående aksjer (Hossain, 2021b)

sine historiske prestasjoner. Resultatene antyder at bedre eierstyring (“governance”) kan føre til forvaltningsgebyr mer forenlig med historiske prestasjoner.

Kim (2009) forsker på sammenhengen mellom flow og amerikanske fond sine prestasjoner i perioden 1983–2009. Han finner at sammenhengen ikke er konveks etter år 2000 for aktive fond. I samme studie finner Kim også at sammenhengen mellom flow til indeksfond og fondsprestasjoner ikke er signifikant i de fleste tilfeller. Spiegel & Zhang (2013) er kritisk til tidligere forskningsfunn som sier at sammenhengen mellom flow og prestasjoner er konveks, og hevder at sammenhengen heller er lineær. Studien tar for seg månedlig data for fond i perioden 1994-2010, fri for «survivorship bias». Schiller, Woltering & Sebastian (2020) finner også bevis for en linear sammenheng, i sin studie av amerikanske fond. I tillegg finner Schiller et al. at winsorizing av flow fører til feilaktige sluttninger som at fondets flow ikke er sensitiv for historisk dårlige prestasjoner. Det anbefales heller å bruke trimming av de ekstreme observasjonene.

Litteraturen som er fremlagt til nå har utelukkende forsket på amerikanske fond. Hva er status for sammenhengen mellom flow og prestasjon i andre geografiske områder? Bellando & Tran-Dieu (2011) ser på franske fond i perioden 1992-2007. Fondene kategoriseres inn etter geografisk område og sektor. Analysens resultater viser at franske fond sin flow-prestasjon sammenheng også er konveks, men svakere enn for amerikanske fond.

Vidal & Vidal-García (2021) er, ut fra hva vi har funnet, de eneste som har sett på historisk fondsavkastning sin effekt på flow i Europa. De forsker på 2508 fond fra 17 europeiske land i perioden 1990-2020. De finner at historisk avkastning har en signifikant effekt på flow, hovedsakelig i fond med høy og lav avkastning.

Ferreira, Keswani, Miguel & Ramos (2012) ser på hvorfor intensiteten i kjøp av fond med høy historisk avkastning og salg av fond med lav historisk avkastning, er forskjellig mellom land i hele verden. De forsker på 16135 open-ended aktive fond i 28 land over perioden 2001-2007. Studien anvender bruken av kvantiler for å kategorisere land sine fond, inspirert av Sirri & Tufano (1998). De finner at det er store forskjeller i sammenhengen mellom flow og avkastning på tvers av land. Regresjonsresultatene for hele verden viser en konveks sammenheng, som i litteraturen over. Resultatene viser at ni land, pluss USA, har statistisk signifikant konveksitet.

Av all litteraturen presentert hittil i dette delkapittelet er det bare Kim (2009) som har studert indeksfond. En studie av Fu, Navone, Pagani & Pantos (2012) finner i midlertidig at indeksfond har en mindre konveks sammenheng mellom flow og fondsprestasjoner, sammenlignet med aktive fond. Vi har funnet betraktelig færre studier på flow til indeksfond sammenlignet med flow til aktive fond.

2.3 Kritikk av faktormodeller

Bauer, Christiansen & Døskeland (2022) retter kritikk mot statens pensjonsfond utland (SPU) sin bruk av faktormodeller til å evaluere fondet. Det presenteres argumenter som er egne, og argumenter hentet fra andre artikler for å styrke kritikken. Bauer et al. er kritiske til at dynamiske endringer i faktoreksponeringen ikke blir plukket opp i den statiske modellen. De argumenterer også for at restriksjoner i forvaltningen, som forbud mot short-salg, budsjettbegrensninger, likviditet og maks tidsperiode for å eie i gitte selskap, gjør det umulig å skape faktorporteføljene.⁶ Faktormodellen kritiseres for å ikke ta hensyn til transaksjonskostnader. Ved endring av porteføljen vil det oppstå transaksjonskostnader for å oppnå ønsket eksponering. Resultatet er at alpha endrer seg som følge av transaksjonskostnadene. Modellen ser derimot vekk fra transaksjonskostnader. Modellen tar heller ikke hensyn til eventuelle forskjeller mellom referanseindeks og markedsporteføljen. Det vil si at porteføljer kan være laget med forskjellige grunnlag. Dette kan resultere i at referanseindeksporteføljen inneholder faktoreksponering i seg selv, og ikke den valgte eksponeringen markedsporteføljen har. I så fall kan estimeringen av alpha bli påvirket av effekter fra referanseindeksen.

I forskning på faktoreksponering blir som regel French sine faktorer brukt. Data for disse datasettene oppdateres jevnlig. Det gjelder også historisk data. Akey, Robertson & Simutin (2022) fant at årlig alpha for halvparten av aksjefond endres med 1%, når det blir brukt forskjellige arkiverte versjoner av faktordata helt tilbake til 2005.

⁶ Short-salg: Selge noe man tror skal ned i verdi. Vanlig metode for å shorte er å låne aksjer og selge de, for så å kjøpe dem tilbake til avtalt tid. Hvis prisen på aksjen har sunket har investoren tjent differansen mellom salgspris og kjøpspris. Hvis prisen har økt, har investoren tappt. Det motsatte av en short-aposisjon er en long-aposisjon, hvor en kjøper noe man tror skal opp i verdi (Nordnet, u.å).

3. Teori

3.1 Alpha

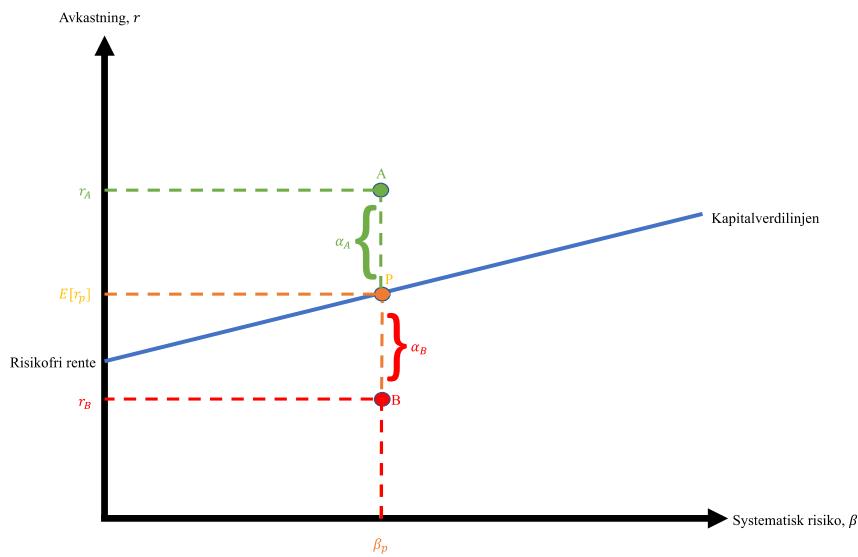
Alpha er et uttrykk som ble introdusert av M.C. Jensen (1968), da han evaluerte 115 fond over perioden 1945–1964. Alpha gir en teoretisk forklaring på porteføljeavkastningen som ikke forklares av systematisk risiko. Alpha beskrives med følgende ligning:

$$\alpha = r_p - [r_f + \beta_p * (r_m - r_f)] \quad (3.1)$$

Hvor α er alpha, r_p er avkastningen til portefølje p , r_f er avkastning på risikofri investering, β_p er den systematiske risikoen ved å investere i portefølje p og r_m er avkastning man oppnår ved å investere i markedsporteføljen. Verdipapirmarkedslinjen i ligning 3.1 er $[r_f + \beta_p * (r_m - r_f)]$. Denne spesifiseres i underkapittel 3.4.1. For å forklare positiv og negativ alpha kan vi visualisere et eksempel med den fiktive porteføljen p .

Figur 1

Illustrasjon av portefølje p , med eksempel av når faktisk avkastning er lavere eller høyere enn forventet avkastning.



Eksempelet illustrerer når portefølje p sin faktiske avkastning er høyere eller lavere enn forventet avkastning. Y-aksen representerer avkastning og X-aksen måler systematisk risiko. Verdipapirmarkedslinjen viser den lineære sammenhengen mellom systematisk risiko og

forventet markedsrisikopremie. Punkt A representerer portefølje p sin avkastning, i tilfellet hvor porteføljens faktiske avkastning er høyere enn hva som var forventet. Punkt B representerer portefølje p sin avkastning, i tilfellet hvor porteføljens faktiske avkastning er lavere enn hva som var forventet. Punkt P representerer portefølje p sin forventede avkastning. Alle punktene er basert på at porteføljen har en systematisk risiko lik β_p . Differansen mellom p sin faktiske avkastning og forventede avkastning, er hva som utgjør alpha (α). Videre illustrerer α_A tilfellet når p oppnår positiv alpha, mens α_B illustrerer når p oppnår negativ alpha. Som investor ønsker man at fondet man er investert i, skal plassere seg i punkt A.

Det er viktig å være observant på betydningen av alpha. Hvis det antas at det er mulig å oppnå positiv alpha, betyr dette at kapitalverdimodellen ikke holder. Teorien sier at markedet er ueffisient, og at forventet avkastning på portefølje sammensatt av aktiva, kan forklares av andre faktorer enn markedsporteføljens risiko. Det er da mulig å gjøre det bedre enn markedsporteføljen, gitt samme systematiske risiko, ved å kjøpe aktiva som har $\alpha>0$ eller selge aktiva som har $\alpha<0$.

Hvis alpha ikke eksisterer betyr det at markedet er effisient, som vil si at investering i aktiva vil plassere seg på kapitalverdilinjen. Å oppnå en meravkastning med samme systematiske risiko, vil ikke være mulig.

3.2 Aktiv og passiv fondsforvaltning

Det første aktivt forvaltede fondet oppstod i 1924, mens det første indeksfondet oppstod i 1971 (McWhinney, 2022). Debatten om hvorvidt aktiv eller passiv fondsforvaltning gir best resultater, har vært et gjengående tema i fag litteraturen. Det kan derfor være lurt å skille disse to forvaltningsstilene.

Aktiv fondsforvaltning har som mål å oppnå meravkastning, eksempelvis gjennom ulik aksjeplukking, faktorinvestering eller timing av markedet. For å utnytte feilprisinger i markedet, benytter aktive fondsforvaltere seg blant annet av grundige analyser og tidlige erfaringer, for å velge ut aksjer som er «gode kjøp».

Passiv fondsforvaltning har som mål å minimere avvik i forhold til referanseindeksen (Høegh-Krohn, 2004). Investorer som er skeptisk til aktiv forvaltning, og ønsker lave transaksjonskostnader, foretrekker å investere i passive fond som for eksempel indeksfond.

3.3 Hypotesen om effisiente markeder

Hypotesen om effisiente markeder klassifiserer markedet som svakt, semisterkt eller sterkt effisient (Fama, 1970). I et svakt effisient marked reflekteres historisk prisinformasjon i aksjeprisen. I et semisterkt effisient marked reflekteres både den historiske prisinformasjonen, og all offentlig tilgjengelig informasjon i aksjeprisen. I et sterkt effisient marked reflekteres historisk prisinformasjon, all offentlig tilgjengelig informasjon og utilgjengelig privat informasjon i aksjeprisen. I et sterkt effisient marked er det ikke mulig å utnytte arbitrasjemuligheter, ettersom all informasjon er inkorporert i aksjeprisen til enhver tid.

3.4 Faktormodeller

Faktormodeller måler forventet avkastning på faktorisikoen en investor påtar seg. Det finnes flere teoretiske modeller som prøver å besvare dette. I dette delkapittelet presenteres kapitalverdimodellen, Fama-French sin trefaktormodell, Carharts firefaktormodell og Fama-French sin femfaktormodell.

3.4.1 Kapitalverdimodellen

Kapitalverdimodellen (CAPM) er en av de mest kjente teoretiske modellene innen finansverden. Modellen forklarer sammenhengen mellom en investering sin forventede avkastning og systematiske risiko, pluss investering til risikofri rente. Modellen ble utviklet av Sharpe (1964), Treynor (1962), Lintner (1965) og Mossin (1966), og bygger på Markowitz (1959) sitt grunnlag om porteføljeteori. Den teoretiske modellen kan utledes på følgende måte:

$$E(R_i) = R_f + B_i * [E(R_M) - R_f] \quad (3.2)$$

Hvor $E(R_i)$ er forventet avkastning på portefølje i , R_f er risikofri rente, B_i er systematisk risiko for portefølje i og $E(R_M)$ er forventet avkastning på markedsporteføljen. Utrykket $[E(R_M) - R_f]$ er markedets risikopremie og forklarer avkastningen man kan forvente pr enhet påtatt systematisk risiko. Er B_i lik 1 følger portefølje i markedets systematiske risiko, og kan forvente seg en avkastning lik $E(R_M)$. Hvis $B_i > 1$ er portefølje i mer volatil enn markedet, og kan forvente høyere avkastning enn $E(R_M)$. Dersom $B_i < 1$ er portefølje i mindre volatil enn markedet, og kan forvente lavere avkastning enn $E(R_M)$.

CAPM baserer seg på forutsetninger om individers preferanser og markedsstruktur. Modellen antar at investorer er rasjonelle, vurderer forventet avkastning ut ifra risiko, har en lik tidshorisont på investeringen, homogene forutsetninger (all informasjon er tilgjengelig), ingen skatt, ingen transaksjonskostnader, all aktiva kan handles offentlig og er tilgjengelig på offentlige børser. Den forutsetter også at man kan låne, og låne ut til risikofri rente, og ta «short-aposisjon» på aktiva som handles (Bodie, Kane & Marcus, 2020). Disse forutsetningene er lite realistiske i virkeligheten. Det vil for eksempel påløpe transaksjonskostnader ved handel av aktiva, og det vil alltid foreligge risiko ved utlån av penger. Likevel er CAPM den mest brukte modellen for å beregne kapitalkostnad (Norli, 2011).

3.4.2 Fama-French trefaktormodell

En studie av Fama & French (1992) fant at aksjer for små selskaper med lav markedsverdi (aksjepris multiplisert med utestående aksjer), ga høyere avkastning enn aksjer for store selskaper med høy markedsverdi. I tillegg fant de at verdiaksjer med høy bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M) ga høyere avkastning over tid enn vekstaksjer med lav B/M. Disse funnene dannet grunnlaget for trefaktormodellen, som forklarer avkastningen til en portefølje ut ifra eksponering mot de tre faktorene: markedet (MKT), selskapsstørrelse (SMB) og bokført verdi relativt til markedsverdi (HML). Trefaktormodellen utvider kapitalverdimodellen ved å tilføre SMB og HML som faktorer. Modellen kan beskrives som følgende:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \beta_{i,MKT}(R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{i,SMB}SMB_t + \beta_{i,HML}HML_t \quad (3.3)$$

Der R_{it} er portefølje i sin forventede avkastning på tidspunkt t , R_{ft} er risikofri rente på tidspunkt t , og $R_{Mt} - R_{ft}$ er markedets forventede risikopremie på tidspunkt t . Forventet avkastning til faktorene SMB og HML på tidspunkt t fremgår av SMB_t og HML_t . Portefølje i sin eksponering mot de tre ulike faktorene markedet, SMB og HML fremgår av henholdsvis $\beta_{i,MKT}$, $\beta_{i,SMB}$ og $\beta_{i,HML}$. Portefølje i sin meravkastning utover markedets forventede risikopremie og forventet avkastning til hhv. MKT, SMB og HML på tidspunkt t , fremgår av α_{it} .

Faktoren knyttet til selskapsstørrelse, SMB («small-minus-big»), er konstruert ved hjelp av en portefølje der en går long i selskaper med lav markedsverdi, og går short i selskaper med høy markedsverdi. Små selskaper er mer risikable enn store etablerte selskaper, og investorene vil derfor kreve høyere avkastning for små selskaper enn for store selskaper. Dette forsøker SMB-

faktoren å plukke opp effekten av. Dersom $\beta_{i,SMB} > 0$ er portefølje i vektet mot små selskaper. Er $\beta_{i,SMB} < 0$ er portefølje i vektet mot store selskaper.

Faktoren knyttet til bokført verdi relativt til markedsverdi, HML («high-minus-low»), er konstruert ved hjelp av en portefølje der en går long i selskaper med høy B/M, og går short i selskaper med lav B/M. Selskaper med høy B/M er mer risikable enn selskaper med lav B/M. Derfor krever investorene høyere avkastning for selskaper med høy B/M enn for selskaper med lav B/M. Dette forsøker HML-faktoren å plukke opp effekten av. Dersom $\beta_{i,HML} > 0$ er portefølje i vektet mot selskaper med høy bok/markedsverdi. Er $\beta_{i,HML} < 0$ er portefølje i vektet mot selskaper med lav bok/markedsverdi.

3.4.3 Carharts firefaktormodell

Hendricks et al. (1993) fant at en portefølje bestående av aksjer som nylig har gjort det dårlig, gjør det signifikant verre enn en standard referanseindeks. En portefølje bestående av aksjer som nylig har gjort det godt, vil derimot gjøre det bedre enn referanseindeksen, men dette resultatet var ikke signifikant. Carhart (1997) mente at resultatet til Hendricks et al. i stor grad skyldtes en ettårs momentum effekt. En studie av Jegadeesh & Titman (1993) undersøkte avkastningen til amerikanske aksjefond og evaluerte ulike tradingstrategier. Aksjene ble valgt basert på avkastningen de siste 3-12 månedene, og holdt mellom 3-12 måneder. De fant flere strategier som ga signifikant positiv avkastning, der en kjøper aksjer med høy tidligere avkastning (vinneraksjer), og selger aksjer med lav tidligere avkastning (taperaksjer). De fant også at nylig historisk avkastning kan ha en smittende effekt på fremtidig avkastning, en momentumseffekt.

Carhart (1997) konstruerte derfor en momentumsfaktor som skulle fange opp en ettårig momentumseffekt. Selskapene ble delt inn i tre ulike porteføljer hver måned, basert på avkastningen de foregående 11 månedene. Selskapene innenfor de tre porteføljene bestod av selskapene med høyest avkastning, selskapene med middels avkastning og selskapene med lavest avkastning. Momentumsfaktoren er differansen mellom gjennomsnittlig avkastning for porteføljene med høyest og lavest avkastning (Næs, Skjeltorp & Ødegaard, 2007).

Firefaktormodellen er da som følger:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \beta_{i,MKT}(R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{i,SMB}SMB_t + \beta_{i,HML}HML_t + \beta_{i,PR1YR}PR1YR_t \quad (3.4)$$

hvor $PR1YR$ er momentumsfaktoren og $\beta_{i,PR1YR}$ måler porteføljens eksponering mot momentumsfaktoren. Portefølje i sin meravkastning utover markedets forventede risikopremie og forventet avkastning til henholdsvis SMB, HML og PR1YR på tidspunkt t , fremgår av α_{it} . Resten av ligningen følger trefaktormodellen.

3.4.4 Fama-French femfaktormodell

Fama & French (2015) utvidet trefaktormodellen ved å inkludere to nye risikofaktorer RMW («robust-minus-weak») og CMA («conservative-minus-aggressive»). RMW er differanseavkastningen mellom en long portefølje bestående av selskaper med robust lønnsomhet, og en short portefølje bestående av selskaper med svak lønnsomhet. CMA er differanseavkastningen mellom en long portefølje bestående av selskaper med lavt investeringsnivå, og en short portefølje bestående av selskaper med høyt investeringsnivå. Femfaktormodellen er som følger:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \beta_{i,MKT}(R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{i,SMB}SMB_t + \beta_{i,HML}HML_t + \beta_{i,RMW}RMW_t + \beta_{i,CMA}CMA_t \quad (3.5)$$

Der portefølje i sin eksponering mot faktorene RMW og CMA fremgår av henholdsvis $\beta_{i,RMW}$ og $\beta_{i,CMA}$. Til slutt måler α_{it} portefølje i sin meravkastning utover markedets forventede risikopremie og forventet avkastning til henholdsvis SMB, HML, RMW og CMA på tidspunkt t . Resten av ligningen er hentet fra trefaktormodellen.

3.5 Flow

Sirri & Tufano (1998) definerer flow som et fond sin netto bevegelse av penger inn og ut av fondet, som ikke kommer av dividende eller fra kapital allerede under forvaltning. Beveger penger seg ut av fondet er det outflow av penger. Investerer investorer penger i fondet er det inflow. Intuitivt tolkes outflow som at investorer ikke har troen på fondet, mens inflow tolkes som at investorer har troen på fondet

Flow kan beregnes på følgende måte:

$$Flow_{k,t} = \frac{(TNA_{i,t} - (1 + R_{k,t}) * TNA_{k,t-1})}{TNA_{k,t-1}} \quad (3.6)$$

Hvor $TNA_{i,t}$ er total netto eiendeler til fond k i periode t , $TNA_{k,t-1}$ er total netto eiendeler til fond k i periode t og $R_{i,t}$ er nettoavkastning til fond k i periode t . Er $TNA_{i,t}$ større enn $(1 + R_{k,t}) * TNA_{k,t-1}$ har inflow vært høyere enn outflow. Dersom $TNA_{i,t}$ er mindre enn $(1 + R_{k,t}) * TNA_{k,t-1}$ har outflow vært høyere enn inflow.

4. Data

Vår veileder, Andreas Ørpelteit, har latt oss disponere to datasett som utgangspunkt for denne masteroppgaven. I dette kapittelet presenteres datautvalget, hovedvariabler og deskriptiv statistikk.

4.1 Data for aktive fond

Datasettet for aktive fond er konstruert med data fra Morningstar Direct (Ørpelteit, 2021). Fondsdataen inkluderer open-ended fond som kun har long-posisjoner, i tillegg til off-shore fond som typisk er hjemmehørende i Luxembourg, Irland og Liechtenstein. Datautvalget inkluderer månedlig data fra januar 2005 til desember 2019 (Ørpelteit, 2021). Ekstreme observasjoner under koronapandemien vil dermed ikke påvirke resultatene i analysen vår. Fond som ikke overlever tidsperioden inkluderes også i utvalget for å unngå «survivorship bias». Fond som ikke overlever har en tendens til å gjøre det dårlig over tid, og unnlatelse av dem kan gi misvisende resultater (Elton et al., 1996).

Datasettet vi fikk disponere hadde i utgangspunktet data for 19 land i Europa, og totalt 18982 ulike fond. Etter å ha filtrert bort år med mindre enn 12 observasjoner for bruttoavkastning, samt land med mindre enn 100 fond, ble antall land redusert til 16 mens det totale antallet fond ble redusert til 13996. Observasjoner der *TNA* er 0 gis verdien NA.

Tabell 1

Antall fond per land i datasett for aktive fond.

Land	Antall fond
Belgia	268
Danmark	420
Finland	316
Frankrike	1483
Irland	1494
Italia	311
Liechtenstein	265
Luxembourg	4919
Nederland	254
Norge	181
Spania	568
Storbritannia	1649
Sveits	470
Sverige	448
Tyskland	641
Østerrike	309
SUM	13996

Tabell 2

I tabell 2 presenteres variablene i datasettet for aktive fond. Vi redegjør kun for variabler som har blitt brukt for videre analyse eller utforming av nye variabler.

Variabel	Beskrivelse
Fond ID	Morningstars ID for fondet.
Domicile	Det hjemmehørende landet for fondet.
Startdato	Dato for da fondet startet å operere, ifølge årsrapporter.
Dato	Dato for en gitt månedlig observasjon.
Expense Ratio	Månedlig Expense Ratio (ER). ⁷
Total netto eiendeler (TNA)	Total netto eiendeler i fondet CPI-justert til desember 2019 USD-nivå.
Bruttoavkastning	Kalkulert ved å ta total avkastning og trekke ut nyligste Expense Ratio.
Avkastning MPT-referanseindeks	Avkastning til MPT-referanseindeksen som Morningstar tildeler basert på fondenes porteføljer.
	Når en skal sammenligne prestasjonene til fondene er det en fordel at referanseindeksen ikke er selvrapportert.

⁷ Utledet ved hjelp av Morningstars formel for bruttoavkastning, også kalt gross returns (Morningstar, 2022).

4.1.1 Hovedvariabler for aktive fond

Brutto alpha

Variabelen *bruttoavkastning* inneholder ekstreme verdier. Ferreira et al. (2012) winsorizer fond sin flow etter land, på bunn og topp 1%-nivå av distribusjonen. Vi gjør det samme for bruttoavkastning for å håndtere ekstreme observasjoner. Månedlig *brutto alpha* utgjør differansen mellom *bruttoavkastning* og *Avkastning MPT-referanseindeks*.

Risikojustert alpha

Månedlig europeisk data for Fama & French tre- og femfaktormodell, hentes fra Kenneth R. French (2022) sin nettside. Deretter slås Fama-French data for faktoravkastning sammen med datasettet for aktive fond, etter *Dato*. For å finne månedlig risikojustert alpha, kjører vi OLS-regresjoner på trefaktor- og femfaktormodellen for hvert enkelt fond, i hver enkelt periode. Deretter, henter vi ut månedlige faktorvekter for hvert enkelt fond i hver periode, og regner ut månedlig risikojusterte avkastninger ved å multiplisere faktorvektene med tilhørende faktoravkastning. Risikojustert alpha er differansen mellom risikojustert avkastning og avkastning til MPT-referanseindeksen. For å skille mellom trefaktormodell risikojustert alpha og femfaktormodell risikojustert alpha, kalles variablene *FF3 alpha* og *FF5 alpha*.

Flow

Observasjoner der *Total Netto eiendeler* er null, gis verdien NA. Flow regnes ut etter formel fra Sirri & Tufano (1998) og ligning 3.6, men vi bruker bruttoavkastning istedenfor nettoavkastning. Deretter, winsorizes flow etter land på bunn og topp 1%-nivå av distribusjonen for å håndtere ekstreme observasjoner, i likhet med Ferreira et al. (2012).

4.1.2 Deskriptiv statistikk aktive fond

Tabell 3

Viser deskriptiv statistikk for variablene i datasettet for aktive fond.

Variabel	N	Min	Median	Gj.sn	Maks	Std. avvik
MPT (%)	1 272 026	-39,943	0,950	0,627	36,676	5,498
Bruttoavkastning (%)	1 304 088	-20,099	0,960	0,650	17,543	5,347
Brutto alpha (%)	1 272 026	-42,535	0,015	0,026	26,812	2,092
FF3 alpha (%)	1 272 026	-42,648	-0,125	-0,171	27,749	2,584
FF5 alpha (%)	1 272 026	-38,037	-0,112	-0,158	24,885	2,526
TNA (millioner USD)	1 255 519	0	81,027	300,219	104 139,024	901,560
Flow (%)	1 241 323	-32,062	-0,236	0,034	50,933	6,852
Expense Ratio (%)	1 304 088	-0,16	0,137	0,142	25,323	0,108

Totalt har datasettet for aktive fond 1,304088 millioner observasjoner, mens enkelte variabler har NA-verdier. Kolonne N viser antall observasjoner som ikke er NA for hver enkelt variabel. Referanseindeksen MPT har en månedlig snittavkastning på 0,627%, og en minimum- og maksimumsverdi på henholdsvis -39,943% og 36,676%. Fondenes bruttoavkastning har en høyere snittavkastning enn MPT referanseindeksen, som resulterer i en positiv gjennomsnittlig brutto alpha på 0,026%. Derimot har bruttoavkastningen mindre ekstreme minimum- og maksimumsverdier sammenlignet med MPT referanseindeksen. Standardavviket til TNA viser at det er stor variasjon i fondsstørrelsen. Minimum- og maksimumsverdien viser at fondenes størrelse er mellom 0 og 104,139 millioner USD. Gjennomsnittlig var fondsstørrelsen på cirka 300 millioner USD, mens medianen lå på cirka 81 millioner USD. Gjennomsnittlig månedlig flow var på 0,034%, som indikerer inflow, mens medianen var negativ og lik -0,236%, som indikerer outflow. Månedlig flow har en maksimalverdi lik 50,933% og en minimumsverdi lik -32,062%.

4.2 Data for indeksfond

Datasettet for indeksfond er konstruert med data fra Morningstar Direct. Datautvalget inkluderer månedlig data fra januar 2000 til desember 2019. I likhet med data for aktive fond vil ikke koronapandemien påvirke resultatene i analysen vår. Fond som ikke overlever tidsperioden inkluderes også i utvalget for å unngå «survivorship bias». Datasettet hadde i utgangspunktet observasjoner for 18 land i Europa, og totalt 1211 ulike indeksfond. Før aggregering inneholder datasettet variablene *Fond ID*, *Domicile*, *Dato*, *TNA*, *Bruttoavkastning* og *Sec ID*.⁸ Variablene har tolkning som de tilsvarende variablene i datasettet for aktive fond. Datasettet for indeksfond har flere ulike aksjeklasser per fond, i motsetning til datasettet for aktive fond. Vi filterer bort aksjeklasse-år med mindre enn 12 observasjoner for *Bruttoavkastning*, ekskluderer Polen og Portugal, og begrenser tidsperioden til å være fra januar 2005 til desember 2019. Datasettet for indeksfond har dermed data for de samme 16 landene som datasettet for aktive fond, i samme periode. Observasjoner der *TNA* er 0 gis verdien NA.

Deretter filtreres datasettet slik at vi beholder de aksjeklassene med flest observasjoner for hvert fond. Videre regnes gjennomsnitt av variablene *FundSize* og *Bruttoavkastning*, gruppevis etter fond-dato. Formålet med å ta gjennomsnittet av variablene, er at vi ikke ønsker et datasett hvor enkelte fond har adskillig flere observasjoner for samme dato enn andre fond. Dette kan påvirke aggregerte resultater per land. Etter vi har fått et datasett med kun én observasjon per fond og dato, kalkulerer vi månedlig *Flow* for hvert fond. *Flow* blir også winsorizet på bunn og topp 5%-nivå av distribusjonen.

Til slutt aggregeres datasettet slik at vi har snitt-observasjoner per land-dato for variablene *Flow*, *Brutto alpha* og *TNA*. Dette gjøres ved å ta gjennomsnittet gruppert etter land-dato for flow til indeksfond (*Flow*), brutto alpha fra aktive fond datasettet (*Brutto alpha*) og Total netto eiendeler fra datasettet for indeksfond (*TNA*). Det endelige aggregerte datasettet har månedlige snitt-observasjoner for hvert land, og inneholder hovedvariablene *Flow*, *Brutto alpha* og *TNA*.

⁸ *Sec ID*: Morningstars ID for aksjeklasse. Aksjeklasse er ulike varianter av et fond som en investor kan (Hossain, 2021a).

Tabell 4

Antall månedlige snitt-observasjoner per land i datasettet for indeksfond.

Land	Antall snitt-observasjoner
Belgia	180
Danmark	180
Finland	180
Frankrike	180
Irland	180
Italia	84
Liechtenstein	144
Luxembourg	180
Nederland	180
Norge	180
Spania	168
Storbritannia	180
Sveits	180
Sverige	180
Tyskland	180
Østerrike	180
SUM	2724

4.2.1 Deskriptiv statistikk indeksfond

Tabell 5

Deskriptiv statistikk for variablene i (aggregert) datasett for indeksfond. Brutto alpha (%) er gjennomsnittlig brutto alpha for aktive fond, per land-dato, målt i prosent. Flow (%) er gjennomsnittlig flow til indeksfond per land-dato, målt i prosent. TNA (millioner USD) er total netto eiendeler for indeksfond, per land-dato, målt i millioner av USD.

Variabel	N	Min	Median	Gj.sn	Maks	Std. avvik
Brutto alpha (%)	2724	-4,511	0,012	0,029	7,406	0,823
Flow (%)	2659	-16,127	0,164	0,062	16,462	2,006
TNA (millioner USD)	2681	3,876	209,892	402,303	3049,396	508,430

Totalt har datasettet 2724 snitt-observasjoner, mens enkelte variabler har NA-verdier. Kolonnen N viser antall snitt-observasjoner som ikke er NA for hver enkelt variabel. Landene har i snitt positiv gjennomsnittlig brutto alpha fra januar 2000 til desember 2019. Månedlig gjennomsnittlig flow for landene er i snitt positiv og lik 0,062%. Standardavviket til TNA, samt minimum- og maksimumsverdien, viser at det er stor variasjon i fondsstørrelse for landene. Gjennomsnittlig månedlig fondsstørrelse for landene var cirka 402 millioner USD, mens medianen var cirka 210 millioner USD.

5. Metode

I kapittelet om metode beskrives det hvordan teori er anvendt på data i analysen. Kapittelet deles opp i to deler. I første del beskrives metoden som er brukt for å analysere om aktive fond i Europa har positiv alpha i tre ulike tidsperioder. I andre del beskrives metoden som er brukt for å analysere alpha sin effekt på flow til aktive fond og flow til indeksfond.

5.1 Alpha

Analysen tar for seg lands brutto og risikojusterte alpha, og fokuserer på tre tidsperioder. Første periode er mellom 2005-2009, andre periode er mellom 2010-2014, og tredje periode er mellom 2015-2019.

5.1.1 T-tester av brutto og risikojustert alpha

For å teste om et lands aktive fond har positiv alpha i de ulike periodene, utføres ensidige t-tester på landets brutto alpha og risikojusterte alpha-verdier. Nullhypotesen er at alpha er mindre eller lik 0. Alternativhypotesen er at alpha er større enn 0:

$$H_0: \text{alpha} \leq 0 \quad (5.1)$$

$$H_A: \text{alpha} > 0 \quad (5.2)$$

Et signifikansnivå på 5% er brukt for å avgjøre om nullhypotesen forkastes.

5.2 Alpha sin effekt på flow

5.2.1 T-tester av inflow og outflow

For å teste om et lands aktive eller passive fond har inflow eller outflow i de ulike periodene, utføres to ensidige t-tester på landets flow. Et signifikansnivå på 5% er brukt for å avgjøre om nullhypotesen forkastes.

Test for om land har statistisk signifikant inflow har følgende null- og alternativhypotese:

$$H_0: Flow \leq 0 \quad (5.3)$$

$$H_A: Flow > 0 \quad (5.4)$$

Test for om land har statistisk signifikant outflow har følgende null- og alternativhypotese:

$$H_0: Flow \geq 0 \quad (5.5)$$

$$H_A: Flow < 0 \quad (5.6)$$

5.2.2 Alpha sin effekt på flow til aktive fond

Metoden som er brukt er inspirert av Ferreira et al. (2012) og Sirri & Tufano (1998). I hver måned, for hvert land, tildeles fondene en prosentvis rangering mellom 0 (dårligst presterende) og 1 (best presterende), basert på et snitt av fondets forrige 12 måneders bruttoavkastning. Vi bruker bruttoavkastning fremfor risikojustert avkastning som et mål på prestasjon, fordi flere stiller seg kritiske til bruken av faktormodeller (se delkapittel 2.3). Deretter, deles det inn i porteføljer etter Ferreira et al. (2012):

$$Lav_{i,t} = \min[Rangering_{i,t}, 0.2] \quad (5.7)$$

$$Mid_{i,t} = \min[Rangering_{i,t} - Lav_{i,t}, 0.6] \quad (5.8)$$

$$Høy_{i,t} = Rangering_{i,t} - Lav_{i,t} - Mid_{i,t} \quad (5.9)$$

hvor $Rangering_{i,t}$ er prosentvis rangering av fondet i for måned t . Dersom fond i er rangert på 90%-prosentilet sammenlignet med andre fond i måned t , tar $Lav_{i,t}$ verdien 0.2, mens $Mid_{i,t}$ tar verdien 0.6 og $Høy_{i,t}$ tar verdien 0.1.

Deretter kjører vi følgende panelregresjon for hvert land og for hver periode, med fixed effects på fond og dato, og standardfeil gruppert («clustered») etter fond:

$$\begin{aligned} Flow_{i,t} = & \alpha_{i,t} + \beta_1 Høy_{i,t} + \beta_2 Mid_{i,t} + \beta_3 Lav_{i,t} + \delta_1 Flow_{i,t-1} \\ & + \delta_2 Log(TNA)_{i,t-1} + \delta_3 SD_{i,t} + \delta_4 ER_{i,t-1} \\ & + \delta_5 Log(Alder)_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5.10)$$

Kontrollvariabelen flow forrige måned ($Flow_{t-1}$) inkluderes for å forhindre autokorrelasjon. Den naturlige logaritmen av TNA forrige måned ($\log(TNA)_{t-1}$) kontrollerer for størrelse og inkluderes ettersom store fond forventes å ha mer flow (Sirri & Tufano, 1998). Den naturlige logaritmen av fondets alder forrige måned ($\log(Alder)_{t-1}$) kontrollerer også for størrelse. Standardavviket av de forrige 12 månedenes bruttoavkastning ($SD_{i,t}$) kontrollerer for fondets avkastningsrisiko. Forrige måneds expense ratio (ER_{t-1}) inkluderes som en kontrollvariabel ettersom Barber et al. (2005), Huang et al. (2007) og Gil-Bazo & Ruiz-Verdú (2009) viser at fond sin forvaltningsgebyr kan forklare flow. Gruber (1996) og Carhart (1997) fant en negativ sammenheng mellom expense ratio og fond sine prestasjoner.

For hver enkelt regresjon (land og periode) tar vi differansen mellom koeffisientene $Høy$ og Lav , og F-tester om differansen er statistisk signifikant ulik null:

$$H_0: \beta_1 Høy = \beta_2 Lav \quad (5.11)$$

$$H_A: \beta_1 Høy \neq \beta_2 Lav \quad (5.12)$$

På denne måten tester vi for om det er en konveks sammenheng mellom fond sin flow og prestasjoner (brutto alpha). Vi foretar hypotesetesten for hele datasettets tidsperiode, i tillegg til første periode (fra 2005-2009), andre periode (fra 2010-2014) og tredje periode (fra 2015-2019).

5.2.3 Alpha sin effekt på flow til indeksfond

Vi bruker det aggregerte datasettet for indeksfond, med månedlige snittobservasjoner per land. Det kjøres gruppevis panelregresjoner for hvert land og periode, med fixed effects på dato:

$$\begin{aligned} Flow_{i,t} = & \alpha_{i,t} + \beta_1 Brutto\ alpha_{i,t-1} + \beta_2 Flow_{i,t-1} \\ & + \beta_3 \log(FundSize_{i,t-1}) + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5.13)$$

Kontrollvariabelen flow forrige måned ($Flow_{t-1}$) inkluderes for å forhindre autokorrelasjon. Den naturlige logaritmen av TNA forrige måned ($\log(TNA)_{t-1}$) kontrollerer for størrelse.

Koeffisienten av interesse er forrige måneds brutto alpha ($Brutto\ alpha_{i,t-1}$). Vi ser om brutto alpha har en statistisk signifikant effekt på påfølgende måneds flow ved å tolke regresjonskoeffisientens p-verdi, som er et resultat av en tosidig T-test. Til slutt kjøres tilsvarende panelregresjon for hvert land over alle periodene samlet.

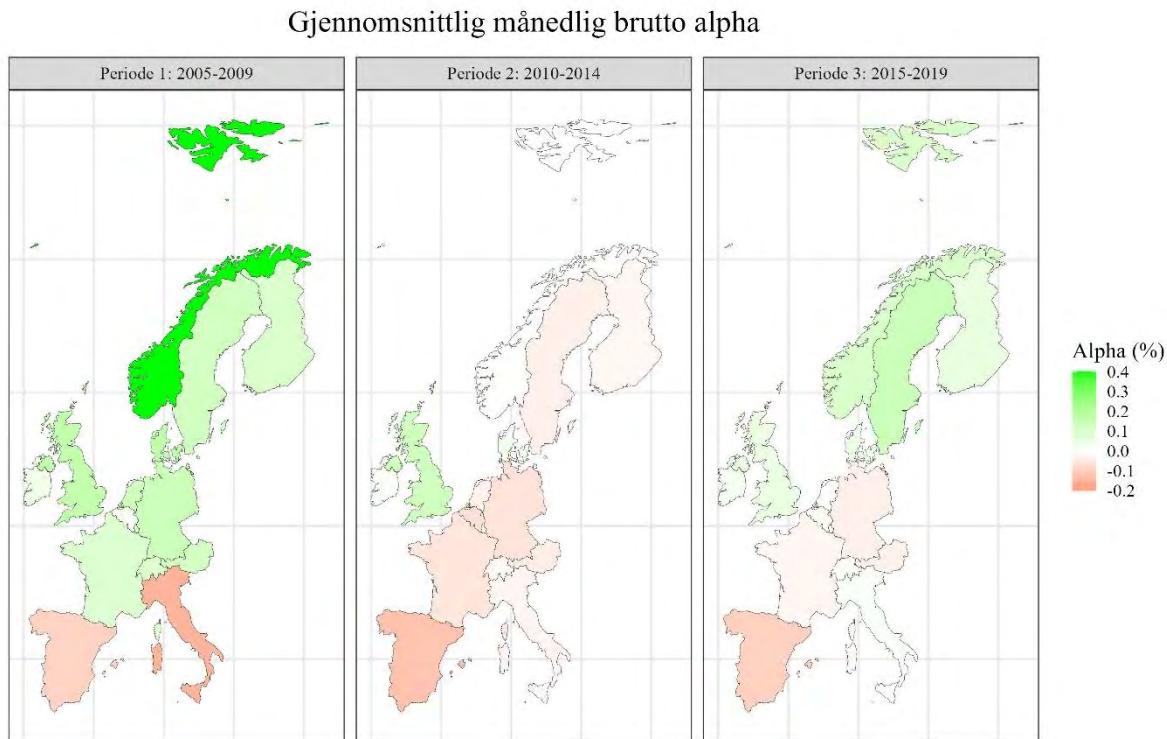
6. Resultater

I dette kapittelet presenteres resultater fra analysens to deler. I første delkapittel om alpha presenteres innledningsvis beskrivende figurer og tabeller for brutto alpha. Deretter presenteres selve resultatene fra analysen av alpha for aktive fond i Europa. I andre delkapittel presenteres resultater fra analysen av alpha sin effekt på flow til aktive fond og flow til indeksfond.

6.1 Alpha

Figur 2

Illustrerer gjennomsnittlig månedlig brutto alpha (%) for hvert land i hver periode, i form av et kart. Er landet grønt, betyr det at landet har hatt en månedlig gjennomsnittlig positiv brutto alpha i perioden. Er landet rødt, betyr det at landet har hatt en månedlig gjennomsnittlig negativ brutto alpha i perioden. Er landet farget hvitt betyr det at landet hadde en gjennomsnittlig brutto alpha nær 0 prosent. Tabell A.1, A.2 og A.3 i appendikset viser de eksakte tallene for hvert land i hver periode. Periode 1 er fra 2005-2009, periode 2 er fra 2010-2014 og periode 3 er fra 2015-2019.



Av figur 2 ser en at flesteparten av landene har en positiv gjennomsnittlig brutto alpha i første periode. Spesielt Norge har i snitt høy positiv alpha, mens Italia og Spania har i snitt negativ brutto alpha. I andre periode viser nesten samtlige land negativ brutto alpha, foruten

Storbritannia og Danmark. I tredje periode viser Skandinavia og Storbritannia positiv brutto alpha. Danmark, Irland og Storbritannia har i snitt positiv brutto alpha i hver periode, mens Spania har i snitt negativ brutto alpha i hver periode. I tredje periode har Skandinavia i snitt positiv brutto alpha, mens sørlige land som for eksempel Tyskland, Frankrike, Spania og Østerrike har i snitt negativ brutto alpha.

Figur B.1 i appendikset viser frekvensdistribusjonen av gjennomsnittlig månedlig brutto alpha og expense ratio i form av et histogram. Av figuren fremgår det at den høyeste frekvensen av brutto alpha er for 0% og 0,2%. I første periode ser vi høyere frekvens av positiv brutto alpha, sammenlignet med de to senere periodene.

Figur 2 over og figur B.1 i appendikset illustrerer at for enkelte land har fondene i snitt positiv brutto alpha i enkelte perioder. For en privat investor er det derimot interessant å se på netto alpha.⁹ Figur B.1 visualiserer også at majoriteten av snittobservasjonene for expense ratio ligger rundt 0,20% og 0,40%. Ettersom det er relativt få observasjoner hvor brutto alpha er høyere enn 0,40%, betyr dette at en privat investor sjeldent sitter igjen med en positiv netto alpha. Unntaket er i første perioden, hvor det er flere observasjoner hvor brutto alpha er høyere enn 0,60%. Altså er det tilfeller hvor gjennomsnittlig månedlig netto alpha er positiv for et gitt land og år, men majoriteten av observasjonene vil ha gjennomsnittlig månedlig netto alpha som er negativ eller lik 0.

⁹ Netto alpha = brutto alpha – forvaltningskostnader (expense ratio)

6.1.1 Faktoreksponering for hvert land i hver periode

Trefaktormodellen

Tabell 6

Tabellen viser lands gjennomsnittlige eksponering mot FF3-faktorene SMB og HML for hver periode. Faktoreksponering mot MKT tas ikke med ettersom den er positiv og rundt 1,00 for hvert land i hver periode. Tabell A.4 i appendikset viser månedlig snittavkastning for de ulike FF3 og FF5-risikofaktorene

Fama-French trefaktormodell

	Periode 1: 2005-2009		Periode 2: 2010-2014		Periode 3: 2015-2019	
	<i>Risikofaktorer</i>		<i>Risikofaktorer</i>		<i>Risikofaktorer</i>	
	β_{SMB}	β_{HML}	β_{SMB}	β_{HML}	β_{SMB}	β_{HML}
Belgia	-0,11	-0,03	0,07	-0,10	0,00	-0,03
Danmark	0,01	-0,22	0,18	-0,26	0,10	-0,05
Finland	0,18	-0,07	0,36	-0,24	0,16	-0,04
Frankrike	-0,06	-0,06	0,11	-0,01	0,12	-0,04
Irland	-0,05	-0,16	0,17	-0,24	0,04	-0,04
Italia	-0,13	-0,06	0,03	0,11	-0,03	0,15
Liechtenstein	0,12	-0,22	0,37	-0,26	0,15	-0,02
Luxembourg	-0,03	-0,20	0,17	-0,22	0,05	-0,01
Nederland	-0,05	-0,01	0,20	-0,17	0,10	-0,03
Norge	0,34	-0,39	0,41	-0,24	0,30	0,20
Spania	-0,22	-0,08	-0,14	0,31	0,07	0,17
Storbritannia	0,26	-0,21	0,22	-0,25	0,24	0,00
Sveits	-0,07	-0,10	0,19	-0,30	0,04	-0,17
Sverige	0,09	-0,17	0,27	-0,39	0,21	-0,09
Tyskland	-0,06	-0,19	0,15	-0,18	0,10	-0,03
Østerrike	0,07	-0,14	0,28	-0,18	0,09	0,10

I første perioden var ni land negativt eksponert mot risikofaktoren SMB.¹⁰ I snitt var fond i disse landene vektet mot store selskaper. De resterende 7 landene var i snitt vektet mot små selskaper.¹¹ I første perioden var samtlige land negativt eksponert mot HML-faktoren, som betyr at samtlige lands fond i snitt var vektet mot selskaper med lav B/M.

¹⁰ Vektet mot store selskaper i første periode: Belgia, Frankrike, Irland, Italia, Luxembourg, Nederland, Spania, Sveits og Tyskland

¹¹ Vektet mot små selskaper i første periode: Danmark, Finland, Liechtenstein, Norge, Storbritannia, Sverige, Østerrike

I andre perioden var alle land, utenom Spania, positivt eksponert mot risikofaktoren SMB. Det betyr at fondene i alle land utenom Spania i snitt var vektet mot små selskaper i denne perioden. I andre perioden var alle landene, utenom Italia og Spania, negativt eksponert mot HML-faktoren. Landene som var negativt eksponert mot HML-faktoren hadde i snitt fond vektet mot selskaper med lav B/M. Italia og Spania hadde i snitt fond vektet mot selskaper med høy B/M.

I tredje perioden var alle land, utenom Italia, i snitt positivt eksponert mot risikofaktoren SMB. I landene med positiv eksponering mot SMB var fondene i snitt vektet mot små selskaper. Italia var derimot negativt eksponert mot SMB, som betyr at fondene i snitt var vektet mot små selskaper. I tredje perioden var elleve av landene positivt eksponert mot HML-faktoren.¹² Fond i landene med positiv eksponering mot HML-faktoren var i snitt vektet mot selskaper med høy B/M. Italia og Spania har i snitt fond som er vektet mot selskaper med høy B/M. Italia, Norge og Østerrike var i snitt negativt eksponert mot HML-faktoren, altså var fondene i disse landene i snitt vektet mot selskaper med lav B/M. Storbritannia hadde i snitt en eksponering mot HML-faktoren lik null, som betyr at fondene i snitt var vektet like mye mot selskaper med lav B/M som selskaper med høy B/M.

¹² Vektet mot selskaper med høy B/M: Belgia, Danmark, Finland, Frankrike, Irland, Liechtenstein, Luxembourg, Nederland, Sveits, Sverige og Tyskland.

Femfaktormodellen

Tabell 7

Tabellen viser lands gjennomsnittlige eksponering mot FF5-faktorene SMB, HML, CMA og RMW for hver periode. Faktoreksponering mot MKT tas ikke med ettersom den er positiv og rundt 1,00 for hvert land i hver periode. Tabell A.4 i appendikset viser månedlig snittavkastning for de ulike FF3 og FF5-risikofaktorene.

Fama-French femfaktormodell

	Periode 1: 2005-2009				Periode 2: 2010-2014				Periode 3: 2015-2019			
	Risikofaktorer				Risikofaktorer				Risikofaktorer			
	β_{SMB}	β_{HML}	β_{RMW}	β_{CMA}	β_{SMB}	β_{HML}	β_{RMW}	β_{CMA}	β_{SMB}	β_{HML}	β_{RMW}	β_{CMA}
Belgia	-0,12	0,09	0,16	-0,14	0,06	-0,07	0,02	-0,10	0,08	-0,03	0,13	0,22
Danmark	-0,02	-0,05	0,23	-0,22	0,19	-0,16	0,01	-0,32	0,20	-0,07	0,14	0,28
Finland	0,15	0,05	0,16	-0,19	0,37	-0,17	-0,14	-0,52	0,29	0,09	0,37	0,27
Frankrike	-0,01	-0,02	0,16	0,18	0,11	-0,01	-0,05	-0,11	0,17	-0,10	0,02	0,19
Irland	-0,06	0,05	0,32	-0,22	0,17	-0,17	-0,06	-0,37	0,14	-0,02	0,19	0,26
Italia	-0,13	0,05	0,19	-0,15	0,02	0,10	-0,04	0,00	-0,04	0,16	0,00	-0,02
Liechtenstein	0,16	-0,28	-0,01	0,16	0,37	-0,35	-0,31	-0,28	0,32	-0,03	0,27	0,46
Luxembourg	-0,04	-0,07	0,19	-0,12	0,18	-0,15	-0,05	-0,33	0,14	0,02	0,20	0,24
Nederland	-0,07	0,01	0,01	-0,19	0,21	-0,16	-0,05	-0,14	0,18	0,02	0,18	0,16
Norge	0,30	0,02	0,64	-0,42	0,46	-0,03	0,12	-0,57	0,42	0,09	0,09	0,41
Spania	-0,19	-0,12	-0,02	0,17	-0,14	0,31	0,05	0,11	0,08	0,25	0,10	-0,03
Storbritannia	0,21	0,00	0,28	-0,37	0,22	-0,22	-0,08	-0,23	0,23	-0,01	-0,04	-0,06
Sveits	-0,03	-0,07	0,13	0,12	0,20	-0,30	-0,11	-0,23	0,17	-0,32	0,06	0,48
Sverige	-0,01	0,07	0,22	-0,55	0,28	-0,32	-0,14	-0,48	0,27	0,02	0,20	0,04
Tyskland	-0,06	-0,19	-0,02	-0,07	0,14	-0,19	-0,12	-0,18	0,12	-0,02	0,04	0,02
Østerrike	0,02	-0,07	0,05	-0,34	0,28	-0,17	-0,16	-0,35	0,15	0,18	0,18	0,10

I første perioden var elleve land negativt eksponert mot risikofaktoren SMB. Fond i disse landene var i snitt vektet mot store selskaper. De resterende fem landene Finland, Liechtenstein, Norge, Storbritannia og Østerrike var i snitt vektet mot små selskaper. Halvparten av landene var negativt eksponert mot HML, noe som betyr at landenes fond i snitt var vektet mot selskaper med lav B/M.¹³ De resterende landene hadde i snitt fond vektet mot selskaper med høy B/M, foruten Storbritannia som i snitt var vektet likt mot selskaper med høy og lav B/M.¹⁴ Tolv av landene var i snitt negativt eksponert mot CMA, noe som betyr at landene i snitt hadde fond vektet mot selskaper med høyt investeringsnivå. Frankrike,

¹³ Vektet mot selskaper med lav B/M i første periode: Danmark, Frankrike, Liechtenstein, Luxembourg, Spania, Sveits, Tyskland, Østerrike.

¹⁴ Vektet mot selskaper med høy B/M i første periode: Belgia, Finland, Irland, Italia, Nederland, Norge, Sverige

Liechtenstein, Spania og Sveits hadde i snitt fond vektet mot selskaper med lavt investeringsnivå. I første perioden hadde 13 land i snitt en positiv eksponering mot RMW, noe som betyr at fond i landene i snitt var vektet mot selskaper med robust lønnsomhet. Liechtenstein, Spania og Tyskland hadde derimot fond som i snitt var vektet mot selskaper med svak lønnsomhet denne perioden.

I andre perioden var samtlige land, bortsett fra Spania, i snitt positivt eksponert mot risikofaktoren SMB. I snitt var fond i alle landene utenom Spania vektet mot små selskaper. Fond i Spania var i snitt vektet mot store selskaper. I andre perioden var samtlige land, foruten Italia og Spania, i snitt negativt eksponert mot HML og CMA, som vil si at fondene i snitt var vektet mot selskaper med høy B/M og høyt investeringsnivå. Fond i Spania var i snitt vektet mot selskaper med lavt investeringsnivå, mens fond i Italia i snitt var vektet like mye mot selskaper med høyt som selskaper med lavt investeringsnivå. Tolv land var i snitt negativt eksponert mot RMW, noe som betyr at fond i landene i snitt var vektet mot selskaper med svak lønnsomhet. De fire resterende landene Belgia, Danmark, Norge og Spania var i snitt vektet mot selskaper med robust lønnsomhet denne perioden.

I tredje perioden var samtlige land, bortsett fra Spania, i snitt positivt eksponert mot SMB. I snitt var disse landene vektet mot små selskaper. Fond i Spania var i snitt vektet mot store selskaper. I tredje perioden var halvparten av landene negativt eksponert mot HML, som betyr at landenes fond i snitt var vektet mot selskaper med lav B/M.¹⁵ De resterende landene hadde i snitt fond vektet mot selskaper med høy B/M.¹⁶ I tredje perioden var samtlige land, foruten Italia, Spania og Storbritannia, i snitt negativt eksponert mot CMA. Det betyr at fond i landene i snitt var vektet mot selskaper med høyt investeringsnivå. Fond i Italia, Spania og Storbritannia var i snitt vektet mot selskaper med lavt investeringsnivå. I tredje perioden var samtlige land, bortsett fra Italia og Storbritannia, i snitt positivt eksponert mot RMW. Det betyr at fond i landene i snitt var vektet mot selskaper med robust lønnsomhet. Storbritannia var i snitt vektet mot selskaper med svak lønnsomhet, mens Italia i snitt var vektet like mye mot selskaper med svak og høy lønnsomhet.

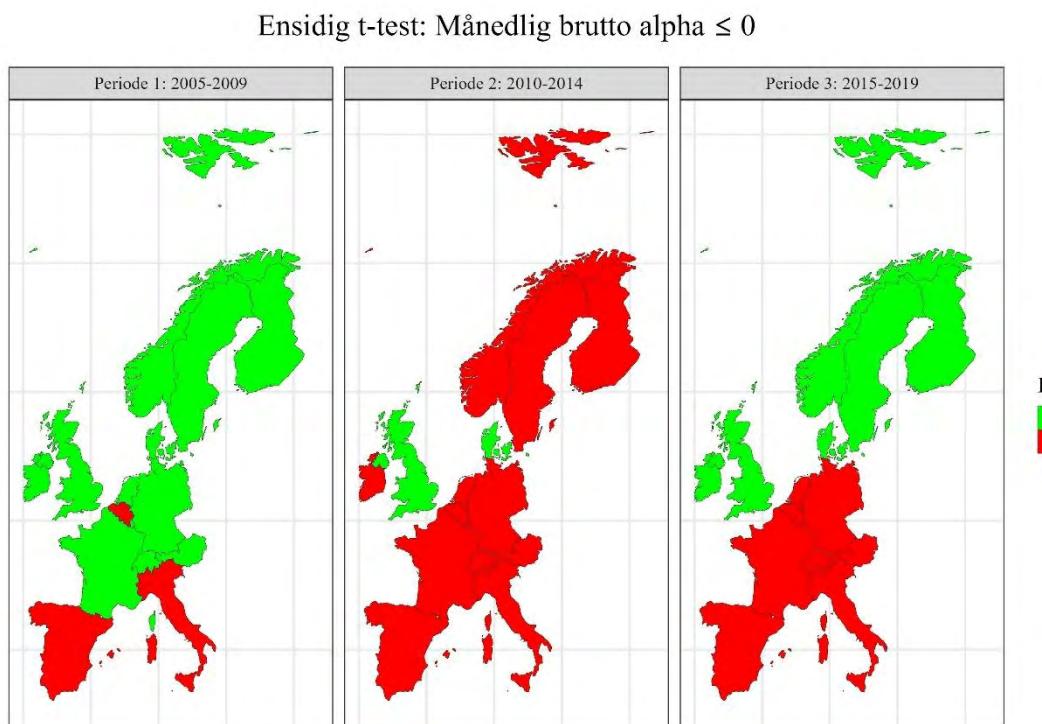
¹⁵ Vektet mot selskaper med lav B/M i tredje periode: Belgia, Danmark, Frankrike, Irland, Liechtenstein, Storbritannia, Sveits, Tyskland

¹⁶ Vektet mot selskaper lav B/M i tredje periode: Finland, Italia, Luxembourg, Nederland, Norge, Spania, Sverige, Østerrike

6.1.2 T-tester av brutto og risikojustert alpha

Figur 3

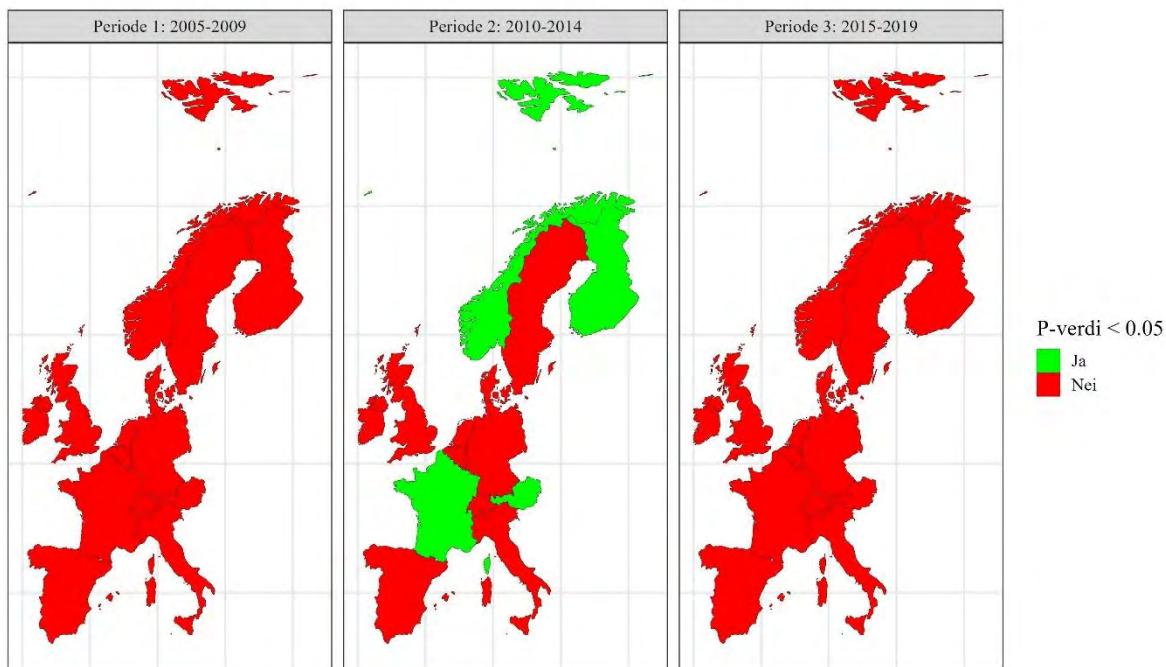
Illustrerer resultater av en ensidig t-test om fond i land produserer brutto alpha. Resultatene er visualisert med kart for hver periode, og viser landene inkludert i datasettet. Er landet farget grønt, illustrerer det at vi forkaster nullhypotesen presentert i underkapittel 5.1.1 og betyr at fond i landet hadde signifikant produksjon av brutto alpha i perioden, på 5%-nivå. Er landet farget rødt, illustrerer det at vi beholder nullhypotesen presentert i underkapittel 5.1.1 og betyr at fond i landet ikke hadde signifikant produksjon av brutto alpha i perioden. Periode 1 viser resultatene for perioden 2005-2009, periode 2 viser resultatene for 2010-2014 og periode 3 viser resultatene for perioden 2015-2019.



I første perioden forkastes nullhypotesen om at brutto alpha er mindre eller lik null for en rekke land, visualisert med grønn farge. I disse landene er brutto alpha signifikant positiv. I andre perioden feiler vi på å forkaste nullhypotesen for nesten alle landene, visualisert i rødt. I disse landene er ikke brutto alpha signifikant positiv. I Danmark og Storbritannia derimot forkastes nullhypotesen og brutto alpha er signifikant positiv. I den tredje perioden forkastes nullhypotesen for en rekke land. Brutto alpha er signifikant positiv for Norge, Sverige, Danmark, Irland, Finland og Storbritannia. For eksakte tall for t-testene se tabell A.5 i appendikset.

Figur 4

Illustrerer resultater av en ensidig t-test om fond i land produserer FF3-risikojustert alpha. Resultatene er visualisert med kart for hver periode, og viser landene inkludert i datasettet. Er landet farget grønt, illustrerer det at vi forkaster nullhypotesen presentert i underkapittel 5.1.1 og betyr at fond i landet hadde signifikant produksjon av FF3-risikojustert alpha i perioden, på 5%-nivå. Er landet farget rødt, illustrerer det at vi beholder nullhypotesen presentert i underkapittel 5.1.1 og vil si at fond i landet ikke hadde signifikant produksjon av FF3-risikojustert alpha i perioden. Periode 1 illustrerer resultatene for perioden 2005-2009, periode 2 viser resultatene for 2010-2014 og periode 3 viser resultatene for 2015-2019.

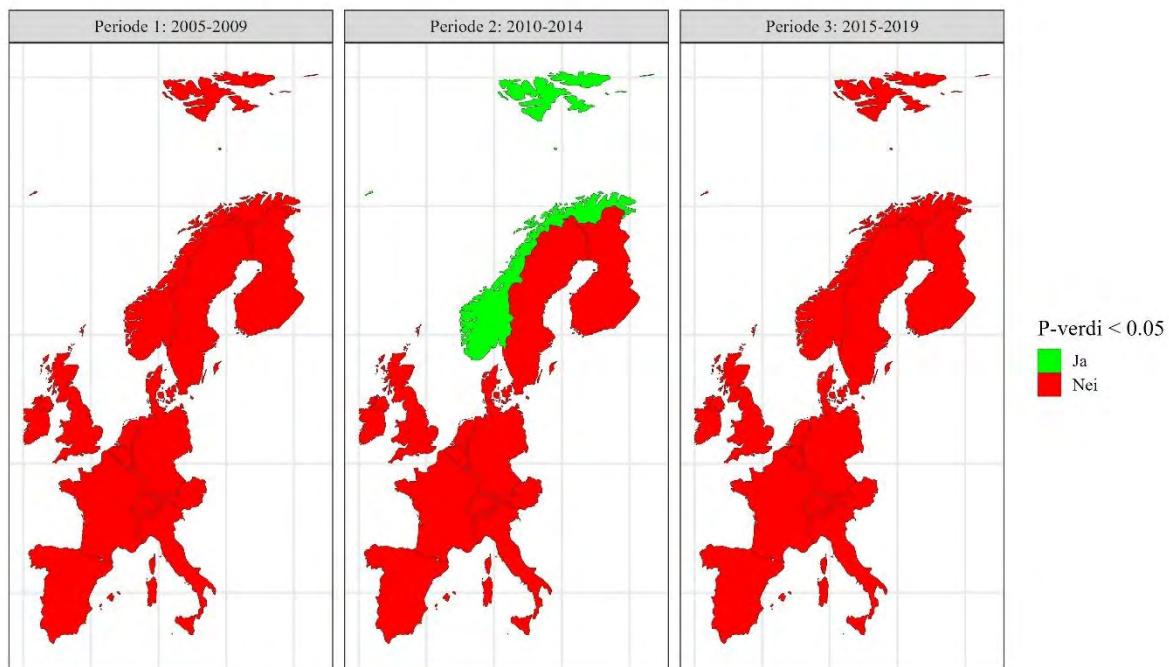
Ensidig t-test: Månedlig FF3-risikojustert alpha ≤ 0 

I første perioden feiler vi på å forkaste nullhypotesen om at FF3-alpha er mindre eller lik null for samtlige land. I andre perioden forkastes derimot nullhypotesen. Landene Norge, Finland, Frankrike og Østerrike har FF3-risikojustert alpha som er signifikant positiv. I tredje perioden feiler vi på å forkaste nullhypotesen for samtlige land. For eksakte tall for t-testene se tabell A.6 i appendikset.

Figur 5

Illustrerer resultater av en ensidig t-test om fond i land produserer FF5-risikojustert alpha. Resultatene er visualisert med kart for hver periode, og viser landene inkludert i datasettet. Er landet farget grønt, illustrerer det at vi forkaster nullhypotesen presentert i underkapittel 5.1.1 og betyr at fond i landet hadde signifikant produksjon av FF5-risikojustert alpha i perioden, på 5%-nivå. Er landet farget rødt, illustrerer det at vi beholder nullhypotesen presentert i underkapittel 5.1.1 og vil si at fond i landet ikke hadde signifikant produksjon av FF5-risikojustert alpha i perioden. Periode 1(første kart fra venstre) illustrerer resultatene for perioden 2005-2009, periode 2 (kart i midten) illustrerer resultatene i 2010-2014 og periode 3 (første kart fra høyre) viser resultatene for perioden 2015-2019.

Ensidig t-test: Månedlig FF5-risikojustert alpha ≤ 0



I første perioden feiler vi på å forkaste nullhypotesen om at FF5-risikojustert alpha er mindre eller lik null for samtlige land. I andre perioden forkastes derimot nullhypotesen. Norge har FF5-risikojustert alpha som er signifikant positiv. I tredje perioden feiler vi på å forkaste nullhypotesen for samtlige land. For eksakte tall for t-testene se tabell A.7 i appendikset.

6.2 Alpha sin effekt på flow

6.2.1 Flow til aktive fond for hver periode

Tabell 8

Tabellen viser lands gjennomsnittlige månedlig flow til aktive fond (%), for hver periode. Periode 1 er fra 2005-2009, periode 2 er fra 2010-2014, periode 3 er fra 2015-2019. Positive verdier for flow tolkes som inflow, mens negative verdier for flow tolkes som outflow.

Land	Periode 1	Periode 2	Periode 3
Belgia	-0,42	-0,05	0,08
Danmark	-0,01	-0,21	-0,39
Finland	0,70	0,36	-0,04
Frankrike	0,39	-0,02	0,10
Irland	0,28	0,42	0,18
Italia	-0,65	-0,64	-0,38
Liechtenstein	-0,18	-0,15	-0,09
Luxembourg	0,32	0,17	0,05
Nederland	-0,17	-0,60	-0,42
Norge	0,42	0,00	0,33
Spania	-0,71	0,46	0,54
Storbritannia	0,01	0,00	-0,18
Sveits	-0,26	-0,47	-0,26
Sverige	0,26	0,15	0,25
Tyskland	-0,89	-0,53	-0,03
Østerrike	-0,31	-0,19	-0,14

Av tabell 8 fremgår det at 7 av 16 land hadde gjennomsnittlig inflow i første periode. Finland hadde høyest gjennomsnittlig inflow lik 0,7%. Tyskland hadde høyest gjennomsnittlig outflow lik 0,86%. I andre periode har 6 av 16 land gjennomsnittlig inflow. Spania hadde høyest gjennomsnittlig inflow lik 0,46%. Italia hadde høyest gjennomsnittlig outflow lik 0,64%. I tredje periode har 7 av 16 land gjennomsnittlig inflow. Spania hadde høyest gjennomsnittlig inflow lik 0,54%. Nederland hadde høyest gjennomsnittlig outflow lik 0,42%.

Irland, Luxembourg og Sverige hadde gjennomsnittlig inflow i alle tre periodene. Danmark, Italia, Liechtenstein, Nederland, Sveits, Tyskland og Østerrike hadde gjennomsnittlig outflow i alle tre periodene.

Figur B.2 i appendikset viser frekvensdistribusjonen av gjennomsnittlig månedlig flow til aktive fond, for hver periode. Figuren er laget på gjennomsnittlige observasjoner per år for hvert land. Stort sett er månedlig flow mellom -0,4% og 0,8%. Det er høyere frekvens av

inflow enn av outflow for alle tre periodene. Første periode har derimot flere «ekstreme» observasjoner av månedlig flow, sammenlignet med periode 2 og 3.

6.2.2 Flow til indeksfond for hver periode

Tabell 9

Tabellen viser lands gjennomsnittlige månedlig flow til indeksfond (%), for hver periode. Periode 1 er fra 2005-2009, periode 2 er fra 2010-2014, periode 3 er fra 2015-2019. Positive verdier for flow tolkes som inflow, mens negative verdier for flow tolkes som outflow.

Land	Periode 1	Periode 2	Periode 3
Belgia	-1,41	-0,61	-0,37
Danmark	0,12	0,08	0,68
Finland	0,94	0,90	0,89
Frankrike	0,19	-0,77	-0,52
Irland	0,52	0,37	0,18
Italia	-1,60	-1,15	-
Liechtenstein	-0,40	-1,36	-0,50
Luxembourg	-0,01	0,01	0,50
Nederland	1,16	-0,02	0,69
Norge	0,50	0,32	0,71
Spania	-1,47	0,23	-0,07
Storbritannia	0,13	0,43	0,35
Sveits	1,28	0,53	0,22
Sverige	1,45	1,41	0,89
Tyskland	-1,56	-1,38	0,60
Østerrike	-1,14	-0,07	-1,26

Av tabell 9 fremgår det at 9 av 16 land hadde gjennomsnittlig månedlig inflow i første periode. Sverige hadde i snitt høyest månedlig inflow lik 1,45%. Italia hadde i snitt høyest månedlig outflow lik 1,60%. I andre periode hadde 9 av 16 land gjennomsnittlig månedlig inflow. Sverige hadde i snitt høyest månedlig inflow lik 1,41%. Tyskland hadde i snitt høyest månedlig outflow lik 1,38%. I tredje periode hadde 10 av 16 land gjennomsnittlig månedlig inflow. Finland og Sverige hadde i snitt høyest månedlig inflow lik 0,89%. Østerrike hadde i snitt høyest månedlig outflow lik 1,26%.

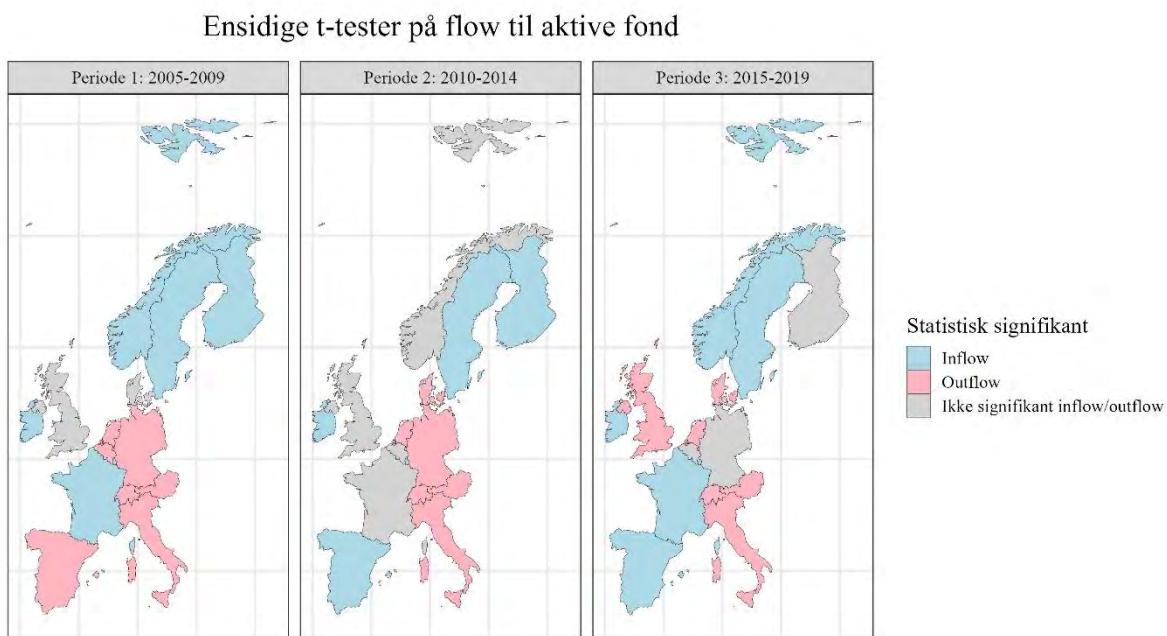
Danmark, Finland, Irland, Norge, Storbritannia, Sveits og Sverige hadde i snitt månedlig inflow i alle tre periodene. Belgia og Liechtenstein hadde i snitt månedlig outflow i alle tre periodene.

Figur B.3 i appendikset viser frekvensdistribusjonen av gjennomsnittlig månedlig flow til indeksfond, for hver periode og samlet over alle periodene. Figuren er laget på gjennomsnittlige observasjoner per år for hvert land. Det er høyere frekvens av inflow enn av outflow for alle tre periodene. Første periode har derimot flere «ekstreme» observasjoner av månedlig flow, sammenlignet med andre og tredje periode.

6.2.3 T-test av flow til aktive fond

Figur 6

Illustrerer resultater av to ensidige t-tester for hver periode og hvert land, én for om aktive fond i land har hatt inflow og én for om aktive fond i land har hatt outflow. Testene er på et 5%-signifikansnivå. Resultatene er visualisert med kart for hver periode, og viser landene inkludert i datasettet. Er landet farget blått, illustrerer det at vi forkaster nullhypotesen om at fondet har flow mindre eller lik null. Landet har da statistisk signifikant inflow. Er landet farget rødt, illustrerer det at vi forkaster nullhypotesen om at fondet har flow større eller lik null. Landet har da statistisk signifikant outflow. Er land farget grått, betyr det at fondene hverken har hatt signifikant inflow eller outflow i perioden. Periode 1 illustrerer resultatene for perioden 2005-2009, periode 2 illustrerer resultatene fra 2010-2014 og periode 3 illustrerer resultatene fra 2015-2019. Tabell A.8 i appendiks viser estimert gjennomsnittlig flow til aktive fond per måned, t-verdi, kritisk verdi og resultat av t-tester for inflow til aktive fond i europeiske land, for hver periode. Tabell A.9 i appendikset viser det samme for t-tester av outflow til aktive fond.



I første periode hadde landene Finland, Frankrike, Irland, Luxembourg, Norge og Sverige signifikant inflow. Av disse fremkommer det i tabell A.8 i appendikset at Finland hadde høyest

signifikant inflow for perioden med 0,7% i gjennomsnitt per måned. Landene Belgia, Italia, Liechtenstein, Nederland, Spania, Sveits, Tyskland og Østerrike hadde signifikant outflow i perioden. I tabell A.9 i appendikset fremkommer det at Tyskland hadde høyest signifikant outflow på 0,8% i gjennomsnitt per måned. Storbritannia og Danmark hadde i perioden en estimert gjennomsnittlig flow lik 0, og verken signifikant outflow eller inflow.

I andre periode ser vi at landene Finland, Irland, Luxembourg, Spania og Sverige har signifikant inflow, mens Danmark, Italia, Nederland, Sveits, Tyskland og Østerrike hadde signifikant outflow. Spania hadde høyest signifikant inflow med 0,5% i gjennomsnitt per måned, mens Italia hadde høyest signifikant outflow med 0,6% i gjennomsnitt per måned. Belgia, Frankrike, Norge og Storbritannia hadde verken signifikant inflow eller outflow.

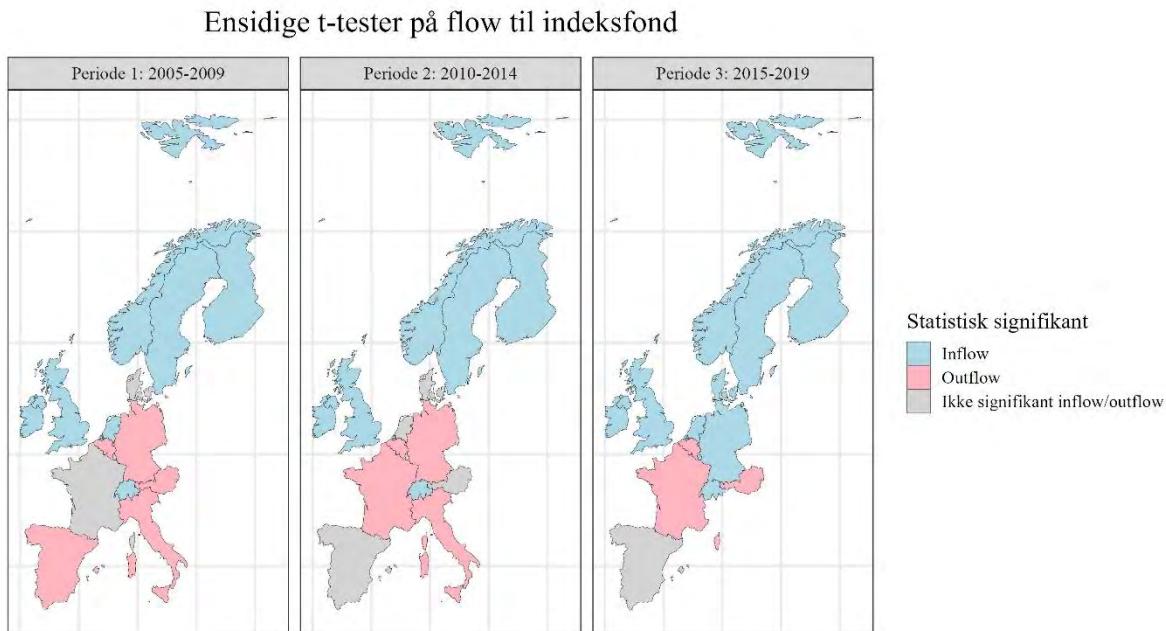
I tredje periode hadde landene Frankrike, Irland, Luxembourg, Norge, Spania og Sveits signifikant inflow, mens Danmark, Italia, Nederland, Storbritannia og Østerrike hadde signifikant outflow. Spania har igjen høyest signifikant inflow i perioden med 0,5% i gjennomsnitt per måned. Danmark, Italia og Nederland hadde høyest signifikant outflow i perioden på 0,4% i gjennomsnitt per måned.

Finland, Irland og Luxembourg er de eneste landene som har hatt signifikant inflow i alle periodene, mens Italia, Nederland, Spania, Sveits og Østerrike har hatt signifikant outflow i alle periodene. Alle land har signifikant inflow eller outflow i minst én av periodene.

6.2.4 T-test av flow til indeksfond

Figur 7

Illustrerer resultater av to ensidige t-tester for hver periode og hvert land, én for om indeksfond i land har hatt inflow og én for om indeksfond i land har hatt outflow. Testene utføres for et 5%-signifikansnivå. Resultatene er visualisert med kart for hver periode, og viser landene inkludert i datasettet. Er landet farget blått, illustrerer det at vi forkaster nullhypotesen om at fondet har flow mindre eller lik null. Landet har da statistisk signifikant inflow. Er landet farget rødt, illustrerer det at vi forkaster nullhypotesen om at fondet har flow større eller lik null. Landet har da statistisk signifikant outflow. Er landet farget grått, betyr det at landet hverken har hatt signifikant inflow eller outflow i perioden, nullhypotesen forkastes ikke i noen av t-testene. Periode 1 illustrerer resultatene for perioden 2005-2009, periode 2 illustrerer resultatene for perioden 2010-2014 og periode 3 illustrerer resultatene for perioden 2015-2019. Italia er ikke representert i periode 3 grunnet manglende observasjoner. Tabell A.10 i appendiks viser estimert gjennomsnittlig flow til indeksfond, t-verdi, kritisk verdi og resultat av t-tester for inflow til indeksfond for hvert land i hver periode. Tabell A.11 i appendiks viser det samme for t-tester av outflow til indeksfond.



I første periode hadde indeksfond i landene Finland, Irland, Nederland, Norge, Storbritannia, Sveits og Sverige signifikant inflow. Av disse hadde Sverige høyest månedlig inflow på 1,5% i gjennomsnitt per måned (se tabell A.10 i appendiks). Landene Belgia, Italia, Spania, Tyskland og Østerrike hadde signifikant outflow fra indeksfond. Italia og Tyskland hadde høyest signifikant outflow på 1,6% i gjennomsnitt per måned (se tabell A.11 i appendiks). Indeksfond i Danmark, Frankrike, Luxembourg og Liechtenstein hadde verken signifikant inflow eller outflow. Sammenligner vi hvert lands flow til indeksfond med flow til aktive fond

i figur 6 ser vi nokså like resultater for hver periode. For eksempel hadde Finland, Norge og Sverige signifikant inflow for både aktive fond og indeksfond i første periode. Derimot, ser vi at eksempelvis Frankrike og Luxembourg har signifikant inflow for aktive fond, men hverken signifikant inflow eller outflow for indeksfond.

I andre periode ser vi at flere av landene har signifikant inflow eller outflow som i første periode. Belgia, Frankrike, Liechtenstein, Spania og Østerrike er derimot land med endret resultat for andre periode. Sverige har høyest signifikant inflow i perioden, med 1,5% i gjennomsnitt per måned (se tabell A.10 i appendiks). Liechtenstein og Tyskland hadde signifikant outflow i perioden, på 1,4% i gjennomsnitt (se tabell A.11 i appendiks). Igjen ser vi at flere land har både signifikant inflow for aktive fond og indeksfond i denne perioden (se figur 6), men færre enn i første periode.

I tredje periode ser vi et klart flertall av indeksfond i land med signifikant inflow. Av de ti landene som har signifikant inflow hadde Sverige høyest inflow i perioden med 0,9% i gjennomsnitt per måned (se tabell A.10 i appendiks). Belgia, Frankrike og Østerrike hadde høyest signifikant outflow i perioden. Østerrike hadde høyest signifikant outflow i perioden, med 1,3% i gjennomsnitt per måned (se tabell A.11 i appendiks). Resultatene sammenlignet med figur 6, viser få likheter mellom signifikant flow til aktive fond og indeksfond.

6.2.5 Alpha sin effekt på flow til aktive fond

Tabell 10

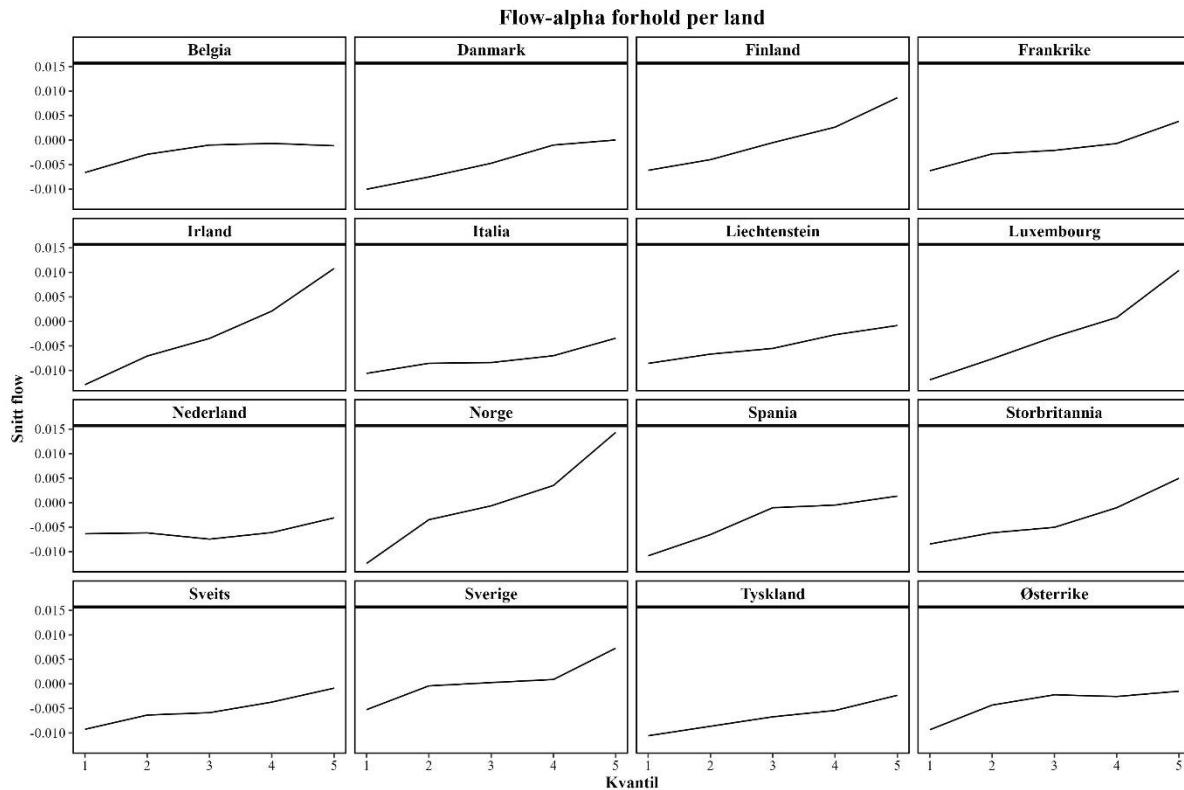
Tabellen viser de estimerte koeffisientene for *Høy*, *Mid* og *Lav* portefølje, for panelregresjonene beskrevet i underkapittel 5.2.2 (se regresjonsligning 5.10). Panelregresjonene er kjørt over alle periodene samlet, fra 2005-2019. Kontrollvariabler er ikke inkludert i tabellen. Antall observasjoner for hvert lands panelregresjon vises i kolonnen «N». (*, ** og *** viser om koeffisienten er statistisk signifikant på henholdsvis 10%, 5% og 1%-nivå. Vi bruker robust t-statistikk clustered på fond).

	<i>Høy</i>	<i>Mid</i>	<i>Lav</i>	<i>N</i>
Belgia	-0,029	-0,001	0,025	19 553
Danmark	0,034***	0,004*	0,041***	29 482
Finland	0,031*	0,012***	-0,024	20 721
Frankrike	0,055***	0,007***	0,026***	113 497
Irland	-0,101***	0,014***	0,049***	68 334
Italia	0,037***	0,001	0,008	20 428
Liechtenstein	0,028	0,008**	0,010	11 699
Luxembourg	0,091***	0,015***	0,024***	256 154
Nederland	0,023	-0,001	0,006	11 879
Norge	0,087***	0,015***	0,009***	15 380
Spania	0,041***	0,009***	0,037***	42 164
Storbritannia	0,072***	0,006***	0,025***	97 034
Sveits	0,019**	0,005**	0,030***	37 252
Sverige	0,050***	0,005**	0,044***	26 706
Tyskland	0,057***	0,005***	0,021***	43 870
Østerrike	0,010	0,008***	0,041***	21 562

Av tabell 10 ser vi at for flere land ser prestasjonsporteføljene *Høy*, *Mid* og *Lav* ut til å ha en signifikant effekt på landets flow. Dette er i tråd med tidligere forskning. Videre tester vi om sammenhengen mellom flow og brutto alpha er konveks for aktive fond i Europa.

Figur 8

Denne figuren presenterer gjennomsnittlig månedlig flow per land for hver brutto alpha kvantil. Fondene rangeres i fem kvantiler per land, etter gjennomsnittlig månedlig bruttoavkastning de forrige 12 månedene. For hver kvantil vises gjennomsnittlig flow. Hele datasettets tidsperiode er brukt.



Det er tilsynelatende flere land hvor sammenhengen mellom flow til aktive fond og alpha er konveks. I Luxembourg, Finland, Italia og Storbritannia ser vi antydninger til en konveks sammenheng. Videre presenteres resultater fra F-tester av konveksitet.

Tabell 11

Kolonnen «*Høy-Lav*» viser differansen mellom den estimerte koeffisienten $\beta_1 Høy_{i,t}$ og $\beta_3 Lav_{i,t}$ fra regresjon 5.10. Tabellen viser estimatorer for hvert land over hele perioden. Kolonnen «p-verdi» viser p-verdi av F-testen til hypotesetesten beskrevet i underkapittel 5.2.2. *, ** og *** viser statistisk signifikans på henholdsvis 10%, 5% og 1%-nivå for samme test. Forkastes nullhypotesen i kombinasjon med at *Høy-Lav* koeffisienten er positiv, betyr det at landet har en signifikant konveks sammenheng mellom alpha og flow over hele perioden.

Land	<i>Høy-Lav</i>	p-verdi
Belgia	0,004	(0,88)
Danmark	-0,007	(0,66)
Finland	0,007	(0,78)
Frankrike	0,029***	(0,00)
Irland	0,053***	(0,00)
Italia	0,026*	(0,05)
Liechtenstein	0,018	(0,43)
Luxembourg	0,067***	(0,00)
Nederland	0,017	(0,37)
Norge	0,035	(0,19)
Spania	0,004	(0,79)
Storbritannia	0,047***	(0,00)
Sveits	-0,010	(0,42)
Sverige	0,007	(0,73)
Tyskland	0,036***	(0,00)
Østerrike	-0,030*	(0,07)

I løpet av hele datasettets tidsperiode, er det syv land hvor koeffisienten (differansen mellom de estimerte koeffisientene for høy og lav portefølje) er statistisk signifikant. De følgende landene har statistisk signifikante resultater på 1%-nivå: Frankrike, Irland, Luxembourg, Storbritannia og Tyskland. Koeffisientene er positiv for alle disse landene. Videre har Italia og Østerrike statistisk signifikante resultater på 10%-nivå. I Italia er koeffisienten positiv, mens koeffisienten er negativ for Østerrike. Funnene tyder på at sammenhengen mellom flow og alpha ikke er konveks for majoriteten av landene over hele datasettets tidsperiode, men det ser ut til å eksistere en konveks sammenheng mellom alpha og flow i enkelte land.

Tabell 12

Kolonnen «Koeff.» viser differansen mellom den estimerte koeffisienten $\beta_1 Høy_{i,t}$ og $\beta_3 Lav_{i,t}$ fra regresjonsligning 5.10. Tabellen viser estimerater for hvert land for hver periode. Kolonne «p-verdi» viser p-verdi av F-testen til hypotesetesten beskrevet i underkapittel 5.2.2, for en bestemt periode. *, ** og *** viser statistisk signifikans på henholdsvis 10%, 5% og 1%-nivå for F-testen. Forkastes nullhypotesen i kombinasjon med at koeffisienten er positiv, betyr det at landet har en signifikant konveks sammenheng mellom alpha og flow i perioden. Periode 1 viser resultatene for perioden 2005-2009, Periode 2 viser resultatene i 2010-2014 og periode 3 viser resultatene for perioden 2015-2019

	Periode 1		Periode 2		Periode 3	
	Høy-Lav		Høy-Lav		Høy-Lav	
Land	Koeff.	p-verdi	Koeff.	p-verdi	Koeff.	p-verdi
Belgia	-0,020	(0,62)	0,026	(0,58)	0,045	(0,44)
Danmark	-0,048	(0,15)	-0,004	(0,86)	-0,005	(0,84)
Finland	0,042	(0,47)	0,058	(0,23)	-0,062**	(0,02)
Frankrike	0,052**	(0,01)	0,016	(0,28)	0,029**	(0,02)
Irland	0,053	(0,20)	0,020	(0,44)	0,047**	(0,04)
Italia	0,007	(0,76)	0,058**	(0,01)	0,011	(0,58)
Liechtenstein	-0,039	(0,42)	0,031	(0,42)	0,031	(0,43)
Luxembourg	0,058***	(0,00)	0,055***	(0,00)	0,066***	(0,00)
Nederland	-0,018	(0,70)	0,015	(0,56)	0,035	(0,20)
Norge	0,042	(0,39)	-0,009	(0,80)	0,073	(0,19)
Spania	-0,017	(0,64)	0,009	(0,70)	0,002	(0,93)
Storbritannia	0,026	(0,21)	0,046***	(0,00)	0,053***	(0,00)
Sveits	0,017	(0,56)	-0,038**	(0,04)	-0,014	(0,44)
Sverige	-0,017	(0,60)	-0,005	(0,85)	0,024	(0,47)
Tyskland	0,024	(0,27)	0,039***	(0,01)	0,023	(0,17)
Østerrike	-0,039	(0,33)	-0,025	(0,37)	-0,016	(0,50)

I første periode er koeffisienten statistisk signifikant og positiv i Frankrike og Luxembourg. I andre periode er koeffisienten statistisk signifikant og positiv i Italia, Luxembourg, Storbritannia, Sveits og Tyskland. I tredje periode er koeffisienten statistisk signifikant i Finland, Frankrike, Irland, Luxembourg og Storbritannia. Koeffisienten er negativ for Finland, og positiv for de andre. Luxembourg har statistisk signifikant koeffisient på 1%-nivå i alle tre periodene, mens Frankrike og Storbritannia har statistisk signifikant koeffisient i to perioder hver. I hver enkelt periode er majoriteten av koeffisientene ikke statistisk signifikant. Funnene tyder på at sammenhengen mellom flow og alpha ikke er konveks for majoriteten av landene i de ulike periodene, men det ser ut til å være en konveks sammenheng i enkelte land.

6.2.6 Alpha sin effekt på flow til indeksfond

Tabell 13

Kolonnen « $\widehat{\beta}_1$ Brutto alpha_{t-1}» viser den estimerte effekten brutto alpha en måned har på flow den påfølgende måneden (se regresjonsligning 5.13). Tabellen viser estimatorer for hvert land over perioden 2005-2019. Estimerte koeffisienter er på månedlig nivå. *, ** og *** viser om regresjonskoeffisienten er statistisk signifikant på henholdsvis 10%, 5% og 1%-nivå. Forkastes nullhypotesen betyr det at brutto alpha i periode t-1 har en signifikant effekt på flow til indeksfond i periode t. Kolonnen «p-verdi» viser sannsynligheten for å observere en like ekstrem t-verdi dersom nullhypotesen er sann.

Land	$\widehat{\beta}_1$ Brutto alpha _{t-1}	p-verdi
Belgia	-0,086	0,67
Danmark	0,004	0,98
Finland	-0,359*	0,06
Frankrike	0,019	0,94
Irland	0,157	0,29
Italia	-0,045	0,87
Liechtenstein	0,029	0,91
Luxembourg	-0,097	0,46
Nederland	0,044	0,75
Norge	-0,052	0,55
Spania	-0,058	0,70
Storbritannia	0,075**	0,01
Sveits	0,092	0,35
Sverige	-0,197	0,18
Tyskland	-0,095	0,60
Østerrike	-0,358*	0,07

Resultatene i tabell 13 viser at i majoriteten av landene har ikke en måneds brutto alpha en statistisk signifikant effekt på flow i påfølgende måned. Unntaket er Finland, Storbritannia og Østerrike, hvor de estimerte koeffisientene er signifikante på henholdsvis 1%, 5% og 1%-nivå. Finland og Østerrike har negative koeffisienter, som betyr at økt brutto alpha (aktive fond) en måned er assosiert med økt outflow fra indeksfond påfølgende måned. I Storbritannia er koeffisienten positiv, som betyr at økt brutto alpha (aktive fond) en måned er assosiert med økt inflow til indeksfond påfølgende måned.

Tabell 14

Kolonnene «Koeff.» viser den estimerte effekten brutto alpha i måneden før har på flow til indeksfond i måneden etter. Dette er den estimerte koeffisienten $\beta_1 \text{Brutto alpha}_{i,t-1}$ til regresjonligning (5.13). Tabellen viser estimater for hvert land for hver periode. Estimerte koeffisienter er på månedlig nivå. Symbolene *, ** og *** indikerer statistisk signifikans på henholdsvis 10%, 5% og 1%-nivå for en tosidig t-test av den estimerte koeffisienten. Forkastes nullhypotesen betyr det at brutto alpha i periode $t-1$ har en signifikant effekt på flow til indeksfond i periode t . Kolonnene «p-verdi» viser sannsynligheten av å observere en like ekstrem t-verdi dersom nullhypotesen er sann. Kolonnen «Periode 1» viser resultatene for perioden 2005-2009, «Periode 2» viser resultatene i 2010-2014 og «Periode 3» viser resultatene for perioden 2015-2019.

Land	Periode 1		Periode 2		Periode 3	
	Koeff.	p-verdi	Koeff.	p.verdi	Koeff.	p-verdi
Belgia	-0,215	0,38	-0,074	0,92	0,502	0,25
Danmark	-0,024	0,86	0,252	0,36	-0,124	0,74
Finland	-0,464	0,20	-0,167	0,62	-0,662**	0,01
Frankrike	0,091	0,83	-0,077	0,79	0,042	0,92
Irland	0,108	0,67	0,423	0,24	0,234	0,19
Italia	-0,077	0,83	0,255	0,77	-	-
Liechtenstein	0,226	0,41	0,171	0,69	-0,85	0,20
Luxembourg	-0,015	0,94	-0,503*	0,08	-0,259	0,33
Nederland	-0,037	0,88	0,395*	0,09	0,084	0,57
Norge	-0,161	0,19	0,362*	0,07	-0,068	0,73
Spania	-0,18	0,48	0,167	0,53	0,333	0,29
Storbritannia	0,064	0,15	0,062	0,23	0,013	0,83
Sveits	0,032	0,84	0,645***	0,01	0,104	0,63
Sverige	-0,26	0,28	0,225	0,58	-0,049	0,82
Tyskland	-0,207	0,40	0,756**	0,02	-0,475	0,25
Østerrike	-0,853**	0,01	-0,056	0,87	0,542	0,13

Resultatene i tabell 13 viser at for majoriteten av landene i første periode, har ikke en måneds brutto alpha en statistisk signifikant effekt på flow den påfølgende måneden. Unntaket er Østerrike, hvor den estimerte koeffisienten er signifikant på 5%-nivå. Koeffisienten er negativ, som betyr at økt brutto alpha (aktive fond) en måned er assosiert med økt outflow fra indeksfond påfølgende måned. I andre periode er koeffisienten statistisk signifikant for Luxembourg, Nederland, Norge, Sveits og Tyskland. Luxembourg er det eneste av landene som har en negativ koeffisient. Koeffisientene for Nederland, Norge, Sveits og Tyskland er positive, og kan tolkes som at økt brutto alpha (aktive fond) en måned er assosiert med økt inflow til indeksfond påfølgende måned. I tredje periode er det kun Finland som har en statistisk signifikant koeffisient (5%-nivå), og koeffisienten har negativt fortegn.

7. Diskusjon

7.1 Alpha

Vår hovedhypotese for analysen var at fond i Europa ikke produserer positiv alpha. Resultatene våre fra underkapittel 6.1.2 viser at fond i enkelte europeiske land i snitt produserer signifikant positiv brutto alpha i første og tredje periode. Majoriteten av landene i den andre og tredje perioden produserer ikke signifikant positiv brutto alpha. Malkiel (1995) og Jensen (1968) fant i sine studier at majoriteten av amerikanske fond ikke produserer brutto alpha. Våre resultater for andre og tredje periode samsvarer med litteraturen. Resultatene for første periode avviker fra Malkiel og Jensens funn. Figur B.1 i appendikset viser at fond sin expense ratio som regel er høyere enn brutto alpha. Dette tyder på at aktivt forvaltede fond i Europa har for lav avkastning til å dekke fondets forvaltningskostnader. Grinblatt & Titman (1989) og Carhart (1997) fant tilsvarende for amerikanske fond.

Det fremkommer at det er få tilfeller av at lands fond produserer signifikant positiv risikojustert alpha. Resultatene viser at landene Finland, Frankrike, Norge og Østerrike skaper signifikant positiv FF3-risikojustert alpha i andre periode. Av disse landene er det kun Norge som skaper signifikant positiv FF5-risikojustert alpha i samme periode. Dette er i kontrast med hva Sørensen (2009) fant i sin analyse av norske fond. Ingen land i første eller tredje periode produserer signifikant positiv risikojustert alpha. Våre funn impliserer at positiv brutto alpha i alle perioder kan forklares av landenes vekting mot risikofaktorer og periodenes risikofaktoravkastning. Resultatene stemmer overens med forskningen til Fama & French (1992) og Carhart (1997). I andre periode har Norge ikke signifikant positiv brutto alpha. Resultatet kan forklares av at Norge var vektet mot små selskaper og selskaper med lav B/M (se tabell 6). Små selskaper hadde høyere avkastning enn store selskaper i perioden, mens selskaper med lav B/M hadde lavere avkastning enn selskaper med høy B/M (se tabell A.4 i appendiks). Som følge av dette ble i snitt risikojustert avkastning vesentlig lavere enn bruttoavkastning. I tredje periode ser vi at norske fond i snitt er vektet mot selskaper med høy B/M, i kontrast til andre perioden hvor de er vektet mot selskaper med lav B/M. Flere land har forskjeller i faktoreksponering mellom hver periode. Våre funn antyder at fondsforvaltere i Europa oppnår positiv brutto alpha ved å vekte fondsporteføljen mot risikofaktorer og dermed praktiserer faktortiming. Hvorvidt europeiske fondsforvaltere faktisk driver med faktortiming kan være et interessant tema for videre forskning.

Resultatene beskrevet over indikerer at markedet i Europa er effisient ved justering for risikofaktorer. Unntaket er Norge, som ikke har signifikant brutto alpha, men har signifikant risikojustert alpha. I delkapittel 3.1 diskuterte vi at dersom det ikke eksisterer alpha, er det umulig å oppnå meravkastning på samme systematiske risiko. Dette betyr at investorer i de 15 landene med ikke-signifikant positiv risikojustert alpha, umulig kan få meravkastning ved å investere i aktive fond fremfor indeksfond. Vi er derimot forsiktig med å trekke en slik konklusjon basert på vår analyse.

7.2 Alpha sin effekt på flow

Dersom markedene i Europa er effisiente, vil rasjonelle investorer selge seg ut av aktive fond og kjøpe seg inn i indeksfond. I land hvor aktive fond ikke skaper positiv alpha vil det være en signifikant outflow fra aktive fond. I resultatdelen av oppgaven har vi forsøkt å besvare første underhypotese som sier at «*sammenhengen mellom flow og alpha til aktive fond i Europa er ikke konveks*». Gitt at funnene til Ippolito (1992), Chevalier & Ellison (1997), Sirri & Tufano (1998) og Huang et al. (2007) gjelder for aktive fond i Europa, vil fond som historisk sett har prestert godt oppleve inflow, mens fond som har prestert dårlig oppleve lite outflow. Skulle disse resultatene være gjeldende, betyr det at investorer som investerer i disse landene er irrasjonelle. Fondsforvalterne har i så fall et insentiv til å ta økt risiko og øke forvaltningsgebyrene, som nevnt i tidligere litteratur fra Chevalier & Ellison (1997), Sirri & Tufano (1998) og Gil-Bazo & Ruiz-Verdú (2009).

Figur 6 viste resultater fra t-tester av lands inflow eller outflow til aktive fond. Ved å sammenligne kartet med figur 3, ser vi at Frankrike, Finland, Irland, Luxembourg, Norge og Sverige har både signifikant positiv brutto alpha og inflow i første periode. Alle landene som ikke produserte signifikant positiv brutto alpha, hadde signifikant outflow i perioden. Dette antyder at det eksisterer en positiv sammenheng mellom alpha og flow. I andre periode ser vi at Sverige, Finland, Spania og Irland ikke har signifikant positiv brutto alpha, samtidig som det har vært en signifikant inflow i perioden. I tredje periode har Irland, Norge og Sverige signifikant positiv brutto alpha og signifikant inflow. Belgia og Tyskland har ingen signifikant positiv brutto alpha, og ingen signifikant inflow eller outflow. Frankrike og Spania har signifikant inflow, til tross for at ingen av dem har signifikant positiv brutto alpha i perioden. Dette peker mot at sammenhengen mellom flow og brutto alpha er konveks i disse landene, men vi skal være forsiktig med å dra en konklusjon basert på signifikanstestene.

I underkapittel 6.2.5 testet vi for konveksitet. For alle periodene samlet, fant vi en signifikant konveks sammenheng i Frankrike, Irland, Italia, Luxembourg, Storbritannia og Spania. Når vi så på hver enkelt periode fikk vi litt andre resultater. I første periode fant vi signifikant konveksitet i Frankrike og Luxembourg. Som tidligere nevnt, hadde begge landene signifikant positiv brutto alpha og signifikant inflow i første periode. I andre periode fant vi signifikant konveksitet i Italia, Luxembourg, Storbritannia og Tyskland. I tredje periode fant vi signifikant konveksitet i Frankrike, Irland, Luxembourg og Storbritannia. Vi mistenkte Frankrike for å ha konveksitet, basert på signifikanstester for flow og brutto alpha. I likhet med Ferreira et al. (2012) fant vi konveksitet i enkelte land, men ikke i like mange land. Dette kan trolig skyldes at Ferreira et al. (2012) brukte flere kontrollvariabler, og at i enkelte land og perioder hadde vi relativt få observasjoner. I tillegg kan det være at winsorizing av flow resulterer i feilaktige resultater, og at trimming er et bedre alternativ for å se på sammenhengen mellom flow og alpha (Schiller et al., 2020). Resultatene fra vår forskning på konveksitet i det europeiske fondsmarkedet er i tråd med tidligere studier på amerikanske fond av Ippolito (1992), Chevalier & Ellison (1997), Sirri & Tufano (1998) og Huang et al. (2007).

Videre har vi resultater opp mot den andre underhypotesen som sier at «*historisk alpha for aktive fond i Europa har ingen effekt på fremtidig flow til europeiske indeksfond*». Resultater fra analysen av flow til indeksfond over alle periodene samlet, viser at historisk brutto alpha ikke har en signifikant effekt på fremtidig flow til indeksfond i de fleste land. Unntaket er Finland, Storbritannia og Østerrike. Dersom aktive fond i Finland og Østerrike presterer dårlig i disse landene, får indeksfond økt inflow i påfølgende tidsperiode. I Storbritannia ser vi derimot motsatt effekt. Dersom aktive fond i Storbritannia presterer dårlig i disse landene, får indeksfond økt outflow i påfølgende tidsperiode. Dette tyder på at investorer i Storbritannia ikke oppfører seg rasjonelt. Videre gjøres tilsvarende analyse på de tre ulike periodene. Det er få tilfeller hvor alpha har en signifikant effekt på flow til indeksfond. I første periode er det kun Østerrike og Frankrike som har signifikant effekt. I andre periode er det fem land som har en signifikant effekt. I tredje periode har kun Finland en signifikant effekt. Få tilfeller av at alpha har en signifikant effekt stemmer overens med studiene til Kim (2009) og Fu et al. (2012). Dette styrker våre resultater. Det er derimot svakheter med metoden vi har valgt å bruke. Det er klare endogenitetsproblemer, som kunne blitt løst ved å inkludere flere kontrollvariabler. I tillegg er det veldig få observasjoner, ettersom enkelte land har få indeksfond og vi kjører panelregresjon på snittobservasjoner. Svakhetene ved vår metode bør tas hensyn til i videre forskning på alpha sin effekt på flow til europeiske indeksfond.

8. Konklusjon

I denne oppgaven har vi studert om aktive fond i Europa ikke produserer positiv alpha, og om alpha har en effekt på flow til aktive og passive fond. Vi har forsket på 16 europeiske land over tre ulike tidsperioder. Oppgaven ble delt opp i to deler. I første del så vi på om fond i europeiske land ikke produserte positiv alpha. I andre del undersøkte vi hvilke land som hadde inflow og outflow i de ulike periodene, og effekten av historisk brutto alpha på flow til aktive og indeksfond i de 16 landene.

Analysen av hovedhypotesen viser at det er få land som skaper signifikant positiv alpha. Videre funn viser at land med signifikant positiv brutto alpha, ikke har signifikant risikojustert alpha i samme periode. Resultatene indikerer at europeiske lands produksjon av positiv alpha forklares av risikofaktorene gitt i Fama & French sin tre- og femfaktormodell. Resultatene antyder at fondsforvaltere skaper en meravkastning med faktortiming.

Det viser seg at flere land i perioder har en konveks sammenheng mellom flow til aktive fond og historisk brutto alpha. Fondsforvaltere i disse landene har et insentiv til å ta mer risiko, i håp om økt avkastning og inflow i fremtiden. Funnene våre samsvarer med tidligere forskningslitteratur på området. Samtidig er det et overallt av land i hver periode som ikke har en signifikant konveks sammenheng mellom flow til aktive fond og historisk brutto alpha.

Vi finner få tilfeller av at historisk brutto alpha har en effekt på flow til indeksfond. Dette er i tråd med litteraturen vi har sett på. Metoden har derimot åpenbare endogenitetsproblemer, som bør sees nærmere på i videre forskning på området. Det er mye uskrevet om flow til indeksfond både på verdensbasis og i Europa, derfor foreslår vi at det forskes mer på dette.

Litteraturliste

- Akey, P., Robertson, A. & Simutin, M. (2022). Noisy factors. *Rotman School of Management Working Paper Forthcoming*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3930228>
- Barber, B., Odean, T. & Zheng, L. (2005). Out of Sight, Out of Mind: The Effects of Expenses on Mutual Fund Flows. *The Journal of Business*, 78, 2095-2120. <https://doi.org/10.2139/ssrn.496315>
- Bauer, R., Christiansen, C. & Døskeland, T. (2022). *A Review of the Active Management of Norway's Government Pension Fund Global*. Hentet fra https://www.regjeringen.no/contentassets/8a415dfc9935480dbf891923c9ac848b/Evaluation_GPFG.pdf
- Bellando, R. & Tran-Dieu, L. (2011). Fund flow performance relationship: An application to the French mutual funds. *Revue économique*, 62, 255-275. <https://doi.org/10.3917/reco.622.0255>
- Bodie, Z., Kane, A. & Marcus, A. (2020). *Investments*. (12. utg.). New York: McGraw-Hill Education.
- Boyde, E. (2022, 23. november). Shift from active to passive funds is accelerating, JPMorgan says. *Financial Times*. Hentet fra <https://www.ft.com/content/f7ca9643-ed82-4993-9aa8-9c7617b33009>
- Carhart, M. M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82. <https://doi.org/10.2307/2329556>
- Chevalier, J. & Ellison, G. (1997). Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentives. *The Journal of political economy*, 105(6), 1167-1200. <https://doi.org/10.1086/516389>
- Elton, E. J., Gruber, M. J. & Blake, C. R. (1996). The Persistence of Risk-Adjusted Mutual Fund Performance. *The Journal of Business*, 69(2), 133-157. <https://doi.org/10.1086/209685>

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

Fama, E. F. & French, K. R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427-465. <https://doi.org/10.bpg8>

Fama, E. F. & French, K. R. (2010). Luck versus Skill in the Cross-Section of Mutual Fund Returns. *The Journal of Finance*, 65(5), 1915-1947. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2010.01598.x>.

Fama, E. F. & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1-22. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.10.010>

Ferreira, M. A., Keswani, A., Miguel, A. F. & Ramos, S. B. (2012). The flow-performance relationship around the world. *Journal of Banking & Finance*, 36(6), 1759-1780. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2012.01.019>

French, K. R. (2008). Presidential Address: The Cost of Active Investing. *The Journal of Finance*, 63(4), 1537-1573. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01368.x>

French, K. R. (2022). Data Library. Hentet fra http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html##International

Fu, R., Navone, M., Pagani, M. & Pantos, T. (2012). The Determinants of the Convexity in the Flow-Performance Relationship. *The Journal of Index Investing*, 3, 81-95. <https://doi.org/10.3905/jii.2012.3.2.081>

Gil-Bazo, J. & Ruiz-Verdú, P. (2009). The Relation between Price and Performance in the Mutual Fund Industry. *The Journal of Finance*, 64(5), 2153-2183. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01497.x>

Grinblatt, M. & Titman, S. (1989). Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings. *The Journal of business (Chicago, Ill.)*, 62(3), 393-416. <https://doi.org/10.1086/296468>

Gruber, M. J. (1996). Another Puzzle: The Growth in Actively Managed Mutual Funds. *The Journal of Finance*, 51(3), 783-810. <https://doi.org/10/gghrq2>

Hendricks, D., Patel, J. & Zeckhauser, R. (1993). Hot Hands in Mutual Funds: Short-Run Persistence of Relative Performance, 1974-1988. *The Journal of Finance*, 48(1), 93-130. <https://doi.org/10.2307/2328883>

Hossain, J. (2021a). Mutual Fund Share Class. Hentet fra <https://www.morningstar.com/investing-definitions/mutual-fund-share-class?fbclid=IwAR0YISYobHXAPm1OqG43toBkGOz5hVlJYLKtqgjnrvBcnupCxkhMdVvPvMM>

Hossain, J. (2021b). Open-End Fund. Hentet fra <https://www.morningstar.com/investing-definitions/open-end-fund>

Huang, J., Wei, K. D. & Yan, H. (2007). Participation Costs and the Sensitivity of Fund Flows to Past Performance. *The Journal of Finance*, 62(3), 1273-1311. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2007.01236.x>

Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), 65-91. <https://doi.org/10.2307/2328882>

Jensen, M. C. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *The Journal of Finance*, 23(2), 389-416. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00815.x>

Kim, M. S. (2009). *Changes in Mutual Fund Flows and Managerial Incentives*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1517572>

Lintner, J. (1965). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *The Journal of Finance*, 20(4), 587-615. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1965.tb02930.x>

Malkiel, B. G. (1995). Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991. *The Journal of Finance*, 50(2), 549-572. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb04795.x>

Markowitz, H. (1959). Portfolio selection: efficient diversification of investments. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.

McWhinney, J. (2022, 29. januar). A brief history of the mutual fund. Hentet fra <https://www.investopedia.com/articles/mutualfund/05/mfhistory.asp>

Morningstar. (2022). Gross Return. Hentet fra https://awgmain.morningstar.com/webhelp/glossary_definitions/mutual_fund/Gross_Return.htm

Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), 768-783. <https://doi.org/10.2307/1910098>

Nordnet. (u.å). Shorthandel. Hentet fra <https://www.nordnet.no/blogg/borsskolen/laer-om-aksjer/shorte-aksjer/>

Norli, Ø. (2011). Praktisk bruk av Kapitalverdimodellen. *Praktisk økonomi og finans*, 27(2), 15-21. <https://doi.org/10.18261/ISSN1504-2871-2011-02-03>

Næs, R., Skjeltorp, J. & Ødegaard, B. (2007). Hvilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs? *Norges Bank, Working Paper*.

Petajisto, A. (2013). Active Share and Mutual Fund Performance. *Financial Analysts Journal*, 69(4), 73-93. <https://doi.org/10.2469/faj.v69.n4.7>

Philips, C. B., Kinniry, F. M. & Walker, D. J. (2014). The Active-Passive Debate: Market Cyclicalities and Leadership Volatility.

Pástor, L. & Stambaugh, R. F. (2002). Mutual fund performance and seemingly unrelated assets. *Journal of financial economics*, 63(3), 315-349. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(02\)00064-8](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(02)00064-8)

Schiller, A., Woltering, R.-O. & Sebastian, S. (2020). Is the flow-performance relationship really convex? - The impact of data treatment and model specification. *Journal of economics and finance*, 44(2), 300-320. <https://doi.org/10.1007/s12197-019-09489-1>

Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of finance (New York)*, 19(3), 425. <https://doi.org/10.2307/2977928>

Sharpe, W. F. (1994). The Sharpe Ratio. *The Journal of Portfolio Management*, 21(1), 49. <https://doi.org/10.3905/jpm.1994.409501>

Sirri, E. R. & Tufano, P. (1998). Costly Search and Mutual Fund Flows. *The Journal of finance (New York)*, 53(5), 1589-1622. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00066>

Spiegel, M. & Zhang, H. (2013). Mutual fund risk and market share-adjusted fund flows. *Journal of financial economics*, 108(2), 506-528. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.05.018>

Sørensen, L. (2009). Mutual Fund Performance at the Oslo Stock Exchange. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1488745>

Treynor, J. L. (1962). Toward a Theory of Market Value of Risky Assets. <https://doi.org/10.2139/ssrn.628187>

Vidal, M. & Vidal-García, J. (2021). Mutual Fund Flow-Performance Relation. I. Hentet fra <https://ssrn.com/abstract=3964330>

Wermers, R. (2002). Mutual Fund Performance: An Empirical Decomposition into Stock-Picking Talent, Style, Transactions Costs, and Expenses. *The Journal of Finance*, 55(4), 1655-1695. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00263>

Ørpetveit, A. (2021). Competition and Fund Family Product Development. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3883242>

Appendiks

Appendiks A – Tabeller

Tabell A.1

Tabell A.1 viser gjennomsnittlig månedlig brutto alpha per år og for hele perioden, for hvert av de 16 landene i periode 1 (2005-2009). Kolonnen «Periode 1» viser gjennomsnittlig månedlig brutto alpha for hvert land i periode 1. Tallene er på månedlig nivå.

GJENNOMSNITTLIG BRUTTO ALPHA PERIODE 1						
LAND	2005	2006	2007	2008	2009	Periode 1
BELGIA	-0,18%	-0,02%	0,01%	0,38%	-0,12%	0,02%
DANMARK	0,06%	0,20%	-0,03%	0,72%	-0,17%	0,16%
FINLAND	-0,37%	-0,07%	0,08%	0,68%	0,03%	0,10%
FRANKRIKE	-0,25%	-0,17%	0,00%	0,97%	-0,19%	0,09%
IRLAND	-0,10%	-0,08%	-0,05%	0,67%	-0,32%	0,04%
ITALIA	-0,48%	-0,38%	-0,20%	0,74%	-0,23%	-0,15%
LIECHTENSTEIN	-0,40%	-0,01%	-0,10%	0,59%	-0,14%	0,03%
LUXEMBOURG	-0,16%	-0,01%	-0,04%	0,71%	-0,25%	0,07%
NEDERLAND	0,03%	0,04%	-0,01%	0,91%	-0,27%	0,13%
NORGE	0,36%	0,06%	0,05%	1,04%	0,50%	0,40%
SPANIA	-0,54%	-0,28%	-0,13%	0,74%	-0,34%	-0,09%
STORBRYTANNIA	0,06%	0,12%	0,04%	0,66%	-0,13%	0,16%
SVEITS	-0,08%	0,02%	0,02%	0,61%	-0,17%	0,09%
SVERIGE	-0,06%	0,06%	0,06%	0,64%	-0,13%	0,12%
TYSKLAND	-0,02%	0,08%	0,14%	0,54%	-0,10%	0,13%
ØSTERRIKE	-0,16%	0,13%	0,17%	0,66%	-0,26%	0,12%
GJENNOMSNITT	-0,13%	-0,02%	0,00%	0,70%	-0,14%	0,09%
MEDIAN	-0,13%	0,00%	0,00%	0,68%	-0,17%	0,09%
MAX	0,36%	0,20%	0,17%	1,04%	0,50%	0,40%
MIN	-0,54%	-0,38%	-0,20%	0,38%	-0,34%	-0,15%
STDEV	0,23%	0,15%	0,09%	0,16%	0,19%	0,12%

Tabell A.2

Tabell A.2 viser gjennomsnittlig brutto alpha per år og for hele perioden, for hvert av de 16 landene i periode 2 (2010-2014). Kolonnen «Periode 2» viser gjennomsnittlig månedlig brutto alpha for hvert land i periode 2. Tallene er på månedlig nivå.

GJENNOMSNITTLIG BRUTTO ALPHA PERIODE 2						
LAND	2010	2011	2012	2013	2014	Periode 2
BELGIA	-0,07%	-0,24%	0,05%	0,03%	-0,09%	-0,06%
DANMARK	0,01%	-0,09%	0,05%	0,27%	-0,07%	0,03%
FINLAND	0,20%	-0,40%	0,11%	0,09%	-0,09%	-0,02%
FRANKRIKE	-0,01%	-0,11%	-0,01%	0,01%	-0,14%	-0,05%
IRLAND	0,02%	-0,19%	0,04%	0,21%	-0,03%	0,01%
ITALIA	0,04%	-0,18%	-0,04%	0,22%	-0,11%	-0,02%
LIECHTENSTEIN	0,26%	-0,28%	-0,26%	-0,08%	-0,28%	-0,12%
LUXEMBOURG	0,02%	-0,20%	0,03%	0,16%	-0,07%	-0,01%
NEDERLAND	0,05%	-0,23%	0,01%	0,17%	-0,11%	-0,02%
NORGE	0,13%	-0,23%	0,04%	0,15%	-0,06%	0,00%
SPANIA	-0,29%	-0,16%	-0,04%	0,21%	-0,28%	-0,12%
STORBRYTANNIA	0,27%	-0,05%	0,12%	0,25%	0,02%	0,12%
SVEITS	0,03%	-0,07%	-0,04%	0,06%	-0,04%	-0,01%
SVERIGE	-0,04%	-0,20%	0,07%	0,07%	-0,02%	-0,03%
TYSKLAND	0,11%	-0,29%	-0,05%	0,08%	-0,12%	-0,06%
ØSTERRIKE	0,09%	-0,42%	0,03%	0,06%	0,05%	-0,04%
GJENNOMSNITT	0,05%	-0,21%	0,01%	0,12%	-0,09%	-0,02%
MEDIAN	0,03%	-0,20%	0,03%	0,12%	-0,08%	-0,02%
MAX	0,27%	-0,03%	0,22%	0,27%	0,05%	0,12%
MIN	-0,29%	-0,72%	-0,56%	-0,32%	-1,19%	-0,47%
STDEV	0,14%	0,11%	0,09%	0,10%	0,09%	0,06%

Tabell A.3

Tabell A.3 viser gjennomsnittlig brutto alpha per år og for hele perioden, for hvert av de 16 landene i periode 3 (2015-2019). Kolonnen «Periode 3» viser gjennomsnittlig månedlig brutto alpha for hvert land i periode 3. Tallene er på månedlig nivå.

GJENNOMSNITTLIG BRUTTO ALPHA PERIODE 3						
LAND	2015	2016	2017	2018	2019	Periode 3
BELGIA	0,13%	-0,04%	0,13%	-0,14%	0,01%	0,02%
DANMARK	0,19%	0,12%	0,02%	-0,08%	0,01%	0,05%
FINLAND	0,14%	0,09%	0,10%	-0,19%	0,17%	0,06%
FRANKRIKE	0,19%	-0,10%	0,11%	-0,23%	-0,06%	-0,02%
IRLAND	0,16%	-0,10%	0,09%	-0,04%	0,01%	0,02%
ITALIA	0,17%	-0,06%	0,18%	-0,13%	-0,11%	0,01%
LIECHTENSTEIN	-0,04%	-0,09%	-0,09%	-0,31%	-0,40%	-0,19%
LUXEMBOURG	0,15%	-0,12%	0,11%	-0,13%	-0,01%	0,00%
NEDERLAND	0,16%	-0,02%	0,12%	-0,16%	-0,08%	0,00%
NORGE	0,20%	0,43%	0,04%	-0,15%	0,02%	0,10%
SPANIA	0,04%	-0,01%	0,15%	-0,24%	-0,37%	-0,10%
STORBIMITANNIA	0,23%	-0,17%	0,13%	-0,06%	0,15%	0,06%
SVEITS	0,09%	-0,03%	0,07%	0,01%	-0,07%	0,01%
SVERIGE	0,33%	0,03%	0,20%	0,05%	0,06%	0,14%
TYSKLAND	0,21%	-0,16%	0,19%	-0,26%	-0,12%	-0,03%
ØSTERRIKE	0,11%	-0,18%	0,10%	-0,20%	0,03%	-0,03%
GJENNOMSNITT	0,16%	-0,03%	0,10%	-0,14%	-0,05%	0,01%
MEDIAN	0,16%	-0,05%	0,11%	-0,14%	0,00%	0,01%
MAX	0,33%	0,43%	0,20%	0,05%	0,17%	0,14%
MIN	-0,04%	-0,18%	-0,09%	-0,31%	-0,40%	-0,19%
STDEV	0,08%	0,15%	0,07%	0,10%	0,15%	0,08%

Tabell A.4

Viser månedlig snittavkastning i prosent for Fama-French risikofaktorer (fra trefaktormodellen og femfaktormodellen). HML er identisk og gjelder for både trefaktormodellen og femfaktormodellen. MKT utelates ettersom den ikke inkluderes i analysen av faktoreksponering hver periode.

Periode	SMB FF3	HML	SMB FF5	CMA FF5	RMW FF5
1	0,01	0,25	0,08	0,23	0,34
2	0,08	-0,23	0,12	0,03	0,45
3	0,22	-0,26	0,22	-0,13	0,33

Tabell A.5

Tabell A.5 viser resultater fra t-tester av brutto alpha for aktive fond i hvert land, for hver periode. Hypotesene er ensidige, på et 5%-signifikansnivå (se underkapittel 5.1.1). Resultatene er representert i kartene presentert i figur 3, i underkapittel 6.1.2. Kolonnen «ESTIMAT» viser estimert gjennomsnittlig brutto alpha. Kolonnen «N» viser antall observasjoner det gitte landet har i den gitte perioden. Kolonnen «T-VERDI» viser landets testverdi fra t-test for gitt periode. Kolonnen «KRITISK VERDI» viser testens kritiske verdi, basert på signifikansnivå på 5% og antall frihetsgrader i perioden. Kolonnen «P-VERDI» viser sannsynligheten av å observere en like ekstrem t-verdi dersom nullhypotesen er sann. Kolonnen «SIGNIFIKANT?» viser utfallet av t-testen. Har land en verdi lik 1 i en gitt periode betyr det at aktive fond i landet har signifikant positiv brutto alpha. Er verdien lik 0 betyr det at aktive fond i landet ikke har signifikant positiv brutto alpha i perioden.

RESULTATER FRA T-TESTER AV BRUTTO ALPHA

LAND	PERIODE	ESTIMAT	N	T-VERDI	KRITISK VERDI	P-VERDI	SIGNIFIKANT?
BELGIA	1	0,000	10197	1,088	1,645	0,138	0
DANMARK	1	0,002	13593	8,473	1,645	0,000	1
FINLAND	1	0,001	9539	3,380	1,645	0,000	1
FRANKRIKE	1	0,001	48003	8,689	1,645	0,000	1
IRLAND	1	0,000	28437	2,657	1,645	0,004	1
ITALIA	1	-0,002	13449	-10,995	1,645	1,000	0
LIECHTENSTEIN	1	0,000	5521	0,576	1,645	0,282	0
LUXEMBOURG	1	0,001	114233	8,405	1,645	0,000	1
NEDERLAND	1	0,001	8505	4,497	1,645	0,000	1
NORGE	1	0,004	7043	11,897	1,645	0,000	1
SPANIA	1	-0,001	23035	-6,182	1,645	1,000	0
STORBUTANNIA	1	0,002	53903	15,108	1,645	0,000	1
SVEITS	1	0,001	13403	4,497	1,645	0,000	1
SVERIGE	1	0,001	15101	5,942	1,645	0,000	1
TYSKLAND	1	0,001	23469	8,638	1,645	0,000	1
ØSTERRIKE	1	0,001	10799	3,958	1,645	0,000	1
BELGIA	2	-0,001	9371	-3,752	1,645	1,000	0
DANMARK	2	0,000	13223	2,402	1,645	0,008	1
FINLAND	2	0,000	11243	-0,839	1,645	0,799	0
FRANKRIKE	2	-0,001	59699	-6,874	1,645	1,000	0
IRLAND	2	0,000	37283	1,137	1,645	0,128	0
ITALIA	2	0,000	7487	-1,072	1,645	0,858	0
LIECHTENSTEIN	2	-0,001	7211	-3,451	1,645	1,000	0
LUXEMBOURG	2	0,000	135539	-2,548	1,645	0,995	0
NEDERLAND	2	0,000	6347	-0,892	1,645	0,814	0
NORGE	2	0,000	6911	0,178	1,645	0,429	0
SPANIA	2	-0,001	16547	-7,840	1,645	1,000	0
STORBUTANNIA	2	0,001	57431	16,410	1,645	0,000	1
SVEITS	2	0,000	16907	-0,910	1,645	0,819	0
SVERIGE	2	0,000	15275	-2,221	1,645	0,987	0
TYSKLAND	2	-0,001	19331	-3,890	1,645	1,000	0
ØSTERRIKE	2	0,000	11063	-1,645	1,645	0,950	0
BELGIA	3	0,000	8303	1,536	1,645	0,062	0
DANMARK	3	0,001	13463	3,896	1,645	0,000	1
FINLAND	3	0,001	10691	3,365	1,645	0,000	1
FRANKRIKE	3	0,000	57659	-2,368	1,645	0,991	0
IRLAND	3	0,000	44747	2,832	1,645	0,002	1
ITALIA	3	0,000	5663	0,661	1,645	0,254	0
LIECHTENSTEIN	3	-0,002	6683	-5,678	1,645	1,000	0
LUXEMBOURG	3	0,000	151619	-0,376	1,645	0,646	0
NEDERLAND	3	0,000	5831	0,138	1,645	0,445	0
NORGE	3	0,001	5711	4,265	1,645	0,000	1
SPANIA	3	-0,001	15323	-6,536	1,645	1,000	0
STORBUTANNIA	3	0,001	56819	7,531	1,645	0,000	1
SVEITS	3	0,000	17063	1,172	1,645	0,121	0
SVERIGE	3	0,001	13403	9,309	1,645	0,000	1
TYSKLAND	3	0,000	19463	-2,419	1,645	0,992	0
ØSTERRIKE	3	0,000	10439	-1,409	1,645	0,921	0

Tabell A.6

Tabell A.6 viser resultater fra t-tester av FF3-risikojustert alpha for aktive fond i hvert land, for hver periode. Hypotesen er ensidig, på 5%-signifikansnivå (se underkapittel 5.1.1). Resultatene er presentert i kartene presentert i figur 4, i underkapittel 6.1.2. Kolonnen «ESTIMAT» viser estimert gjennomsnittlig FF3-risikojustert alpha. Kolonnen «N» viser antall observasjoner det gitte landet har i den gitte perioden. Kolonnen «T-VERDI» viser landets testverdi fra t-test for gitt periode. Kolonnen «KRITISK VERDI» viser testens kritiske verdi, basert på signifikansnivå på 5% og antall frihetsgrader i perioden. Kolonnen «P-VERDI» viser sannsynligheten av å observere en like ekstrem t-verdi dersom nullhypotesen er sann. Kolonnen «SIGNIFIKANT?» viser utfallet av t-testen. Har land en verdi lik 1 i en gitt periode betyr det at aktive fond i landet har signifikant positiv FF3-risikojustert alpha. Er verdien lik 0 betyr det at aktive fond i landet ikke har signifikant positiv FF3-risikojustert alpha i perioden.

RESULTATER FRA T-TESTER AV FF3-RISIKOJUSTERT ALPHA

LAND	PERIODE	ESTIMAT	N	T-VERDI	KRITISK VERDI	P-VERDI	SIGNIFIKANT?
BELGIA	1	-0,002	10197	-6,255	1,645	1,000	0
DANMARK	1	-0,005	13593	-18,573	1,645	1,000	0
FINLAND	1	-0,004	9539	-11,545	1,645	1,000	0
FRANKRIKE	1	-0,003	48003	-26,443	1,645	1,000	0
IRLAND	1	-0,003	28437	-19,638	1,645	1,000	0
ITALIA	1	-0,001	13449	-7,708	1,645	1,000	0
LIECHTENSTEIN	1	-0,003	5521	-6,994	1,645	1,000	0
LUXEMBOURG	1	-0,003	114233	-38,036	1,645	1,000	0
NEDERLAND	1	-0,002	8505	-6,455	1,645	1,000	0
NORGE	1	-0,006	7043	-14,355	1,645	1,000	0
SPANIA	1	-0,004	23035	-21,688	1,645	1,000	0
STORBUTANNIA	1	-0,002	53903	-17,228	1,645	1,000	0
SVEITS	1	-0,004	13403	-15,164	1,645	1,000	0
SVERIGE	1	-0,004	15101	-16,426	1,645	1,000	0
TYSKLAND	1	-0,002	23469	-16,170	1,645	1,000	0
ØSTERRIKE	1	-0,002	10799	-6,135	1,645	1,000	0
BELGIA	2	-0,001	9371	-3,842	1,645	1,000	0
DANMARK	2	-0,001	13223	-3,419	1,645	1,000	0
FINLAND	2	0,001	11243	4,243	1,645	0,000	1
FRANKRIKE	2	0,000	59699	4,878	1,645	0,000	1
IRLAND	2	-0,001	37283	-7,995	1,645	1,000	0
ITALIA	2	0,000	7487	0,002	1,645	0,499	0
LIECHTENSTEIN	2	0,000	7211	1,189	1,645	0,117	0
LUXEMBOURG	2	0,000	135539	-5,223	1,645	1,000	0
NEDERLAND	2	-0,001	6347	-3,130	1,645	0,999	0
NORGE	2	0,001	6911	4,558	1,645	0,000	1
SPANIA	2	0,000	16547	-0,776	1,645	0,781	0
STORBUTANNIA	2	-0,001	57431	-12,860	1,645	1,000	0
SVEITS	2	-0,001	16907	-5,474	1,645	1,000	0
SVERIGE	2	-0,001	15275	-3,654	1,645	1,000	0
TYSKLAND	2	0,000	19331	-1,497	1,645	0,933	0
ØSTERRIKE	2	0,001	11063	4,103	1,645	0,000	1
BELGIA	3	-0,002	8303	-7,531	1,645	1,000	0
DANMARK	3	-0,002	13463	-11,432	1,645	1,000	0
FINLAND	3	-0,002	10691	-9,305	1,645	1,000	0
FRANKRIKE	3	-0,001	57659	-13,971	1,645	1,000	0
IRLAND	3	-0,002	44747	-20,522	1,645	1,000	0
ITALIA	3	-0,002	5663	-7,304	1,645	1,000	0
LIECHTENSTEIN	3	-0,003	6683	-7,061	1,645	1,000	0
LUXEMBOURG	3	-0,002	151619	-32,077	1,645	1,000	0
NEDERLAND	3	-0,002	5831	-7,110	1,645	1,000	0
NORGE	3	-0,002	5711	-4,853	1,645	1,000	0
SPANIA	3	-0,001	15323	-4,976	1,645	1,000	0
STORBUTANNIA	3	-0,001	56819	-8,338	1,645	1,000	0
SVEITS	3	-0,002	17063	-12,101	1,645	1,000	0
SVERIGE	3	-0,001	13403	-7,205	1,645	1,000	0
TYSKLAND	3	-0,001	19463	-9,808	1,645	1,000	0
ØSTERRIKE	3	-0,002	10439	-9,173	1,645	1,000	0

Tabell A.7

Tabell A.7 viser resultater fra t-tester av FF5-risikojustert alpha for aktive fond i hvert land, for hver periode. Hypotesetesten er ensidig, på 5%-signifikansnivå (se underkapittel 5.1.1). Resultatene er presentert i kartene presentert i figur 5, i underkapittel 6.1.2. Kolonnen «ESTIMAT» viser estimert gjennomsnittlig FF5-risikojustert alpha. Kolonnen «N» viser antall observasjoner det gitte landet har i den gitte perioden. Kolonnen «T-VERDI» viser landets testverdi fra t-test for gitt periode. Kolonnen «KRITISK VERDI» viser testens kritiske verdi, basert på signifikansnivå på 5% og antall frihetsgrader i perioden. Kolonnen «P-VERDI» viser sannsynligheten av å observere en like ekstrem t-verdi dersom nullhypotesen er sann. Kolonnen «SIGNIFIKANT?» viser utfallet av t-testen. Har land en verdi lik 1 i en gitt periode betyr det at aktive fond i landet har signifikant positiv FF5-risikojustert alpha. Er verdien lik 0 betyr det at aktive fond i landet ikke har signifikant positiv FF5-risikojustert alpha i perioden.

RESULTATER FRA T-TESTER AV FF5-RISIKOJUSTERT ALPHA

LAND	PERIODE	ESTIMAT	N	T-VERDI	KRITISK VERDI	P-VERDI	SIGNIFIKANT?
BELGIA	1	-0,001	10197	-4,756	1,645	1,000	0
DANMARK	1	-0,004	13593	-16,824	1,645	1,000	0
FINLAND	1	-0,004	9539	-11,564	1,645	1,000	0
FRANKRIKE	1	-0,002	48003	-15,889	1,645	1,000	0
IRLAND	1	-0,002	28437	-14,227	1,645	1,000	0
ITALIA	1	-0,001	13449	-3,978	1,645	1,000	0
LIECHTENSTEIN	1	-0,003	5521	-6,361	1,645	1,000	0
LUXEMBOURG	1	-0,003	114233	-31,913	1,645	1,000	0
NEDERLAND	1	-0,002	8505	-7,512	1,645	1,000	0
NORGE	1	-0,004	7043	-9,421	1,645	1,000	0
SPANIA	1	-0,003	23035	-19,984	1,645	1,000	0
STORBRYTANN	1	-0,002	53903	-14,903	1,645	1,000	0
SVEITS	1	-0,003	13403	-12,573	1,645	1,000	0
SVERIGE	1	-0,005	15101	-17,931	1,645	1,000	0
TYSKLAND	1	-0,003	23469	-17,879	1,645	1,000	0
ØSTERRIKE	1	-0,003	10799	-8,753	1,645	1,000	0
BELGIA	2	-0,001	9371	-5,213	1,645	1,000	0
DANMARK	2	-0,001	13223	-5,328	1,645	1,000	0
FINLAND	2	0,000	11243	-0,386	1,645	0,650	0
FRANKRIKE	2	0,000	59699	0,333	1,645	0,370	0
IRLAND	2	-0,002	37283	-14,497	1,645	1,000	0
ITALIA	2	0,000	7487	-0,841	1,645	0,800	0
LIECHTENSTEIN	2	-0,001	7211	-2,867	1,645	0,998	0
LUXEMBOURG	2	-0,001	135539	-15,063	1,645	1,000	0
NEDERLAND	2	-0,001	6347	-4,009	1,645	1,000	0
NORGE	2	0,001	6911	4,069	1,645	0,000	1
SPANIA	2	0,000	16547	0,746	1,645	0,228	0
STORBRYTANN	2	-0,002	57431	-20,162	1,645	1,000	0
SVEITS	2	-0,002	16907	-8,768	1,645	1,000	0
SVERIGE	2	-0,002	15275	-9,485	1,645	1,000	0
TYSKLAND	2	-0,001	19331	-6,184	1,645	1,000	0
ØSTERRIKE	2	0,000	11063	-0,112	1,645	0,545	0
BELGIA	3	-0,001	8303	-5,189	1,645	1,000	0
DANMARK	3	-0,002	13463	-8,111	1,645	1,000	0
FINLAND	3	-0,001	10691	-4,721	1,645	1,000	0
FRANKRIKE	3	-0,001	57659	-11,313	1,645	1,000	0
IRLAND	3	-0,002	44747	-13,963	1,645	1,000	0
ITALIA	3	-0,002	5663	-7,881	1,645	1,000	0
LIECHTENSTEIN	3	-0,002	6683	-4,022	1,645	1,000	0
LUXEMBOURG	3	-0,001	151619	-21,750	1,645	1,000	0
NEDERLAND	3	-0,001	5831	-4,754	1,645	1,000	0
NORGE	3	-0,001	5711	-2,743	1,645	0,997	0
SPANIA	3	-0,001	15323	-3,308	1,645	1,000	0
STORBRYTANN	3	-0,001	56819	-8,820	1,645	1,000	0
SVEITS	3	-0,002	17063	-9,041	1,645	1,000	0
SVERIGE	3	-0,001	13403	-4,112	1,645	1,000	0
TYSKLAND	3	-0,001	19463	-8,107	1,645	1,000	0
ØSTERRIKE	3	-0,002	10439	-7,048	1,645	1,000	0

Tabell A.8

Tabell A.8 viser resultater fra t-tester av inflow for aktive fond i hvert land, for hver periode. Hypotesetesten er ensidig, på et 5%-signifikansnivå (se underkapittel 5.2.1). Resultatene er presentert i kartene i figur 6, i underkapittel 6.2.3. Kolonnen «ESTIMAT» viser estimert gjennomsnittlig flow. Kolonnen «N» viser antall observasjoner det gitte landet har i den gitte perioden av flow. Kolonnen «T-VERDI» viser landets testverdi fra t-test for gitt periode. Kolonnen «KRITISK VERDI» viser testens kritiske verdi, basert på signifikansnivå på 5% og antall frihetsgrader. Kolonnen «P-VERDI» viser sannsynligheten av å observere en like ekstrem t-verdi dersom nullhypotesen er sann. Kolonnen «SIGNIFIKANT?» viser utfallet av t-testen. Har land en verdi lik 1 i en gitt periode betyr det at aktive fond i landet har signifikant inflow i perioden. Er verdien lik 0 betyr det at aktive fond i landet ikke har signifikant inflow i perioden.

RESULTATER FRA T-TESTER OM FLOW ≤ 0 FOR AKTIVE FOND

LAND	PERIODE	ESTIMAT	N	T-VERDI	KRITISK VERDI	P-VERDI	SIGNIFIKANT?
BELGIA	1	-0,004	9530	-5,029	1,645	1,000	0
DANMARK	1	0,000	13432	-0,195	1,645	0,577	0
FINLAND	1	0,007	8739	7,777	1,645	0,000	1
FRANKRIKE	1	0,004	47498	11,319	1,645	0,000	1
IRLAND	1	0,003	24110	4,129	1,645	0,000	1
ITALIA	1	-0,006	12507	-19,100	1,645	1,000	0
LIECHTENSTEIN	1	-0,002	4943	-2,048	1,645	0,980	0
LUXEMBOURG	1	0,003	102454	11,088	1,645	0,000	1
NEDERLAND	1	-0,002	5835	-2,697	1,645	0,996	0
NORGE	1	0,004	6527	4,218	1,645	0,000	1
SPANIA	1	-0,007	22604	-12,282	1,645	1,000	0
STORBUTANNIA	1	0,000	48850	0,333	1,645	0,369	0
SVEITS	1	-0,003	12207	-4,811	1,645	1,000	0
SVERIGE	1	0,003	13043	5,486	1,645	0,000	1
TYSKLAND	1	-0,009	22222	-25,892	1,645	1,000	0
ØSTERRIKE	1	-0,003	8729	-4,204	1,645	1,000	0
BELGIA	2	0,000	9490	-0,507	1,645	0,694	0
DANMARK	2	-0,002	13421	-3,987	1,645	1,000	0
FINLAND	2	0,004	11592	4,369	1,645	0,000	1
FRANKRIKE	2	0,000	60382	-0,694	1,645	0,756	0
IRLAND	2	0,004	36742	9,443	1,645	0,000	1
ITALIA	2	-0,006	7501	-15,842	1,645	1,000	0
LIECHTENSTEIN	2	-0,002	7112	-2,272	1,645	0,988	0
LUXEMBOURG	2	0,002	136249	8,330	1,645	0,000	1
NEDERLAND	2	-0,006	6063	-9,964	1,645	1,000	0
NORGE	2	0,000	7204	-0,001	1,645	0,501	0
SPANIA	2	0,005	16512	8,388	1,645	0,000	1
STORBUTANNIA	2	0,000	55841	0,133	1,645	0,447	0
SVEITS	2	-0,005	16407	-12,045	1,645	1,000	0
SVERIGE	2	0,002	15073	3,157	1,645	0,001	1
TYSKLAND	2	-0,005	19308	-16,717	1,645	1,000	0
ØSTERRIKE	2	-0,002	11541	-3,309	1,645	1,000	0
BELGIA	3	0,001	8498	0,947	1,645	0,172	0
DANMARK	3	-0,004	13690	-7,324	1,645	1,000	0
FINLAND	3	0,000	10796	-0,725	1,645	0,766	0
FRANKRIKE	3	0,001	58791	4,862	1,645	0,000	1
IRLAND	3	0,002	45013	4,830	1,645	0,000	1
ITALIA	3	-0,004	5651	-8,645	1,645	1,000	0
LIECHTENSTEIN	3	-0,001	7129	-1,550	1,645	0,939	0
LUXEMBOURG	3	0,000	155567	2,783	1,645	0,003	1
NEDERLAND	3	-0,004	5572	-6,896	1,645	1,000	0
NORGE	3	0,003	6018	4,721	1,645	0,000	1
SPANIA	3	0,005	15293	10,240	1,645	0,000	1
STORBUTANNIA	3	-0,002	55095	-9,750	1,645	1,000	0
SVEITS	3	-0,003	16987	-6,959	1,645	1,000	0
SVERIGE	3	0,002	13207	5,137	1,645	0,000	1
TYSKLAND	3	0,000	19484	-1,025	1,645	0,847	0
ØSTERRIKE	3	-0,001	10816	-2,740	1,645	0,997	0

Tabell A.9

Tabell A.9 viser resultater fra t-tester av outflow for aktive fond i hvert land, for hver periode. Hypotesetesten er ensidig, på 5%-signifikansnivå (se underkapittel 5.2.1). Resultatene er presentert i kartene i figur 6, i underkapittel 6.2.3. Kolonnen «ESTIMAT» viser estimert gjennomsnittlig flow. Kolonnen «N» viser antall observasjoner det gitte landet har i den gitte perioden av flow. Kolonnen «T-VERDI» viser landets testverdi fra t-test for gitt periode. Kolonnen «KRITISK VERDI» viser testens kritiske verdi, basert på signifikansnivå på 5% og antall frihetsgrader. Kolonnen «P-VERDI» viser sannsynligheten av å observere en like ekstrem t-verdi dersom nullhypotesen er sann. Kolonnen «SIGNIFIKANT?» viser utfallet av t-testen. Har land en verdi lik 1 i en gitt periode betyr det at aktive fond i landet har signifikant outflow i perioden. Er verdien lik 0 betyr det at aktive fond i landet ikke har signifikant outflow i perioden.

RESULTATER FRA T-TESTER OM FLOW ≥ 0 FOR AKTIVE FOND

LAND	PERIODE	ESTIMAT	N	T-VERDI	KRITISK VERDI	P-VERDI	SIGNIFIKANT?
BELGIA	1	-0,004	9530	-5,029	1,645	0,000	1
DANMARK	1	0,000	13432	-0,195	1,645	0,423	0
FINLAND	1	0,007	8739	7,777	1,645	1,000	0
FRANKRIKE	1	0,004	47498	11,319	1,645	1,000	0
IRLAND	1	0,003	24110	4,129	1,645	1,000	0
ITALIA	1	-0,006	12507	-19,100	1,645	0,000	1
LIECHTENSTEIN	1	-0,002	4943	-2,048	1,645	0,020	1
LUXEMBOURG	1	0,003	102454	11,088	1,645	1,000	0
NEDERLAND	1	-0,002	5835	-2,697	1,645	0,004	1
NORGE	1	0,004	6527	4,218	1,645	1,000	0
SPANIA	1	-0,007	22604	-12,282	1,645	0,000	1
STORBUTANNIA	1	0,000	48850	0,333	1,645	0,631	0
SVEITS	1	-0,003	12207	-4,811	1,645	0,000	1
SVERIGE	1	0,003	13043	5,486	1,645	1,000	0
TYSKLAND	1	-0,009	22222	-25,892	1,645	0,000	1
ØSTERRIKE	1	-0,003	8729	-4,204	1,645	0,000	1
BELGIA	2	0,000	9490	-0,507	1,645	0,306	0
DANMARK	2	-0,002	13421	-3,987	1,645	0,000	1
FINLAND	2	0,004	11592	4,369	1,645	1,000	0
FRANKRIKE	2	0,000	60382	-0,694	1,645	0,244	0
IRLAND	2	0,004	36742	9,443	1,645	1,000	0
ITALIA	2	-0,006	7501	-15,842	1,645	0,000	1
LIECHTENSTEIN	2	-0,002	7112	-2,272	1,645	0,012	1
LUXEMBOURG	2	0,002	136249	8,330	1,645	1,000	0
NEDERLAND	2	-0,006	6063	-9,964	1,645	0,000	1
NORGE	2	0,000	7204	-0,001	1,645	0,499	0
SPANIA	2	0,005	16512	8,388	1,645	1,000	0
STORBUTANNIA	2	0,000	55841	0,133	1,645	0,553	0
SVEITS	2	-0,005	16407	-12,045	1,645	0,000	1
SVERIGE	2	0,002	15073	3,157	1,645	0,999	0
TYSKLAND	2	-0,005	19308	-16,717	1,645	0,000	1
ØSTERRIKE	2	-0,002	11541	-3,309	1,645	0,000	1
BELGIA	3	0,001	8498	0,947	1,645	0,828	0
DANMARK	3	-0,004	13690	-7,324	1,645	0,000	1
FINLAND	3	0,000	10796	-0,725	1,645	0,234	0
FRANKRIKE	3	0,001	58791	4,862	1,645	1,000	0
IRLAND	3	0,002	45013	4,830	1,645	1,000	0
ITALIA	3	-0,004	5651	-8,645	1,645	0,000	1
LIECHTENSTEIN	3	-0,001	7129	-1,550	1,645	0,061	0
LUXEMBOURG	3	0,000	155567	2,783	1,645	0,997	0
NEDERLAND	3	-0,004	5572	-6,896	1,645	0,000	1
NORGE	3	0,003	6018	4,721	1,645	1,000	0
SPANIA	3	0,005	15293	10,240	1,645	1,000	0
STORBUTANNIA	3	-0,002	55095	-9,750	1,645	0,000	1
SVEITS	3	-0,003	16987	-6,959	1,645	0,000	1
SVERIGE	3	0,002	13207	5,137	1,645	1,000	0
TYSKLAND	3	0,000	19484	-1,025	1,645	0,153	0
ØSTERRIKE	3	-0,001	10816	-2,740	1,645	0,003	1

Tabell A.10

Tabell A.10 viser resultater fra t-tester av inflow for indeksfond for hvert land, for hver periode. Hypotesetesten er ensidig, på et 5%-signifikansnivå (se underkapittel 5.2.1). Resultatene er presentert i kartene i figur 7, i underkapittel 6.2.4. Kolonnen «ESTIMAT» viser estimert gjennomsnittlig flow. Kolonnen «N» viser antall observasjoner det gitte landet har i den gitte perioden av flow. Kolonnen «T-verdi» viser landets testverdi fra t-test for gitt periode. Kolonnen «KRITISK VERDI» viser testens kritiske verdi, basert på signifikansnivå på 5% og antall frihetsgrader. Kolonnen «P-VERDI» viser sannsynligheten av å observere en like ekstrem t-verdi dersom nullhypotesen er sann. Kolonnen «SIGNIFIKANT?» viser utfallet av t-testen. Har land en verdi lik 1 i en gitt periode betyr det at indeksfond i landet har signifikant inflow i perioden. Er verdien lik 0 betyr det at indeksfond i landet ikke har signifikant inflow i perioden. I periode 3 er Italia ekskludert fra kartet og testen, grunnet mangel på observasjoner.

RESULTATER FRA T-TESTER OM FLOW ≤ 0 FOR INDEKSFOND

LAND	PERIODE	ESTIMAT	N	T-VERDI	KRITISK VERDI	P-VERDI	SIGNIFIKANT?
BELGIA	1	-0,014	58	-5,859	1,672	1,000	0
DANMARK	1	0,001	58	0,852	1,672	0,199	0
FINLAND	1	0,009	46	2,420	1,679	0,010	1
FRANKRIKE	1	0,002	58	0,314	1,672	0,377	0
IRLAND	1	0,005	56	1,815	1,673	0,037	1
ITALIA	1	-0,016	34	-3,473	1,691	0,999	0
LIECHTENSTEIN	1	-0,004	22	-0,880	1,717	0,806	0
LUXEMBOURG	1	0,000	58	-0,058	1,672	0,523	0
NEDERLAND	1	0,012	58	3,650	1,672	0,000	1
NORGE	1	0,005	58	2,662	1,672	0,005	1
SPANIA	1	-0,015	46	-4,782	1,679	1,000	0
STORBRYTANIA	1	0,001	58	2,235	1,672	0,015	1
SVEITS	1	0,013	58	8,153	1,672	0,000	1
SVERIGE	1	0,015	58	4,985	1,672	0,000	1
TYSKLAND	1	-0,016	58	-4,937	1,672	1,000	0
ØSTERRIKE	1	-0,011	46	-1,899	1,679	0,968	0
BELGIA	2	-0,006	59	-2,594	1,671	0,994	0
DANMARK	2	0,001	59	0,754	1,671	0,227	0
FINLAND	2	0,009	59	3,956	1,671	0,000	1
FRANKRIKE	2	-0,008	59	-5,926	1,671	1,000	0
IRLAND	2	0,004	59	2,457	1,671	0,008	1
ITALIA	2	-0,012	23	-3,573	1,714	0,999	0
LIECHTENSTEIN	2	-0,014	49	-3,051	1,677	0,998	0
LUXEMBOURG	2	0,000	59	0,049	1,671	0,481	0
NEDERLAND	2	0,000	59	-0,121	1,671	0,548	0
NORGE	2	0,003	59	2,906	1,671	0,003	1
SPANIA	2	0,002	59	1,154	1,671	0,127	0
STORBRYTANIA	2	0,004	59	10,200	1,671	0,000	1
SVEITS	2	0,005	59	8,222	1,671	0,000	1
SVERIGE	2	0,014	59	8,060	1,671	0,000	1
TYSKLAND	2	-0,014	59	-6,237	1,671	1,000	0
ØSTERRIKE	2	-0,001	59	-0,175	1,671	0,569	0
BELGIA	3	-0,004	59	-2,760	1,671	0,996	0
DANMARK	3	0,007	59	4,556	1,671	0,000	1
FINLAND	3	0,009	59	6,815	1,671	0,000	1
FRANKRIKE	3	-0,005	59	-2,794	1,671	0,996	0
IRLAND	3	0,002	59	3,137	1,671	0,001	1
ITALIA	3	-	-	-	-	-	-
LIECHTENSTEIN	3	-0,005	59	-1,153	1,671	0,873	0
LUXEMBOURG	3	0,005	59	5,827	1,671	0,000	1
NEDERLAND	3	0,007	59	6,759	1,671	0,000	1
NORGE	3	0,007	59	6,534	1,671	0,000	1
SPANIA	3	-0,001	59	-0,475	1,671	0,682	0
STORBRYTANIA	3	0,003	59	7,538	1,671	0,000	1
SVEITS	3	0,002	59	3,521	1,671	0,000	1
SVERIGE	3	0,009	59	7,729	1,671	0,000	1
TYSKLAND	3	0,006	58	2,789	1,672	0,004	1
ØSTERRIKE	3	-0,013	59	-3,741	1,671	1,000	0

Tabell A.11

Tabell A.11 viser resultater fra t-tester av outflow for indeksfond for hvert land, for hver periode. Hypotesetesten er ensidig, på et 5%-signifikansnivå (se underkapittel 5.2.1). Resultatene er presentert i kartene i figur 7, i underkapittel 6.2.4. Kolonnen «ESTIMAT» viser estimert gjennomsnittlig flow. Kolonnen «N» viser antall observasjoner det gitte landet har i den gitte perioden av flow. Kolonnen «T-VERDI» viser landets testverdi fra t-test for gitt periode. Kolonnen «KRITISK VERDI» viser testens kritiske verdi, basert på signifikansnivå på 5% og antall frihetsgrader. Kolonnen «P-VERDI» viser sannsynligheten av å observere en like ekstrem t-verdi dersom nullhypotesen er sann. Kolonnen «SIGNIFIKANT?» viser utfallet av t-testen. Har land en verdi lik 1 i en gitt periode betyr det at indeksfond i landet har signifikant outflow i perioden. Er verdien lik 0 betyr det at indeksfond i landet ikke har signifikant outflow i perioden. I periode 3 er Italia ekskludert fra kartet og testen, grunnet mangel på observasjoner.

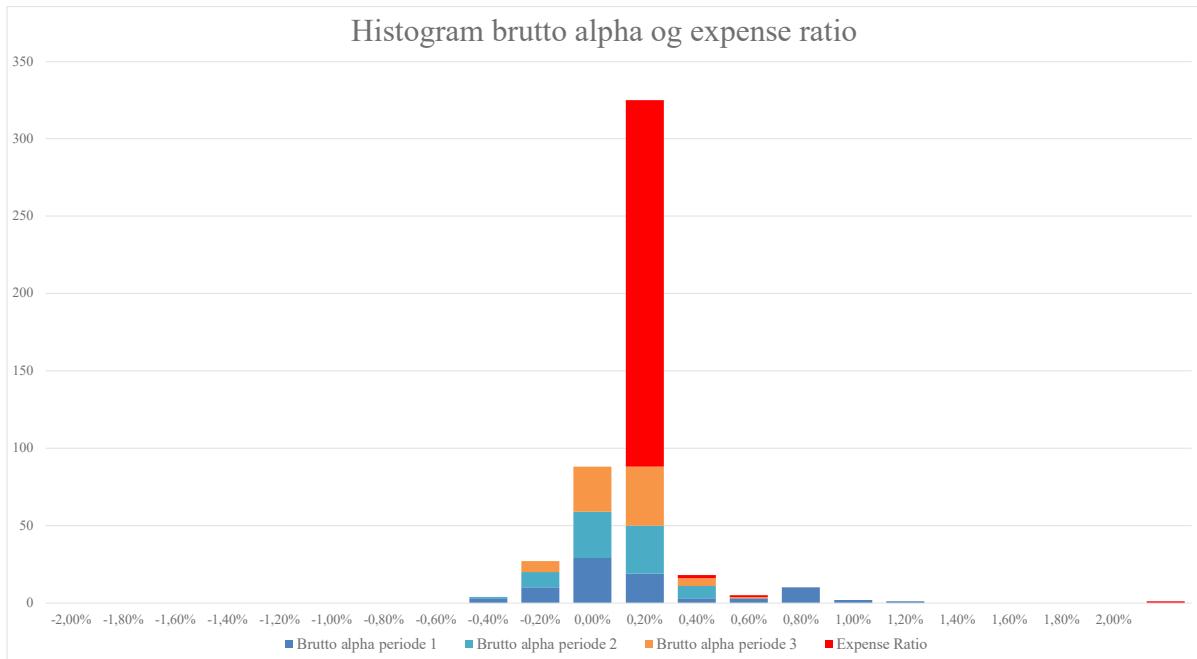
RESULTATER FRA T-TESTER OM $FLOW \geq 0$ FOR INDEKSFOND

LAND	PERIODE	ESTIMAT	N	T-VERDI	KRITISK VERDI	P-VERDI	SIGNIFIKANT?
BELGIA	1	-0,014	58	-5,859	1,672	0,000	1
DANMARK	1	0,001	58	0,852	1,672	0,801	0
FINLAND	1	0,009	46	2,420	1,679	0,990	0
FRANKRIKE	1	0,002	58	0,314	1,672	0,623	0
IRLAND	1	0,005	56	1,815	1,673	0,963	0
ITALIA	1	-0,016	34	-3,473	1,691	0,001	1
LIECHTENSTEIN	1	-0,004	22	-0,880	1,717	0,194	0
LUXEMBOURG	1	0,000	58	-0,058	1,672	0,477	0
NEDERLAND	1	0,012	58	3,650	1,672	1,000	0
NORGE	1	0,005	58	2,662	1,672	0,995	0
SPANIA	1	-0,015	46	-4,782	1,679	0,000	1
STORBUTANNIA	1	0,001	58	2,235	1,672	0,985	0
SVEITS	1	0,013	58	8,153	1,672	1,000	0
SVERIGE	1	0,015	58	4,985	1,672	1,000	0
TYSKLAND	1	-0,016	58	-4,937	1,672	0,000	1
ØSTERRIKE	1	-0,011	46	-1,899	1,679	0,032	1
BELGIA	2	-0,006	59	-2,594	1,671	0,006	1
DANMARK	2	0,001	59	0,754	1,671	0,773	0
FINLAND	2	0,009	59	3,956	1,671	1,000	0
FRANKRIKE	2	-0,008	59	-5,926	1,671	0,000	1
IRLAND	2	0,004	59	2,457	1,671	0,992	0
ITALIA	2	-0,012	23	-3,573	1,714	0,001	1
LIECHTENSTEIN	2	-0,014	49	-3,051	1,677	0,002	1
LUXEMBOURG	2	0,000	59	0,049	1,671	0,519	0
NEDERLAND	2	0,000	59	-0,121	1,671	0,452	0
NORGE	2	0,003	59	2,906	1,671	0,997	0
SPANIA	2	0,002	59	1,154	1,671	0,873	0
STORBUTANNIA	2	0,004	59	10,200	1,671	1,000	0
SVEITS	2	0,005	59	8,222	1,671	1,000	0
SVERIGE	2	0,014	59	8,060	1,671	1,000	0
TYSKLAND	2	-0,014	59	-6,237	1,671	0,000	1
ØSTERRIKE	2	-0,001	59	-0,175	1,671	0,431	0
BELGIA	3	-0,004	59	-2,760	1,671	0,004	1
DANMARK	3	0,007	59	4,556	1,671	1,000	0
FINLAND	3	0,009	59	6,815	1,671	1,000	0
FRANKRIKE	3	-0,005	59	-2,794	1,671	0,004	1
IRLAND	3	0,002	59	3,137	1,671	0,999	0
ITALIA	3	-	-	-	-	-	-
LIECHTENSTEIN	3	-0,005	59	-1,153	1,671	0,127	0
LUXEMBOURG	3	0,005	59	5,827	1,671	1,000	0
NEDERLAND	3	0,007	59	6,759	1,671	1,000	0
NORGE	3	0,007	59	6,534	1,671	1,000	0
SPANIA	3	-0,001	59	-0,475	1,671	0,318	0
STORBUTANNIA	3	0,003	59	7,538	1,671	1,000	0
SVEITS	3	0,002	59	3,521	1,671	1,000	0
SVERIGE	3	0,009	59	7,729	1,671	1,000	0
TYSKLAND	3	0,006	58	2,789	1,672	0,996	0
ØSTERRIKE	3	-0,013	59	-3,741	1,671	0,000	1

Appendiks B – Figurer

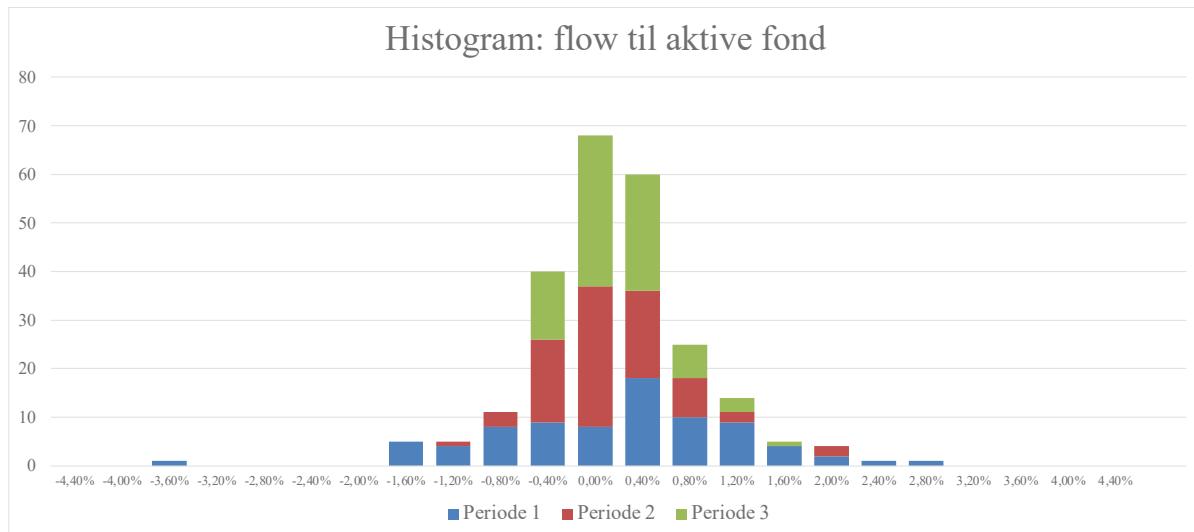
Figur B.1

Figuren illustrerer frekvensdistribusjonen av gjennomsnittlig månedlig brutto alpha og gjennomsnittlig månedlig expense ratio i form av et histogram. Y-aksen representerer frekvensen. X-aksen representerer størrelsen på observasjonene. Gjennomsnittlig månedlig brutto alpha i periode 1 (2005-2009) er representert med fargen blå, periode 2 (2010-2014) er representert med turkis og periode 3 (2015-2019) er representert med oransje. Gjennomsnittlig månedlig expense ratio fra 2005-2019 er representert med fargen rød. Figuren er laget på gjennomsnittlige observasjoner per år for hvert land.



Figur B.2

Figuren illustrerer frekvensdistribusjonen av gjennomsnittlig månedlig flow til aktive fond for hver periode og samlet over alle periodene. Periode 1 (2005-2009) er representert med fargen blå, periode 2 (2010-2014) er representert med fargen rød og periode 3 (2015-2019) er representert med fargen grønn. Y-aksen representerer frekvensen. X-aksen representerer størrelsen på observasjonene. Figuren er laget på gjennomsnittlige observasjoner per år for hvert land.

**Figur B.3**

Figuren illustrerer frekvensdistribusjonen av gjennomsnittlig månedlig flow til indeksfond for hver periode og samlet over alle periodene. Periode 1 (2005-2009) er representert med fargen blå, periode 2 (2010-2014) er representert med fargen rød og periode 3 (2015-2019) er representert med fargen grønn. Y-aksen representerer frekvensen. X-aksen representerer størrelsen på observasjonene, fra -4,40% til 4,40%. Figuren er laget på gjennomsnittlige observasjoner per år for hvert land.

